

## Resumen

En este trabajo investigamos la existencia de varios clubes de convergencia institucional en la eurozona utilizando seis indicadores de gobernanza del Banco Mundial para el período 2002-2019. Aplicamos la metodología de Phillips y Sul (2007, 2009) y la dinámica de las distribuciones *kernel*. Detectamos varios clubes de convergencia y una clara polarización con fondo geográfico: por un lado, los países con instituciones de mejor calidad, situados en el norte y oeste de la eurozona y, por otro, los de calidad más baja, localizados en el este y sur de la Unión Económica y Monetaria (UEM). De esos resultados derivamos prescripciones de política económica.

*Palabras clave:* convergencia institucional, eurozona, clubes de convergencia, análisis de dinámica distribucional.

## Abstract

This paper analyses the presence of institutional-convergence clubs across the Eurozone, using six governance indicators of the World Bank for the period 2002-2019. We apply the Phillips and Sul (2007, 2009) methodology and the distributional analysis based on kernel distributions. We detect several convergence clubs and a clear polarization based on geographical characteristics: On the one hand, countries with higher quality institutions, located in the north and west of the Eurozone, and on the other, those with lower quality, located in the east and south of the Economic and Monetary Union (EMU). From these results we derive some economic policy prescriptions.

*Keywords:* institutional-convergence, eurozone, convergence clubs, distributional analysis.

*JEL classification:* E02, K20, L50.

# CLUBES DE CONVERGENCIA INSTITUCIONAL EN LA ZONA DEL EURO

José GARCÍA-SOLANES

Arielle BEYAERT

Laura LÓPEZ-GÓMEZ

Universidad de Murcia

## I. INTRODUCCIÓN

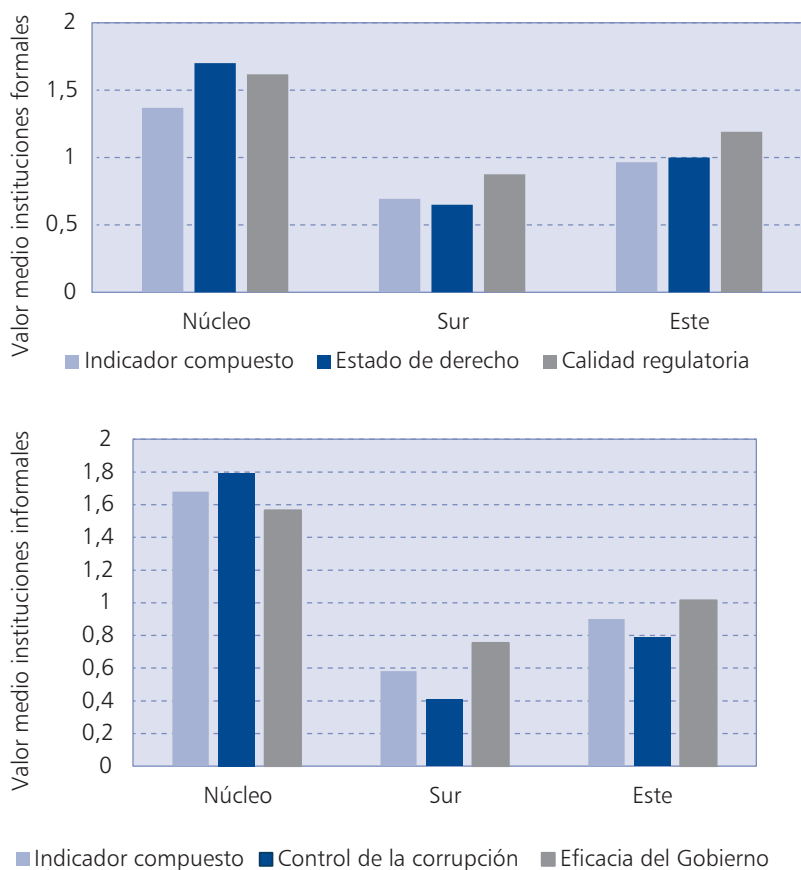
La literatura disponible hasta estos momentos sobre la convergencia de las instituciones de la zona del euro presupone que existe un nivel institucional de largo plazo al que deberían tender todos los países miembros, o toma la calidad de los países más adelantados como referencia para los países con instituciones más débiles. En este artículo nos separamos de esas presunciones y analizamos hasta qué punto la evolución institucional de los países de la eurozona está configurando varios clubes de convergencia, cada uno con tendencias propias en los principales indicadores institucionales. El tema es de gran relevancia porque, dado que las instituciones son el principal determinante del crecimiento económico de largo plazo (Hall y Jones, 1999; Rodrik Subramanian y Trebbi 2004; Acemoglu, Gallego y Robinson, 2014, por ejemplo), si existe discordancia permanente en la calidad institucional de los países, los niveles de renta per cápita al que estos pueden aspirar a largo plazo también serán distintos, en contra de los objetivos de desarrollo económico armónico que persiguen los tratados fundacionales de la Unión Europea.

El euro se creó con diferencias notables en estructuras econó-

micas e institucionales de los países miembros, con la creencia de que la propia adopción de la moneda común induciría *ex post* a los Estados con instituciones más débiles a reformarlas con la vista puesta en la calidad institucional de los Estados más avanzados. Es lo que se conoce como tesis de endogeneidad de las áreas monetarias óptimas, aplicada también a las instituciones. La experiencia demuestra que esas expectativas no se cumplieron, y que en muchos casos los países con instituciones de calidad inferior no solo suprimieron las reformas que tenían proyectadas, sino que reversionaron cambios institucionales que ya habían emprendido. Una de las razones principales, resaltada por Fernández-Villaverde, Garicano y Santos (2013), es que la abundante entrada de capitales en los países periféricos en los años siguientes a la adopción del euro relajó las restricciones presupuestarias privadas y públicas de sus residentes, y con ello la presión de estos para acometer las reformas y los cambios institucionales planeados.

Por todo ello, la heterogeneidad institucional actual entre los países de la zona del euro es grande. Las figuras del gráfico 1 reflejan claramente las diferencias institucionales, para algunos de los indicadores que utilizamos en este trabajo, entre tres blo-

**GRÁFICO 1**  
**INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL E INFORMAL**  
**(VALOR MEDIO DEL GRUPO) PARA LOS PAÍSES DEL NÚCLEO,**  
**SUR Y ESTE DE LA EUROZONA. AÑO 2019**



Fuente: Elaboración propia.

ques tradicionales de países de la eurozona: el núcleo, constituido por Alemania, Austria, Bélgica, Finlandia, Francia, Luxemburgo y los Países Bajos; el grupo de países del sur compuesto por España, Grecia, Italia y Portugal; y el grupo de países del este cuyos miembros son Estonia, Letonia y Lituania, además de Eslovaquia y Eslovenia.

El panel superior del gráfico 1 representa los valores medios para cada grupo de países de algunos indicadores institucionales de naturaleza *formal* (Estado de derecho, Calidad regulatoria

y un índice compuesto de un conjunto de ellos), y el panel inferior hace lo propio con los indicadores de carácter *informal* (Control de la corrupción, Eficacia del Gobierno y un índice compuesto de un conjunto de ellos) siguiendo la diferenciación de North (1990). Como puede observarse, existe una brecha clara entre los países del núcleo, por un lado, y el resto de países por otro, siendo las economías del sur las más rezagadas. Las diferencias más pronunciadas corresponden a Estado de derecho y a Control de la corrup-

ción, unos rasgos que también resalta Papaioannou (2016).

En este artículo investigamos si esa heterogeneidad institucional tiende o no a desaparecer con el paso del tiempo; es decir, si los niveles de calidad institucional nacionales convergen hacia un nivel común, o si, por el contrario, en la eurozona se han formado varios clubes de convergencia con niveles de equilibrio diferentes en cada uno de ellos. Esto nos permitirá averiguar si alguno o algunos de esos clubes están atrapados en trampas de calidad institucional muy baja, de las que no pueden salir sin realizar reformas institucionales drásticas. Para tal fin aplicamos dos tipos de metodologías complementarias utilizando seis indicadores de gobernanza del Banco Mundial y dos índices compuestos de las mismas. El primer tipo de metodología son los contrastes de Phillips y Sul (2007, 2009), especialmente diseñados para distinguir entre varios tipos de convergencia y divergencia, e identificar clubes de convergencia en paneles de países. Como segunda metodología analizamos la dinámica de la distribución en sección transversal de toda la muestra para cada una de las variables, en la misma línea de Beyaert, García-Solanes y López-Gómez (2019). La utilización de estos dos enfoques complementarios, y su aplicación a la calidad institucional de los países de la zona del euro, son las innovaciones principales de nuestro trabajo. Las propiedades de estas técnicas nos permiten refinar el análisis y derivar conclusiones y políticas más precisas y específicas para cada país.

Nuestros resultados ponen en evidencia que existen varios clubes de convergencia dentro

de la zona del euro para cada uno de los seis indicadores institucionales utilizados y para los respectivos índices compuestos, y una clara polarización entre dos grupos de clubes con marcada localización geográfica: los países con instituciones de mejor calidad están situados en el norte y oeste de la eurozona, y los de calidad más baja se encuentran en el este y sur de la Unión Económica y Monetaria (UEM). Además, descubrimos que algunos clubes están atrapados en trampas de baja calidad institucional, y que varios países, particularmente Grecia, divergen cada vez más (hacia peor) del resto de los miembros de la eurozona en casi todos los indicadores institucionales.

El resto del artículo se organiza de la manera siguiente. La sección segunda presenta una breve revisión de la literatura sobre convergencia institucional en la eurozona; en la sección tercera identificamos los clubes de convergencia y examinamos la dinámica de los mismos a lo largo del período de la muestra. Finalmente, la cuarta sección ofrece las conclusiones principales y algunas propuestas de política económica.

## II. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

El análisis de la convergencia institucional es relativamente reciente. Elert y Halvarsson (2012), Heckelman (2015), Savoia y Sen (2016) y La Porta, López de Silanes y Schleifer (2019) investigaron el tema en muestras grandes de países y para datos institucionales de variadas fuentes, y obtuvieron que, en general, los países con calidad institucional inferior experimentan cambios

institucionales más rápidos que los países con calidad institucional más elevada.

Desde hace muy pocos años contamos con estudios empíricos sobre la convergencia y/o sobre las diferencias institucionales de países europeos. Arestis, Bárcena y Pérez-Moreno (2018) calcularon la desigualdad en calidad institucional de los países de la eurozona mediante el coeficiente de Gini. Utilizaron el índice de competitividad global (*Global Competitiveness Index*), construido por el Foro Económico Mundial, para el período 2007 a 2017, y obtuvieron que las fuentes principales de desigualdad en calidad institucional radican en los indicadores de ética y corrupción, la influencia injustificada en las decisiones judiciales del Gobierno, y en la protección de los derechos de propiedad.

Schönfelder y Wagner (2019) investigaron si se produce convergencia institucional a lo largo del proceso de integración europea, mediante ejercicios de estadística descriptiva y test de convergencia  $\sigma$  y  $\beta$ , para varios grupos de países europeos. Utilizaron dos conjuntos de indicadores de desarrollo institucional, los índices de gobernanza mundial, y los indicadores institucionales desarrollados por la OCDE referentes a las regulaciones de los mercados de productos y de trabajo. Estos autores detectaron convergencia- $\beta$  en los dos tipos de indicadores para el amplio grupo de países formado por la UE y sus aspirantes y candidatos, pero ausencia de convergencia dentro de la eurozona en lo que se refiere a la gobernanza.

Beyaert, García-Solanes y López-Gómez (2019) aplicaron un test de convergencia estocás-

tica a seis grupos de variables de la *Guía internacional de riesgo de los países* (*International Country Risk Guide*, ICRG) elaborada por el grupo PRS para el período 1986 a 2018. Encontraron que no existe convergencia en ninguna de las variables y para ninguno de los grupos o subgrupos de países europeos considerados. Además, su análisis de la dinámica distribucional de las variables reveló que, desde la introducción del euro, ni los países de la periferia (Grecia, Italia, España, Portugal, Irlanda, Malta y Chipre) ni las economías del este europeo de la eurozona (Estonia, Letonia, Lituania, Eslovaquia y Eslovenia) han seguido un proceso de *catching up* con respecto a los tres países con mejor calidad de la eurozona.

Finalmente, Pérez-Moreno, Bárcena y Ritzen (2020) investigaron la convergencia institucional en los países de la eurozona durante los años de la Gran Recesión (2008-2014) y los años posteriores (2014-2017), para desvelar hasta qué punto las fases del ciclo económico influyen sobre dicha convergencia. Utilizaron indicadores incluidos en el índice de competitividad global elaborado por el Foro Económico Mundial como representantes del mundo de los negocios. Sus resultados indican que la eurozona registra divergencia institucional incluso más intensa que la observada en otros grupos de países, y que la crisis financiera afectó negativamente a toda la zona del euro, pero con más intensidad a los países de su periferia.

Muy recientemente, algunos investigadores están examinando la posibilidad de que la convergencia institucional se configure en términos de clubes de

convergencia, basándose en la idea de que la dinámica institucional puede tener equilibrios múltiples en el largo plazo, igual que sucede en la teoría del crecimiento económico. Además, en la práctica, es lógico que los países puedan agruparse formando subgrupos con características institucionales propias por el hecho de ser unidades heterogéneas. Si eso es así, los test de convergencia detectarán varios clubes, y ello implicará que los países de la muestra tenderán hacia niveles de renta per cápita y de bienestar muy distintos a largo plazo.

Pérez Moreno, Bárcena y Ritzen (2020) realizaron un análisis clúster para detectar subgrupos homogéneos de países en función de su contribución a la desigualdad institucional de toda la eurozona medida por el coeficiente de Gini. Pudieron identificar dos grupos, centro y periferia, respectivamente, con dinámicas institucionales cada vez más separadas, confirmando así los hallazgos previos de Papaioannou (2016), Jaccard y Smets (2017) y Beyaert, García-Solanes y López-Gómez (2019), entre otros. Pero, dado que la diversidad institucional entre países tiene más matices, algunos autores han recurrido a técnicas de detección de clubes con enfoques más abiertos y matizados.

Los test de Phillips y Sul (2007, 2009) satisfacen esos criterios. Aparte de incorporar un factor común que representa la tendencia de largo plazo dentro de un grupo, este test también incluye efectos idiosincráticos de los miembros del grupo a corto plazo, que no son tenidos en cuenta en los contrastes de sección transversal tradicionales basados en la convergencia  $\sigma$  y  $\beta$ .

Por lo que nosotros sabemos, Kar, Roy y Sen (2019) es el primer trabajo que aplica los test de Phillips y Sul (2007, 2009) para detectar clubes de convergencia institucional. Estos autores utilizan una muestra de 117 países con distintos grados de desarrollo y los indicadores institucionales de la *Guía internacional de riesgo de los países*. Con datos del período 1985 a 2015, demuestran que en muchos países en vías de desarrollo la calidad de las instituciones está atrapada en trampas de muy bajo nivel, y sin posibilidad de converger hacia los niveles de los países más adelantados. Realizan un análisis similar para detectar clubes en renta per cápita, y mediante regresiones *probit* bivalente demuestran que las trampas institucionales son determinantes significativos de las trampas en renta per cápita. La deducción inmediata es que, para escapar de las trampas en baja renta per cápita, los países deben romper las condiciones que los tienen pillados en instituciones de baja calidad. Realizando un análisis muy semejante al de Kar, Roy y Sen (2019), y utilizando el índice de mercantilización (*Marketization Index*) como medida de la calidad institucional, Glawe y Wagner (2019) obtuvieron resultados semejantes a los de Kar, Roy y Sen (2019), pero circunscritos a las provincias de China.

### III. ANÁLISIS DE CLUBES DE CONVERGENCIA INSTITUCIONAL EN LA EUROZONA

Como ya hemos indicado más arriba, aplicamos la metodología desarrollada por Phillips y Sul (2007, 2009) y mejorada por Lyncker y Thoennessen (2017)

para detectar posibles clubes de convergencia institucional, formal e informal, entre los países del euro. Esta metodología utiliza datos de panel a los que aplica varios algoritmos para detectar clústeres de países con instituciones que convergen entre sí. Para este fin, modeliza el comportamiento de los países tanto en el largo como en el corto plazo, y analiza si la heterogeneidad de los países del grupo respecto del posible componente común de largo plazo desaparece con el tiempo. Tiene además la ventaja de no necesitar averiguar si las series son estacionarias o no.

En esencia, esta metodología consiste en la realización –repetida y ordenada– de un contraste de convergencia *log-t*, sobre grupos y subgrupos de países, basado en la estimación de un modelo econométrico concreto, propio de esta metodología. El procedimiento sirve para detectar convergencia global o absoluta entre todos los miembros del panel, e identificar, asimismo, eventuales clubes de convergencia y grupos de países divergentes. En el anexo de este artículo ofrecemos una síntesis de esta metodología. En esta sección es suficiente indicar que el elemento crucial del análisis lo conforma un estadístico *t de Student*, robusto a la autocorrelación y la heteroscedasticidad, llamado «estadístico *log-t*», asociado al contraste de la nulidad del coeficiente de la variable explicativa «logaritmo del tiempo» ( $\log(t)$ ) en una regresión simple en la que la variable explicada es una transformación concreta –detalladamente justificada por Phillips y Sul (2007)– de las variables que nos interesan analizar, que en nuestro caso son los indicadores de calidad institucional de los países de la eurozona.

Examinamos la convergencia de esos indicadores de uno en uno.

Para entender los resultados que comentamos a continuación, es importante saber que la metodología estima primero una distancia relativa de cada país con respecto a la media del conjunto de países del euro ( $h_{it}$ ), llamada senda de transición relativa (véase el anexo) y aplica los contrastes de convergencia hacia esa distancia. La convergencia institucional entre los países de un grupo referida a un indicador dado, se rechaza al 5 por 100, si el test *log-t* aplicado a los datos de este grupo toma un valor inferior a -1,65.

Aplicamos la metodología descrita en el anexo a los seis indicadores de gobernanza que elabora el Banco Mundial, y realizamos un estudio separado para las instituciones formales e informales, atendiendo a la diferenciación de North (1990). Las instituciones *formales* se refieren a armazones legales y judiciales y a la implementación de las políticas de los Gobiernos y suelen modificarse de manera brusca. Por el contrario, las instituciones *informales* están ligadas a la cultura, los hábitos y los comportamientos de los agentes, y tienden a cambiar de modo continuo pero con ritmo pausado. De acuerdo con esta caracterización, desglosamos los indicadores de gobernanza del Banco Mundial en tres de carácter formal, Estabilidad política, Estado de derecho y Calidad regulatoria, y otros tres de naturaleza informal, Voz y responsabilidad, Eficacia del Gobierno y Control de la corrupción. Además, a efectos de examinar el comportamiento sintético de cada uno de estos dos grupos de indicadores en cada país, hemos construido

dos índices compuestos (media aritmética) de las calidades institucionales formal e informal, respectivamente. El análisis se realiza para el período comprendido entre 2002 y 2019, los años para los que están disponibles estos indicadores.

El cuadro n.º 1 presenta los resultados de los estadísticos *log-t* obtenidos para el conjunto de la eurozona (véase su significado detallado en el anexo de este artículo), tanto para instituciones formales como informales.

Como puede apreciarse en este cuadro, los estadísticos de todos los indicadores se encuentran por debajo de -1,65, lo cual indica que los países del euro no convergen institucionalmente, como grupo, en ninguna de las categorías institucionales individuales, ni tampoco en los indicadores compuestos. Sin embargo, eso no cierra la posibilidad de que algunos subgrupos de países dentro del área converjan entre sí. Para analizar esta posibilidad, aplicamos los algoritmos que detectan clústeres y obtenemos

que, efectivamente, existen diversos clubes de convergencia. Los resultados se presentan, separadamente por categorías, en los cuadros 2 y 3, respectivamente. En cada uno de ellos, los clubes van ordenados de mejor (club 1) a peor (hasta club 5) calidad institucional. Además, en los cuadros también se indican los países que divergen de todos los demás y que, por consiguiente, no pueden ser incluidos en ningún club. A continuación analizamos los resultados de cada cuadro por separado.

## 1. Clubes de convergencia para indicadores de calidad institucional formal

El cuadro n.º 2 muestra los clubes que se han obtenido para los indicadores de calidad institucional formal. Por la propia definición de clubes de convergencia y por el estadístico que utilizamos para identificarlos, la convergencia está garantizada entre los países que forman parte de un mismo club.

CUADRO N.º 1

### ESTADÍSTICOS LOG-T PARA LOS INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL E INFORMAL, ZONA DEL EURO EN SU CONJUNTO. PERÍODO: 2002-2019

	ESTADÍSTICOS LOG-T
<b>Indicadores de instituciones formales</b>	
Estabilidad política	-1.751
Estado de derecho	-2.080
Calidad regulatoria	-5.661
Indicador compuesto de calidad institucional formal	-6.178
<b>Indicadores de instituciones informales</b>	
Voz y responsabilidad	-8.629
Eficacia del Gobierno	-8.897
Control de la corrupción	-1.663
Indicador compuesto de calidad institucional informal	-6.804

Nota: Si el estadístico *log-t* < -1,65 entonces no hay convergencia absoluta y hay que buscar clubes.

CUADRO N.º 2

## CLUBES DE CONVERGENCIA PARA LOS INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL, 2002-2019

	ESTABILIDAD POLÍTICA	ESTADO DE DERECHO	CALIDAD REGULATORIA	INDICADOR COMPUESTO DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL
<b>Club 1</b>	Austria, Alemania, Bélgica, Estonia, España, Chipre, Finlandia, Irlanda, Italia, Países Bajos, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Eslovaquia, Eslovenia, Portugal	Finlandia y Países Bajos	Países Bajos, Alemania, Finlandia, Luxemburgo y Estonia	Finlandia, Luxemburgo, Países Bajos, Estonia, Austria, Alemania, Irlanda y Lituania
<i>Estadístico-t</i>	0,215	-1,032	0,393	-0,410
<b>Club 2</b>	—	Austria, Luxemburgo y Lituania	Irlanda, Austria, Malta, Bélgica y Francia	Malta, Portugal, Bélgica, Letonia, Eslovenia, España, Francia, Chipre y Eslovaquia.
<i>Estadístico-t</i>	—	0,222	-1,354	-0,751
<b>Club 3</b>	—	Alemania, Francia, Irlanda, Bélgica, Estonia y Portugal	Lituania, Letonia, Chipre, España y Portugal	—
<i>Estadístico-t</i>	—	0,189	-1,440	—
<b>Club 4</b>	—	Malta, Eslovenia, España, Letonia, Chipre y Eslovaquia	Italia y Eslovenia	—
<i>Estadístico-t</i>	—	1,092	-0,860	—
<b>Club 5</b>	—	Italia y Grecia	—	—
<i>Estadístico-t</i>	—	0,434	—	—
<b>Países divergentes</b>	Francia y Grecia	—	Grecia y Eslovaquia	Grecia e Italia

Nota: El valor del *log-t* superior a -1,65 indica que los países del grupo forman un club de convergencia.

En estabilidad política identificamos un club que engloba a todos los miembros de la eurozona excepto dos países divergentes. Uno de esos países es Francia, cuyo comportamiento político sobresale en estabilidad y diverge positivamente de los demás, y el otro país es Grecia, con una estabilidad política muy débil cada vez más alejada negativamente del resto de la eurozona. En el indicador Estado de derecho se detectan cinco clubes y ningún país divergente. Los países con mejor calidad normativa y judicial, miembros del club 1, son Finlandia y Países Bajos; en el otro extremo, están los componentes del club 5 con el índice más bajo, Italia y Grecia.

Para el indicador Calidad regulatoria se obtienen cuatro clubes de convergencia y dos países

que divergen de toda la zona del euro, que son Grecia y Eslovaquia. Los países con mejor calidad regulatoria son Alemania, Finlandia, Países Bajos, Luxemburgo y Estonia, mientras que los que peor desempeño tienen son Italia y Eslovenia, los cuales comparten un estado estacionario de calidad inferior.

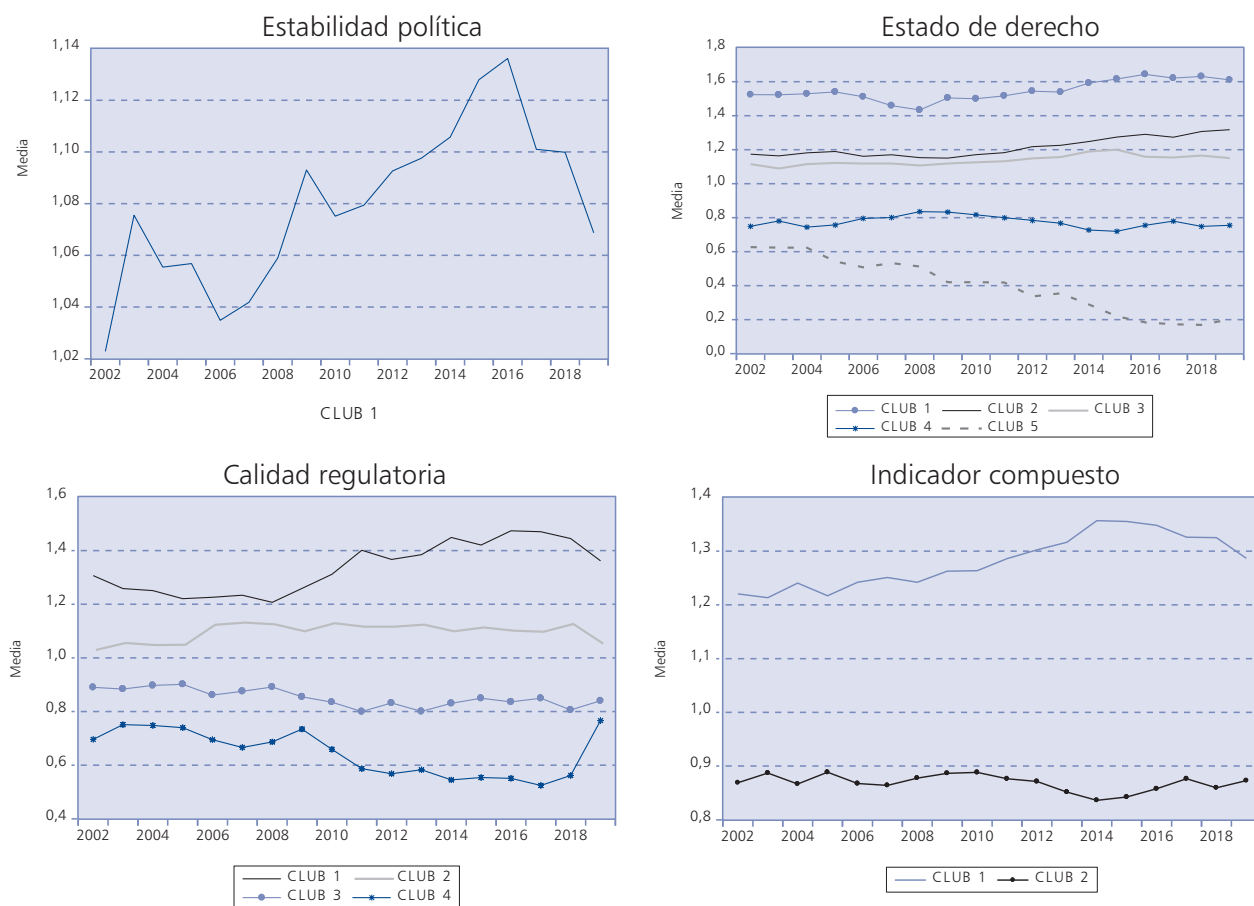
El análisis del indicador compuesto revela claramente la existencia de dos clubes en instituciones formales, y dos países que divergen de ambos. El club 1 está compuesto por varios países del centro de la eurozona (Finlandia, Luxemburgo, Austria y Alemania) más Irlanda y dos países bálticos (Lituania, y Estonia). El club 2, con calidad institucional inferior, lo integran países del sur de la eurozona (Malta, Chipre, España, Portugal), dos países del este eu-

ropeo (Eslovenia y Eslovaquia) más Bélgica y Francia. Los países que divergen del resto de la eurozona son Grecia e Italia, y lo hacen hacia una situación peor. El indicador compuesto revela, por tanto, una clara brecha institucional entre dos grupos de países formados, a grandes rasgos, por economías del centro, por un lado, y de la periferia de la eurozona, por otro. Además, confirma que algunos países del sur, en este caso Grecia e Italia, están divergiendo de los demás miembros de la UEM hacia una situación peor.

Completamos el análisis de los clubes de convergencia en instituciones formales ofreciendo una visión dinámica de los mismos a través de dos metodologías: a) calculando y representando las sendas de transición relativas medias de cada indicador obtenidas

GRÁFICO 2

## SENDAS DE TRANSICIÓN RELATIVA PARA LOS INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL. PERÍODO, POR CLUB DE CONVERGENCIA, 2002-2019



a partir del test de Phillips y Sul (2007); y b) representando la evolución de las distribuciones de sección transversal de los indicadores de las variables de interés a lo largo del período muestral. El gráfico 2 representa las sendas de transición relativas medias de cada indicador.

Como podemos observar en este gráfico, el único club que detectamos en Estabilidad política presenta notables oscilaciones con una clara tendencia alcista hasta 2016, y una reversión significativa en los tres años siguientes.

En lo que respecta al Estado de derecho, constatamos dos tipos de evoluciones diferenciadas: los clubes 1, 2 y 3 presentan señales de estabilización o tendencia al alza en unos niveles de calidad institucional relativamente altos; están formados por países del centro de la eurozona y Portugal; por el contrario, los clubes 4 y 5 discurren por sendas de calidad inferior, estabilizadas o con tendencia a la baja, y están constituidos por países del este y del sur de la eurozona. En Calidad regulatoria apreciamos también dos tipos generales de comporta-

miento: por un lado, los clubes 1 y 2 con tendencia a la estabilización o al alza en niveles de calidad institucional relativamente altos; los componen países del centro más Estonia. Por otro lado, tenemos los clubes 3 y 4 estabilizados en niveles relativamente bajos de este indicador institucional, y formados por países del este y del sur de la eurozona.

Finalmente, en lo que se refiere al índice compuesto de calidad institucional formal, detectamos también dos evoluciones muy diferenciadas: el club 1 con

tendencia ligeramente al alza, formado por países del centro más Estonia y Lituania, y el club 2 con una senda estabilizada en un nivel de calidad muy bajo, constituido por países del este y del sur de la eurozona más Bélgica y Francia. Estas sendas del indicador compuesto son las que mejor reflejan, a grandes rasgos, la polarización de las instituciones formales entre centro y periferia de la zona del euro.

Para completar y confirmar el análisis anterior, analizamos en esta sección la dinámica distribucional a lo largo del período del indicador compuesto formal para los dos clubes de convergencia detectados para ese indicador compuesto. Limitamos el estudio únicamente a dicho indicador por razones de brevedad.

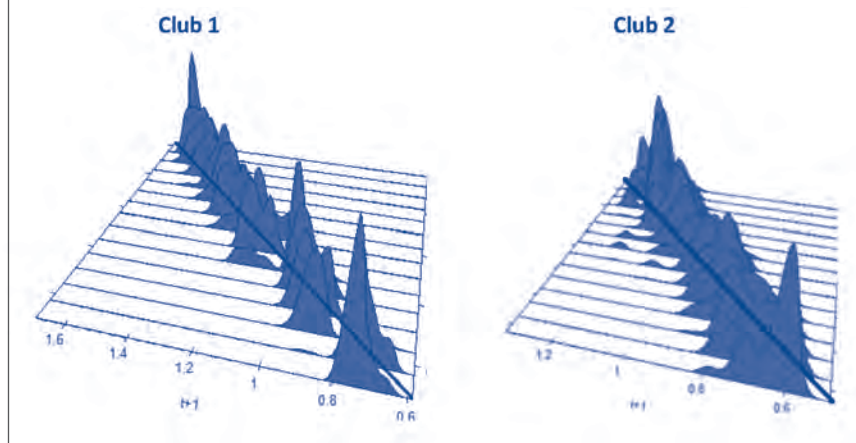
Para llevar a cabo este análisis confirmatorio, seguimos la metodología de Hyndman, Bashtannyk y Grunwald (1996), Bashtannyk y Hyndman (2001) y Hyndman y Yao (2002), basada en las estimaciones núcleo («kernel») de las funciones de densidad de sección transversal de este indicador. Estimamos estas distribuciones marginales y examinamos cómo evolucionan a la largo del tiempo. A nivel intuitivo, las estimaciones *kernel* que se usan en esta metodología se pueden ver como una variante técnicamente más sofisticada y alisada de los histogramas de frecuencia del indicador analizado, a lo ancho de todos los países que nos interesan —en nuestro caso, los miembros del club de convergencia analizado—. Por tanto, estas estimaciones *kernel* ofrecen una potente herramienta gráfica que nos informa de la forma, posición y dispersión de la distribución del indicador estudiado en el grupo de países considerado. Para los propósitos

de nuestro trabajo, las *kernel* que ofrecen más interés son las que corresponden a las distribuciones marginales en  $t+1$  condicionadas al valor del indicador un período antes, es decir en  $t$ . En efecto, estas nos indican la dinámica de la distribución del indicador entre los países del grupo a lo largo del tiempo. Dichas distribuciones, estimadas a lo largo de todo el período, se representan gráficamente en un espacio de tres dimensiones. El plano horizontal recoge en un eje el valor del indicador en  $t$  (eje derecho) y el otro en  $t+1$  (eje izquierdo). Por tanto, la bisectriz de  $45^\circ$  de ese plano horizontal, es decir la línea diagonal que atraviesa de punta a punta el plano horizontal en su eje principal, sirve de guía para interpretar la evolución de las distribuciones de cada club: si las distribuciones se mantienen a lo largo de esta diagonal independientemente del valor del indicador, deducimos que la calidad institucional se mantiene estable; ni mejora, ni empeora con el paso del tiempo. En cambio, si las distribuciones se «desvían»

hacia la derecha de la diagonal, tendremos la prueba de que la calidad institucional de todo el club se va deteriorando, y lo contrario sucederá si la evolución de la distribución se mueve hacia la izquierda de la diagonal. Además, podemos analizar con esta herramienta si la eventual mejora o el eventual empeoramiento dependen del nivel de calidad institucional alcanzado previamente. Asimismo, si observamos que la distribución condicionada se hace más plana para ciertos valores del indicador, interpretamos que la dispersión entre los países miembros crece para esa franja de valores del indicador.

El gráfico 3 muestra los resultados para el indicador compuesto de instituciones formales. En ellas se puede ver un gran inmovilismo, tanto en el club 1 como en el club 2, dado que todas las distribuciones condicionadas están, en general, muy centradas en la diagonal principal. En otras palabras, en términos generales, la calidad institucional formal de la eurozona no

GRÁFICO 3  
DISTRIBUCIONES *KERNEL* ESTOCÁSTICAS DE LOS COEFICIENTES DE TRANSICIÓN RELATIVA PARA EL INDICADOR COMPUESTO DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL, 2002-2019. CLUBES DE CONVERGENCIA 1 Y 2





CUADRO N.º 3

## CLUBES DE CONVERGENCIA PARA LOS INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL INFORMAL, 2002-2019

	VOZ Y RESPONSABILIDAD	EFICACIA DEL GOBIERNO	CONTROL DE LA CORRUPCIÓN	INDICADOR COMPUESTO DE CALIDAD INSTITUCIONAL INFORMAL
<b>Club 1</b>	Finlandia, Luxemburgo y Países Bajos	Austria, Alemania, Bélgica, Finlandia, Francia, Luxemburgo, Lituania, Letonia, Irlanda, Eslovenia, Estonia, España Países Bajos y Portugal	Alemania, Bélgica, Estonia, Finlandia, Luxemburgo y Países Bajos	Alemania, Austria, Bélgica, Estonia, Finlandia, Francia, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburgo y Países Bajos
<i>Estadístico-t</i>	1,624	0,527	1,108	-0,954
<b>Club 2</b>	Alemania, Austria, Bélgica y Estonia	Chipre, Italia, Eslovaquia y Malta	Austria, Chipre, Francia, Irlanda, Lituania, Letonia, Malta y Eslovenia	Chipre, España, Eslovenia, Eslovaquia, Italia y Malta
<i>Estadístico-t</i>	0,407	2,274	-0,543	-1,616
<b>Club 3</b>	Francia, Irlanda, Malta, Lituania y Portugal	—	España y Eslovaquia	—
<i>Estadístico-t</i>	1,461	—	-1,057	—
<b>Club 4</b>	Chipre, España, Italia, Eslovaquia, Eslovenia y Letonia	—	—	—
<i>Estadístico-t</i>	0,403	—	—	—
<b>Países divergentes</b>	Grecia	Grecia	Grecia, Italia y Portugal	Grecia y Portugal

Nota: El valor del *log-t* superior a -1,65 indica que los países del grupo forman un club de convergencia.

ha sufrido muchos cambios a lo largo del período 2002-2019, manteniendo así la brecha en calidad institucional formal que ya observábamos en el gráfico 2. Conviene, sin embargo, destacar dos hechos. El primero es que en el club 2 se aprecia cierta mejora a lo largo del tiempo de los países en la zona más baja del indicador hacia valores ligeramente más altos dentro del club (véase la posición, respecto de la diagonal, de las distribuciones situadas en el vértice inferior derecho del gráfico del club 2). El segundo hecho consiste en que se aprecia una mayor dispersión de las distribuciones *kernel* en el club 2 que en el club 1, dándose, asimismo, más casos de bimodalidad en este segundo grupo, reflejando pues una mayor heterogeneidad que la del club 1.

A la vista del conjunto de resultados obtenidos, podemos

concluir que no existe convergencia institucional formal entre los países de la eurozona. Además, existe una brecha institucional, principalmente, entre países del núcleo y países periféricos, que es persistente en el tiempo no tiene visos de reducción. Estos resultados confirman los obtenidos por Beyaert, García-Solanes y López-Gómez (2019) y Pérez-Moreno, Bárcena y Ritzen (2020) demostrando una notable polarización institucional entre los países miembros de la UEM. Cabe subrayar la evolución negativa de las instituciones formales de Grecia e Italia.

## 2. Clubes de convergencia para indicadores de calidad institucional informal

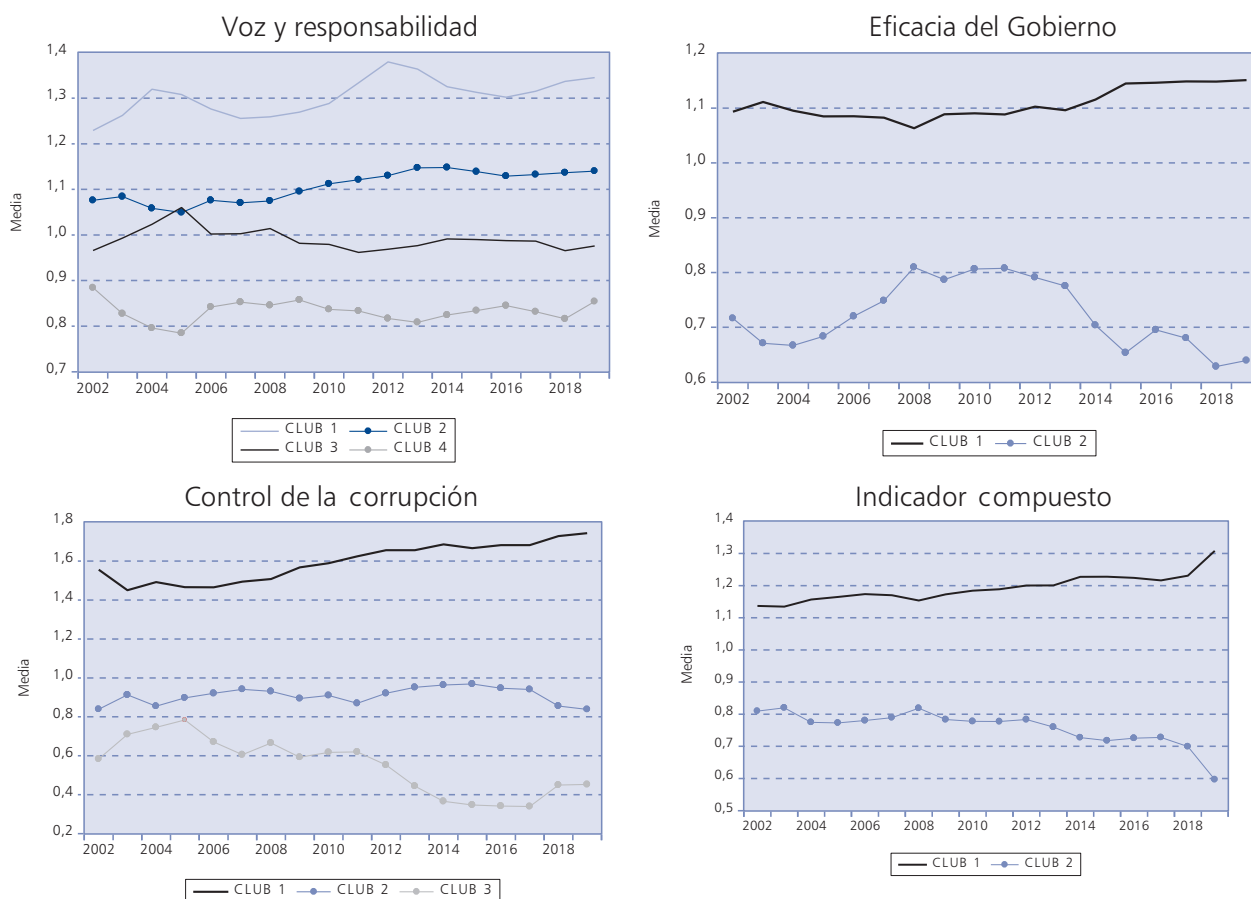
En el cuadro n.º 3 presentamos los diferentes clubes de

convergencia para cada uno de los indicadores de calidad institucional informal.

En Voz y responsabilidad, se detectan cuatro clubes y un país divergente que es Grecia. Los clubes 1 y 2 están formados por países del centro de la eurozona más Estonia, mientras que los clubes 3 y 4 incluyen a países periféricos del sur y del este de la eurozona más Francia. En Eficacia del Gobierno distinguimos dos clubes: uno muy numeroso constituido por países del centro, más los países bálticos, España y Portugal, y otro club que tiene como miembros a algunos países del sur y del este de la zona del euro. También en este indicador institucional Grecia es el país divergente hacia una peor situación.

En el caso del indicador Control de la corrupción, discernimos tres clubes y dos países

**GRÁFICO 4**  
**SENDAS DE TRANSICIÓN RELATIVA PARA LOS INDICADORES DE CALIDAD INSTITUCIONAL FORMAL,**  
**POR CLUB DE CONVERGENCIA, 2002-2019**



divergentes; el club de mejor calidad incluye países del centro de la eurozona más Estonia; los otros dos, con calidad inferior, están compuestos por países del este y del sur de la eurozona más Austria y Francia. Los países divergentes, alejándose del resto en la mala dirección, son Grecia, Italia y Portugal. Finalmente, en el indicador institucional compuesto se destilan, como en el caso de las instituciones formales, dos clubes, uno de calidad superior formado por países del centro de la eurozona, países bálticos e Irlanda, y otro con nivel de equilibrio mucho más

bajo con países del este y del sur de la eurozona. Los países divergentes en este índice agregado, hacia una situación peor, son Grecia y Portugal.

Siguiendo la misma estrategia que en el caso de las instituciones formales, completamos el análisis examinando la dinámica de los clubes identificados. El gráfico 4 muestra las sendas de transición de los clubes de convergencia detectados en cada una de las variables institucionales de calidad formal. Estas sendas muestran que, en general, hay dos grupos de clubes

con instituciones que tienden a alejarse entre sí a lo largo del tiempo. En *Voz y responsabilidad* los clubes 1 y 2 están estabilizados en niveles de calidad relativamente altos, y los clubes 3 y 4 se encuentran en la zona baja, con claros síntomas de separarse cada vez más de los otros dos; en el caso del indicador *Eficacia del Gobierno*, los dos clubes detectados experimentan trayectorias opuestas a partir de 2008: mientras que el club 1 mejora su eficacia gubernamental, el club 2 la empeora; y el resultado es una brecha creciente entre los dos a partir de la crisis financiera.

En Control de la corrupción hay una divergencia creciente muy clara entre el club 1, con tendencia al alza, y los clubes 2 y 3 que presentan una tendencia a la baja. Se aprecia un acercamiento entre estos dos últimos clubes a partir de 2017.

El indicador compuesto de calidad institucional informal es el que mejor refleja la brecha creciente entre dos grupos de países con trayectorias opuestas a partir de 2008: el núcleo de la eurozona más los países bálticos e Irlanda como club «virtuoso», y los países del centro y sur de la eurozona como club «vicioso».

Finalmente, completamos el análisis con la dinámica distribucional del indicador compuesto de instituciones informales, siguiendo la misma metodología de las estimaciones *kernel* condicionadas descrita en la sección anterior. Los resultados referidos a este indicador compuesto informal se ofrecen en el gráfico 5.

Para el club 1, este gráfico muestra el mismo inmovilismo

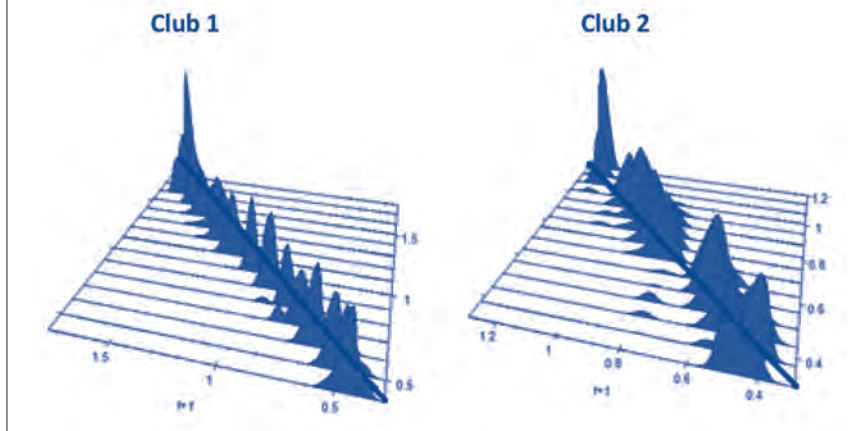
que en el caso del indicador formal: la situación no mejora ni empeora a la largo del tiempo, dado que las distribuciones están en general muy centradas en la diagonal principal del plano horizontal. Para los países del club 2, en cambio, se nota cierto desvío hacia la izquierda para valores muy bajos del indicador y, además, cierto desvío hacia la derecha de las distribuciones condicionadas para los valores medios y altos del indicador. Esto refleja, en realidad, una ligera mejora cuando se parte de valores muy bajos, pero un empeoramiento bastante generalizado, aunque no muy intenso, para valores medios y altos del mismo. Este gráfico pone pues de manifiesto, de otra manera, las conclusiones sacadas con el análisis anterior de las sendas relativas: los países del club 2 convergen entre sí pero hacia una situación peor, confirmándose pues con esta metodología la existencia de un «club vicioso» de convergencia en el seno de los países de este club. Asimismo, también se aprecia en el club 2 una mayor heterogeneidad entre países,

tal como refleja el mayor aplastamiento de las distribuciones *kernel* que en el gráfico del club 1, en el que las distribuciones presentan una dispersión muy reducida.

Los resultados de nuestro análisis nos permiten resaltar, a modo de resumen, los puntos siguientes. Primero, existe una polarización institucional clara en la eurozona para los dos tipos de instituciones analizadas aquí, con rasgos geográficos que marcan la diferenciación: por un lado un grupo de países del norte y oeste de la zona con instituciones de calidad relativamente alta y, por otro, un conjunto de economías del este y del sur del área. Segundo, lo más preocupante es que la brecha entre los dos grupos tiende a agrandarse, algo que queda muy patente cuando nos fijamos en la dinámica de los dos indicadores de calidad compuestos. Es un resultado en línea con los hallazgos de otros trabajos reseñados en la sección segunda de este artículo. Tercero, nuestros resultados revelan que la polarización va acompañada de varios niveles de equilibrio institucional de largo plazo compartidos por varios países (clubes).

Siguiendo la estrategia de Kar, Roy y Sen (2019), nuestro análisis permite detectar los países que se encuentran atrapados en trampas de calidad institucional muy baja, de las que no podrán salir si no adoptan medidas muy drásticas. El criterio consiste en ver qué países registran unos niveles institucionales estabilizados, y/o con tendencia divergente, por debajo de la media de toda la eurozona. Así, en Estado de derecho los países atrapados son Italia y Grecia; y en Calidad regulatoria, Italia y Eslovenia

GRÁFICO 5  
DISTRIBUCIONES *KERNEL* ESTOCÁSTICAS DE LAS SENDAS DE TRANSICIÓN RELATIVAS DEL INDICADOR COMPUESTO DE CALIDAD INSTITUCIONAL INFORMAL, 2002-2019



además de los dos divergentes Grecia y Eslovaquia. En Voz y responsabilidad, la trampa es más grande e incluiría a Chipre, España, Italia, Eslovaquia, Eslovenia y Letonia, además de Grecia que es el país divergente. En Eficacia del Gobierno los atrapados serían Chipre, Malta, Italia, Eslovaquia y Grecia. Finalmente, en Control de la corrupción, los países descarrilados serían España, Eslovaquia, y los tres divergentes, Grecia, Italia y Portugal.

Extrapolando los resultados de Kar, Roy y Sen (2019) referentes a la relación directa entre las trampas institucionales y de renta per cápita, podríamos deducir que, en el caso de los países con peor desenvolvimiento institucional, tanto si son divergentes en la mala dirección como si están atrapados en trampas de calidad institucional muy baja, es muy urgente que sus respectivos Gobiernos apliquen las medidas necesarias para salir de esa situación, por su propio bien (alcanzar mayores niveles de renta per cápita) y por el de toda la eurozona.

#### IV. CONSIDERACIONES FINALES

En este trabajo hemos investigado la existencia de varios clubes de convergencia cuyos países miembros comparten un mismo equilibrio de largo plazo. Realizamos el análisis para los seis indicadores de gobernanza que elabora el Banco Mundial, tres de carácter formal y tres de naturaleza informal, y para sus correspondientes indicadores compuestos, utilizando los datos de los años transcurridos después de la creación del euro.

Aplicando la metodología de Phillips y Sul (2007, 2009), de-

tectamos varios clubes de convergencia para cada uno de los indicadores institucionales, y una clara polarización entre dos grupos de clubes con marcada localización geográfica: los países con instituciones de mejor calidad están situados en el norte y oeste de la eurozona, y los de calidad más baja se encuentran en el este y sur de la UEM. Nuestro análisis dinámico en dos vertientes –sendas de transición, por un lado, y dinámica de las distribuciones *kernel* por otro– confirma esa divergencia, y pone en claro que algunos clubes están atrapados en trampas de baja calidad institucional, y que varios países, particularmente Grecia, divergen cada vez más, hacia una situación peor, del resto de los miembros de la eurozona en casi todos los indicadores institucionales.

En suma, la evidencia empírica que aportamos revela que los países más rezagados en calidad institucional no han aprovechado su pertenencia al euro para mejorar sus instituciones y acercarlas a las de los países del área con instituciones más sólidas. Esto es de suma importancia por varias razones. Primero, porque las instituciones son un determinante fundamental de la productividad y de la renta per cápita de largo plazo de los países; segundo, porque la homogeneización de las instituciones nacionales es un requisito para que las políticas de estabilización implementadas a nivel de la eurozona sean eficientes, y tercero, porque la propia pervivencia del euro depende, en gran parte, de la homogeneización de las instituciones.

En cuanto a las propuestas de política económica para resolver estos problemas, nos hacemos eco de las sugerencias de

Beyaert, García-Solanes y López-Gómez (2019, sección 4): dado que la distribución de los fondos europeos no ha contribuido, hasta ahora, a aumentar la homogeneización de las instituciones nacionales, el reparto de dichos fondos debería condicionarse, al menos en parte, a la realización de reformas institucionales bien definidas en los países del este y del sur de la eurozona. El análisis realizado aquí ha identificado los tipos de instituciones en los que flaquea más cada uno de los países de la eurozona. Estos autores también proponen la implantación de un conjunto de acciones específicas, a nivel de la eurozona, con asistencia técnica y control por parte de las instituciones europeas.

#### BIBLIOGRAFÍA

- ACEMOGLU, D., GALLEGO, F. A., y ROBINSON, J. A. (2014). Institutions, human capital, and development. *Annual Review of Economics*, 6(1), pp. 875-912.
- ARESTIS, P., BÁRCENA-MARTÍN, E. y PÉREZ-MORENO, S. (2018). Differences in institutional quality across euro area countries: Which factors contribute most to inequality? *Panaeconomicus*, 65(3), pp. 363-379.
- BASHTANNYK, D. M. y HYNDMAN, R. J. (2001). Bandwidth selection for kernel conditional density estimation. *Computational Statistics & Data Analysis*, 36(3), pp. 279-298.
- BEYAERT, A., GARCÍA-SOLANES, J. y LOPEZ-GÓMEZ, L. (2019). Do institutions of the euro area converge? *Economic Systems*, 43(3), pp. 1-18.
- ELERT, N. y HALVARSSON, D. (2012). Economic freedom and institutional convergence. *Ratio Working Paper*, (196), pp. 1-30.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J., GARICANO, L. y SANTOS, T. (2013). Political credit cycles: the case of the eurozone. *Journal of Economic Perspectives. American Economic Association*, 27(3), pp. 145-166.

<p>GLAWE, L. y WAGNER, H. (2019). The Deep Determinants of Economic Development in China - A Provincial Perspective. <i>Journal of the Asia Pacific Economy</i>, 24(4): 484-514.</p> <p>HALL, R. E. y JONES, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 114(1), pp. 83-116.</p> <p>HECKELMAN, J. C. (2015). Economic freedom convergence clubs. En RICHARD J. CEBULA, JOSHUA HALL, FRANKLIN, G., MIXON, J. R., JAMES E. PAYNE (eds.), <i>Economic Behavior, Economic Freedom, and Entrepreneurship</i>. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.</p> <p>HYNDMAN, R. J., BASHTANNYK, D. M. y GRUNWALD, G. K. (1996). Estimating and visualizing conditional densities. <i>Journal of Computational and Graphical Statistics</i>, 5(4), pp. 315-336.</p> <p>HYNDMAN, R. J. y YAO, Q. (2002). Nonparametric estimation and symmetry tests for conditional density functions. <i>Journal of Nonparametric Statistics</i>, 14(3), pp. 259-278.</p> <p>JACCARD, I. y SMETS, F. (2017). Structural Asymmetries and Financial Imbalances in the Eurozone. <i>ECB Working Paper</i>, n.º 2076. June.</p>	<p>KAR, S., ROY, A., y SEN, K. (2019). The double trap: Institutions and economic development. <i>Economic Modelling</i>, 76, pp. 243-259.</p> <p>KRAAY, A., KAUFMANN, D., y MASTRUZZI, M. (2010). The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues. <i>Policy Research Working Paper</i>, n.º 5430. World Bank.</p> <p>LA PORTA, R., LÓPEZ DE SILANES, F. y SCHLEIFER, A. (2008). The economic consequences of legal origins. <i>Journal of Economic Literature</i>, 46(2), pp. 285-332.</p> <p>— (2019) Legal Origins in the Long Economic and Political Shadow of History. <i>Vox eBook</i>, 27 julio 2019.</p> <p>LYNCKER, K. y THOENNESSEN, R. (2017). Regional Club Convergence in the EU: Evidence from Panel Data Analysis. <i>Empirical Economics</i>, 52, pp. 525-553.</p> <p>NORTH, D. C. (1990): <i>Institutions, Institutional Change and Economic Performance</i>. 28<sup>th</sup> ed. Cambridge: Cambridge University Press.</p> <p>PAPAIOANNOU, E. (2016). Needed: a European Institutional Union. <i>VOX, CEPR's Policy Portal</i>, 12 February. pp. 1-11.</p> <p>PÉREZ-MORENO, S., BÁRCENA-MARTÍN, E. y RITZEN, J. (2020). Institutional quality</p>	<p>in the Euro area countries: any evidence of convergence. <i>Journal of Contemporary European Studies</i>, 28(3), pp. 387-402.</p> <p>PHILLIPS, P. C. y SUL, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. <i>Econometrica</i>, 75(6), pp. 1771-1855.</p> <p>— (2009). Economic transition and growth. <i>Journal of Applied Econometrics</i>, 24(7), pp. 1153-1185.</p> <p>RODRIK, D., SUBRAMANIAN, A. y TREBBI, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. <i>Journal of Economic Growth</i>, 9(2), pp. 131-165.</p> <p>SAVOIA, A. y SEN, K. (2016). Do we see convergence in institutions? A cross-country analysis. <i>Journal of Development Studies</i>, 52(2), pp. 166-185.</p> <p>SCHÖNFELDER, N., y WAGNER, H. (2019). Institutional convergence in Europe. <i>Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal</i>, 13(3).</p> <p>VON LYNCKER, K. y THOENNESSEN, R. (2017). Regional club convergence in the EU: evidence from a panel data analysis. <i>Empirical Economics</i>, 52(2), pp. 525-553.</p>
---	--	---

## ANEXO

Resumen de la metodología del contraste *log-t*, para la detección de convergencia absoluta y de clubes de convergencia, elaborada por Phillips y Sul (2007, 2009) y mejorada por Lyncker y Thoennesen (2017).

El modelo de arranque es el modelo factorial de un solo factor para la variable  $X_{it}$  bajo estudio, que en nuestro caso es un indicador concreto de calidad institucional del país  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) en el momento  $t$ , ( $t = 1, \dots, T$ ):

$$X_{it} = \alpha_i \mu_t + \varepsilon_{it}$$

donde  $\alpha_i$  es el componente sistemático idiosincrático, específico del país  $i$ , que recoge el comportamiento de corto plazo, mientras que  $\mu_t$  es el factor común a todos los países, y refleja el comportamiento de largo plazo;  $\varepsilon_{it}$  es el término de error. En este modelo,  $\alpha_i$  mide la distancia idiosincrática entre el factor común y la parte sistemática de  $X_{it}$ . El modelo pretende pues capturar la evolución del indicador individual  $X_{it}$  respecto del factor común vía sus dos elementos idiosincráticos: el elemento sistemático  $\alpha_i$ , y el aleatorio  $\varepsilon_{it}$ .

Para adecuarlo al análisis de convergencia, Phillips y Sul (2007) extienden este modelo en dos direcciones. Por un lado, permiten que el elemento idiosincrático sistemático evolucione con el tiempo, por lo que  $\alpha_i$  pasa a ser  $\alpha_{it}$ . Por otro lado, adjuntan a este elemento un componente aleatorio, absorbiendo pues el error  $\varepsilon_{it}$ . De esta manera, el modelo se abre a la posibilidad de que la distancia del país  $i$  al factor común se reduzca y que adopte entonces un comportamiento de convergencia hacia el factor común con el paso del tiempo.

Con estas modificaciones, el modelo de arranque se transforma en este otro:

$$X_{it} = \alpha_{it} \mu_t + \varepsilon_{it} = \left( \alpha_{it} + \frac{\varepsilon_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \beta_{it} \mu_t \quad [1]$$

Según el modelo (1), el término  $\beta_{it}$  nos daría la distancia, aleatoria y variable con el tiempo, del país  $i$  respecto del factor común. Por tanto, si los  $\beta_{it}$  tendiesen con el tiempo a una misma constante para todos los países del panel, diríamos que estos países convergen. El modelo, sin embargo, contiene más incógnitas que datos en el panel, dado que ni los  $\beta_{it}$  ni  $\mu_t$  son observables. Para esquivar este obstáculo, Phillips y Sul (2007) proponen usar lo que ellos llaman la «senda de transición relativa» reflejada en la evolución a lo largo del tiempo del «coeficiente de transición relativa» definido como sigue:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\beta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{it}} \quad [2]$$

Cada  $h_{it}$  muestra la distancia relativa a la que está cada país de una media común. Por tanto, se detecta convergencia de los países hacia su media común si  $h_{it} \rightarrow 1$  para todo  $i$ . Alternativamente, si hay convergencia, la varianza *cross-section* de estos  $h_{it}$ ,  $H_t$ , se reduce con el paso del tiempo:

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \rightarrow 0, \quad t \rightarrow \infty \quad [3]$$

Sin embargo, que la varianza de sección transversal (*cross-section*) se reduzca no implica por sí solo que exista convergencia global entre los  $N$  países. Podría, en efecto, darse el caso de que esa varianza se redujera debido a que existan dos o más subgrupos de países que convergen entre sí (dos o más

clubes de convergencia), sin que los dos subgrupos se acerquen entre ellos con el paso del tiempo (divergencia global).

Para diseñar un procedimiento operativo de contraste de la convergencia que permita tener en cuenta la posible existencia de subgrupos de convergencia, hace falta suponer una estructura concreta para los coeficientes de carga  $\beta_{it}$ . Phillips y Sul (2007) optan por la especificación semiparamétrica del modelo de decaimiento siguiente:

$$\beta_{it} = \beta_i + \frac{\sigma_i \epsilon_{it}}{L(t)t^b} \quad [4]$$

donde  $\beta_i$  es el valor al que llegaría  $\beta_{it}$  en el largo plazo,  $\sigma_i$  es un parámetro de escala idiosincrático, y  $L(t)$  es una función que varía de forma lenta en función del tiempo  $t$  como, por ejemplo, la función  $\log(t)$ . Finalmente,  $b$  es la velocidad a la que decae la heterogeneidad del panel.

En el marco de este modelo, la hipótesis nula para detectar convergencia será, por tanto:

$$H_0: \beta_i = \beta \quad \text{para todo } i \text{ y } b \geq 0$$

La hipótesis alternativa puede tomar dos formas distintas:

$$H_A: \begin{array}{l} 1. \beta_i \neq \beta \quad \text{para todo } i \text{ o } b < 0 \\ 2. \beta_i \neq \beta \quad \text{para algún(os) } i, \text{ y } b \geq 0 \end{array}$$

Si aceptamos la hipótesis nula, existe convergencia global para todos los miembros del panel. Si se acepta la hipótesis alternativa 1, detectaríamos divergencia absoluta y si, por el contrario, la hipótesis que aceptamos es la alternativa 2, entonces detectaríamos la existencia de clubes de convergencia.

Phillips y Sul (2007) demuestran con todo detalle que las ecuaciones [1] a [4] anteriores llevan al modelo de regresión siguiente, que permite contrastar la convergencia de manera operativa:

$$y_t = [\log(H_t/H_0) - 2 \log(\log(t+1))] = \hat{\rho} + \hat{q} \log(t) + \hat{u}_t \quad \text{para } t = [rT], [rT]+1, \dots, T \quad [5]$$

en el que el coeficiente ajustado de  $\log(t)$  es  $\hat{q} = 2\hat{b}$ , siendo  $\hat{b}$  el valor estimado del parámetro de decaimiento en [4]. Nótese que esta estimación arranca en  $t=[rT]$ , la parte entera de  $rT$ ,  $0 < r < 1$ . Los autores recomiendan usar  $r = 0,3$ , que es el valor que nosotros empleamos. La ecuación [5] se denomina «modelo de regresión  $\log(t)$ » porque es la función que utilizamos en la estimación.

El procedimiento consiste en contrastar en [5]  $H_0: b \geq 0$ , usando para ello el estadístico  $t$  robusto a la heteroscedasticidad y autocorrelación del coeficiente  $\hat{q}$ , en un test unilateral izquierdo. Es decir, se calcula el estadístico  $t_{\hat{q}}$  obtenido con una estimación HAC de la desviación estándar de  $\hat{q}$ , que se llama el «estadístico  $\log-t$ », y si  $t_{\hat{q}} < -1,65$  entonces la hipótesis nula de convergencia se rechaza al nivel de significatividad del 5 por 100. Mientras que, si no se rechaza, se concluye que hay convergencia global entre todos los miembros del grupo al mismo nivel del 5 por 100.

En caso de que no podamos aceptar la hipótesis nula de convergencia absoluta, procede detectar si existen clubes de convergencia. Para ello, se utiliza un algoritmo de agrupamiento en clústeres desarrollado por Phillips y Sul (2007, 2009), que consta de cuatro etapas.

*Etapa 1:* se ordenan los países en orden decreciente de valores de su  $X_{it}$ ,  $t = T$ , es decir, según el valor del indicador en la última fecha de la muestra.

*Etapa 2:* se busca el primer club de convergencia que ostente la convergencia más evidente estadísticamente hablando. Para ello, se seleccionan los dos primeros países de la lista de la etapa 1 y se contrasta si convergen entre ellos. En caso afirmativo, se añade en el contraste el país en tercera posición, y en caso afirmativo se añade dicho país al grupo. Se procede así sucesivamente hasta llegar a un subgrupo ampliado para el que se rechaza la convergencia. Llegados a este punto, se selecciona como primer club de convergencia, o club de convergencia central, aquel de los subgrupos convergentes para el que el estadístico *log-t* toma el valor más alto. Si los dos primeros países no superan el test de convergencia, se elimina el país 1 del grupo y se repite el proceso descrito arrancando en el país situado en segunda posición.

*Etapa 3:* los países restantes se van añadiendo de uno en uno al club central y se determina con el test *log-t* si el grupo así ampliado converge o no. En esta etapa se usan, sin embargo, distintos valores críticos del test que quedan descritos y justificados en los trabajos citados de Phillips y Sul.

*Etapa 4:* en esta última etapa se forma un grupo con los países que han quedado fuera del club central y se contrasta, con el estadístico *log-t*, si forman otro club; si no se puede concluir que estos países forman un segundo club de convergencia, entonces se repiten las etapas 1 a 3 para determinar si existen subgrupos de clubes de convergencia dentro este grupo. Si no se detecta ningún subgrupo o queda algún país fuera de los detectados, se concluye que dichos países no agrupados en clubes de convergencia divergen.

Una vez que se ha llevado a cabo este proceso y se han detectado diferentes clubes de convergencia, se realiza un proceso de fusión; es decir, se contrasta si los subgrupos detectados se pueden unir en otros clubes más grandes. Para llevar a cabo este proceso de fusión utilizamos la metodología desarrollada por Lyncker y Thoennesen (2017) que consta de dos algoritmos: uno que aplicará el contraste *log-t* a los clubes de convergencia y otro que lo hará con los países divergentes. Los algoritmos comparan cada estadístico *log-t* con el del club o país adyacente, y determinarán la fusión o no de clubes de convergencia o de países divergentes, según reglas y umbrales concretos, bien explicados en Lyncker y Thoennesen (2017).