

Isadora Sánchez-Torné*
Macarena Pérez-Suárez**
Juan Carlos Morán-Álvarez***

Recibido: 30 de julio de 2019

Concepto de evaluación: 23 de diciembre de 2019

Aprobado: 13 de mayo de 2020

Artículo de investigación

© 2020 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias
Económicas y Administrativas.
Todos los derechos reservados

* Economista; magíster en Estudios Avanzados en Dirección de Empresas; profesora del Departamento de Economía Aplicada III e investigadora el Grupo de Investigación de Planificación y Análisis Económico de la Universidad de Sevilla, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Dirección de correspondencia: Avda. Ramón y Cajal, 1. C.P: 41018, Sevilla, España. Correo electrónico: isanchez6@us.es
 <https://0000-0003-2749-2896>

** Doctora en Ciencias Económicas. Magíster en Gestión y Desarrollo de Recursos Humanos; profesora del Departamento de Economía Aplicada III e investigadora el Grupo de Investigación de Planificación y Análisis Económico de la Universidad de Sevilla, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Correo electrónico: mperez32@us.es
 <https://0000-0003-4682-3873>

Una comparativa de la innovación de España y Rusia: ¿políticas bilaterales para la innovación?¹

Resumen

Conocer la posición de los países ante la innovación es esencial para el progreso empresarial. El objetivo del artículo es determinar la posición de España y Rusia en este sentido. Con tal fin, se recurrió a los informes de World Economic Forum, donde se encuesta a personas empresarias y directivas de 133 economías, específicamente desde preguntas de las secciones de tecnología e innovación, para a partir de sus datos realizar un análisis estadístico descriptivo en el horizonte temporal de una década, de 2007-2008 a 2017-2018. Entre las principales derivaciones, se destaca que la posición mundial de Rusia es inferior a la posición de España en cuanto a investigación y tecnología, aunque sin implicar una gran distancia.

Palabras clave: España, innovación, investigación, políticas públicas, Rusia, tecnología.

JEL Classification: O3, R58.

¹ El presente artículo se realizó dentro del desarrollo del Grupo de Investigación de SEJ230: Planificación y Análisis Económico, de la Universidad de Sevilla.

*** Doctor en Ciencias Económicas; profesor titular en el Departamento de Economía Aplicada III e investigador del Grupo de Investigación de Planificación y Análisis Económico de la Universidad de Sevilla, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Correo electrónico: jcmoran@us.es
DOI: https://doi.org/10.1344/fin2020_00000002

A comparison of innovation in Spain and Russia: Bilateral policies for innovation?

Abstract

A knowledge of the position of different countries regarding innovation is essential for business progress. This research aimed to determine the position of Spain and Russia with regard to innovation. To this end, the World Economic Forum reports were used, which surveyed entrepreneurs and managers in 133 economies, with a special focus on questions in the technology and innovation sections. The time horizon used for the study was a decade, from 2007-2008 to 2017-2018. The main results highlighted that Russia has a lower global position than Spain in terms of research and technology, although without implying a great distance.

Keywords: Innovation, public policies, research, technology, Russia, Spain.

INTRODUCCIÓN

El avance de las nuevas tecnologías reconoce a la globalización como la tendencia más imperante en el mundo (Morán-Álvarez, 2014, p. 50), lo que ha propiciado, entre otros factores, que las empresas se enfrenten a un entorno crecientemente competitivo (Estrada, Cano y Aguirre, 2019). Un elemento clave para mejorar la competitividad de una economía es la penetración de las nuevas tecnologías en su sociedad y las compañías, además de su capacidad de innovación (la generación de rentas tecnológicas y temporales), que se convierte en un factor decisivo para la generación de empleo, el éxito y la permanencia en los mercados (Bravo, 2018). En otras palabras, los territorios con mayor capacidad de innovación tienen mayor emprendimiento (Sánchez, García y Mendoza, 2015). Así, el ecosistema empresarial apoya el crecimiento económico (Acs *et al.*, 2018), pues las regiones de alta cultura empresarial tienden a tener un mayor crecimiento del empleo (Stuetzer *et al.*, 2018). Todo esto insta a potenciar el crecimiento económico, generar nuevos empleos y, por consiguiente, mejorar la calidad de vida de la ciudadanía (Vaquero, 2011).

Las personas expertas aún debaten entre si el sistema territorial de innovación desempeña o no un papel significativo y positivo en el crecimiento económico. No obstante, la principal controversia es el hecho de que las evidencias empíricas actuales sobre la relación entre innovación y crecimiento económico siguen siendo opuestas (Love y Roper, 2015; Memili *et al.*, 2015; Kogan *et al.*, 2017; Norris y Vaizey, 2018; Thomas, 2018). Sesay, Yulin y Wang (2018) defienden el efecto positivo del sistema nacional de innovación en el crecimiento económico; sus resultados muestran que apostar por el desarrollo de un sistema nacional de innovación es una potencial oportunidad para acelerar su crecimiento económico.

A nivel territorial, en la Unión Europea, según Heredia y Sánchez (2016), “la innovación, la educación, el empleo y la competitividad se constituyen en pilares fundamentales” (p. 229), pues ya desde los noventa las políticas se enfocan en la tecnología e innovación. Posteriormente, a partir de 2007, las políticas se orientan a implantar una economía más verde e impulsar las estrategias de I+D+i, el uso de energías renovables y la innovación ecológica. Palacios y Saavedra (2018) indican que las instituciones y políticas públicas referentes a la I+D influyen positivamente en el empleo, pues “queda claro que las instituciones de investigación y transferencia de tecnología son fundamentales para promover la cooperación en I+D en un país, [...] crean un ambiente de competencia e innovación que obligará a las empresas a invertir en I+D y cooperar” (p.129).

Silvia Montoya (2019), actual directora del Instituto de Estadística de la UNESCO, argumenta que “la innovación es fundamental para alcanzar los Objetivos de Desarrollo Sostenible 2030”. La Unión Europea es consciente de esta realidad, como lo evidencian los objetivos prioritarios de la Estrategia Europa 2020, que concretamente especifican que la Unión Europea debe alcanzar en 2020 una inversión mínima del 3% del PIB en I+D (Comisión Europea, 2019). Díaz-Martínez y Zozaya-González (2016) exponen los antecedentes de la actual política europea en el Programa Marco de Investigación y Desarrollo de 2006. Además, a tenor de los resultados de Stevanović *et al.* (2018), es preciso señalar que la UE aún no dispone de homogeneidad en términos de competitividad, aunque las economías europeas avancen en la construcción de una economía intensiva en conocimiento y las regiones vayan reduciendo las diferencias en innovación (Comisión Europea, 2019). Por este motivo, España sitúa la I+D+i en el centro de su estrategia político-económica.

La Estrategia Estatal de Innovación (E2I) de España constituye el marco de actuación hasta 2020, con una dotación económica de 6700 millones de euros para fortalecer el modelo productivo. Se centra en el fomento y la creación de estructuras que provean el conocimiento científico y el desarrollo tecnológico. Esta estrategia vigente consta de cinco ejes de actuación: a) la generación de un entorno proclive a la innovación, b) el fomento de la innovación desde la demanda pública, c) la proyección internacional, d) el fortalecimiento de la cooperación territorial y e) el refuerzo del capital humano (Ministerio de Ciencia e Innovación de España, 2019). Hoy España ocupa el puesto 19 de 28 en el ranking de innovación de la Unión Europea (Comisión Europea, 2019). Desciende tres posiciones respecto al año anterior y se mantiene entre los países “moderados” por su nivel de innovación (Fundación COTEC para la Innovación, 2019). De ahí que se describa al desempeño innovador de España como ínfimo; una posición en completa contradicción con la potencialidad económica, consecuencia de los recortes presupuestarios, junto a una errónea gestión neoliberal de las inversiones. De igual modo lo recoge el último informe de la Fundación Telefónica sobre la sociedad de la información en España, que señala que este país cuenta con importantes infraestructuras para el desarrollo de innovaciones tecnológicas, pero aún necesita de una demanda que permita la puesta en marcha de las innovaciones eficientes. Esta es una debilidad que apunta directamente a la capacidad de demanda del sector público (Foro de Empresas por Madrid, 2018).

Por su parte, la estrategia centralizada de Rusia cuenta desde los noventa con organizaciones de I+D (hasta el 70% es propiedad pública), estrategias de prevención de “fuga de cerebros científicos” e importantes fundaciones científicas

gubernamentales como el Fondo de Desarrollo Industrial) (Gershman *et al.*, 2018, p. 135). Actualmente, operan algunos documentos estratégicos de alto nivel como el Marco de Política Científica y Tecnológica, y la Ciencia y la Tecnología Prospectiva 2030. Plantean Gershman *et al.* (2018):

En 2011, Rusia adoptó su estrategia nacional de desarrollo innovador, [...] luego, uno de los decretos presidenciales de mayo de 2012 establece determinados objetivos de ciencia y tecnología hasta 2018. En 2013 se elaboró un conjunto de hojas de ruta de la tecnología diseñado para apoyar a los ‘nuevos sectores de la economía’, como las TIC, biotecnología, materiales compuestos, fotónica, ingeniería e industria diseño. (p. 136)

Se trata de un país que apuesta por la innovación pese a las crisis económicas como la que atraviesa desde 2014¹ (Kolmykova *et al.*, 2020). Por su parte, Aldieri, Kotsemir y Vinci (2018) examinan los factores que impulsan la creación de empleo en Rusia, con especial atención en el papel de la política de innovación, pues produce efectos de creación de empleo. En esta coyuntura, el país dirige una estrategia *smart city* asentada sobre la inteligencia artificial, la promoción de parques científicos (como el Skolkovo), el *blockchain* y la ciberseguridad. Además, busca posicionarse internacionalmente como centro de referencia en tecnologías de la información (TI) e incentivar la exportación de tecnología bajo su experiencia en implementación, a través del sello “Made in Moscow”. Con relación a las iniciativas público-privadas, la estrategia de impulso al desarrollo tecnológico se basa en la cooperación colectiva interna con las alianzas públicas-privadas, como la transmisión de telemetría en una plataforma de vehículos compartidos, la tecnología de reconocimiento facial para edificios residenciales y sensores inteligentes de estacionamiento en vías urbanas (Gershman *et al.*, 2018).

Los antecedentes se encuentran entre 2005 y 2008, cuando varias regiones exitosas (Moscú, San Petersburgo, Tatarstán, Sverdlovsk, Rostov, Novosibirsk) utilizaron el capital humano y las tecnologías de las grandes ciudades para desarrollar servicios intensivos en conocimiento y atraer a los inversores reduciendo los riesgos (Zemtsov y Smelov, 2018, p. 84). No obstante, Golova, Sukhovey y Nikulina (2017) demuestran la diferenciación en el desarrollo innovador de las regiones rusas² y cómo

1 La desaceleración económica estuvo determinada por las conmociones externas en los mercados de energía y materias primas, así como por las tensiones geopolíticas. Y, como consecuencia, el cierre de los mercados de capitales extranjeros para varias empresas y bancos rusos (Kolmykova *et al.*, 2020, p. 535).

2 El estudio del espacio de innovación ruso ha demostrado que existen procesos intensos de atenuación de la ciencia, lo que crea serios problemas para el crecimiento de los impulsos innovadores en todo el país (Golova, Sukhovey y Nikulina, 2017).

el sector ruso de innovación va rezagado de la mayoría de los países desarrollados y en vías de desarrollo. En los últimos años, la esfera de la ciencia y la educación ha sido objeto de reformas sustanciales con la vigencia de la Estrategia de Desarrollo Científico y Tecnológico de Rusia, que ha buscado incrementar el desarrollo innovador (Romanov, 2018).

Puede que este incremento deba dirigirse al sector sin fines de lucro, pues Krasnopolskaya y Meijs (2019) entienden que rige una política gubernamental ambigua hacia él, es decir, las grandes organizaciones sin fines de lucro tienen más probabilidades de ser innovadoras en Rusia. Así, esta investigación identifica la realidad innovadora en una sociedad civil débil con un gobierno influyente. Ciertamente, el apoyo gubernamental y la regulación de la actividad innovadora son incipientes: un conjunto de mejoras en la eficiencia de la regulación administrativa de la innovación, más un conjunto de prioridades de desarrollo científico/técnico (Reshetov *et al.*, 2018). Esto se materializa en la creación de plataformas tecnológicas vinculantes entre el mundo académico y el mundo industrial, la conformación de agrupaciones regionales innovadoras y los programas de innovación de grandes empresas estatales (Gershman *et al.*, 2018, p. 136).

No obstante, esta argumentación sobre la innovación rusa es débil, pero su tratamiento se dirige a lograr alguna averiguación para la dinámica civil de la economía rusa. Por consiguiente, esta investigación versa sobre la innovación de dos países con un gasto semejante en investigación y desarrollo (% del PIB) y una naciente evolución de las relaciones comerciales y financieras, sucedida en múltiples relaciones bilaterales. La importancia práctica consiste en determinar la innovación desde la facilidad para el intercambio de información económica entre Rusia y España.

En el ámbito teórico, Heredia y Sánchez (2016) precisan respecto a la capacidad de innovación en las pymes:

Arrow (1962) defiende que existen incentivos para innovar en mercados en *competencia perfecta* y argumenta la importancia que tiene la demanda en la creación de innovaciones. Aunque hay muchas autorías que comparten con Schumpeter (1943) la idea de que la innovación es clave para la permanencia en el mercado, pues cada vez es más frecuente encontrar trabajos que se alejan de su corriente monopolística; y en su lugar, identifican a los mercados en libre competencia como aquellos más propicios para la innovación. (p. 225)

Desde la representación pública, Mazzucato (2011) reconoce el aporte del Estado en la innovación para el desarrollo emprendedor, pues las instituciones estatales contribuyen esencialmente a la innovación empresarial. La investigadora ha demostrado el papel impulsor del Estado en el proceso de innovación. Unas demostraciones que, parece, van a estructurar parte esencial de la política de innovación de la Unión Europea durante el próximo periodo de programación 2021-2027, encaminada al cambio climático y la gestión de las ciudades y con intervenciones de cooperación entre el sector público y el sector privado. Analógicamente, la relación Universidad-Empresa-Estado es clave para mejorar las condiciones de innovación en la sociedad actual. Además, es un tema relevante desde 1980 (Barrios, Olivero y Acosta-Prado, 2017), como lo evidencia la relación entre la universidad, el entorno y las actividades de investigación (Etzkowitz y Leydesdorff, 2000; Liñán y Fayolle, 2015; Acs *et al.*, 2018; Di Nauta *et al.*, 2018; Nicolescu, 2018; Trequattrini *et al.*, 2018). Hay que seguir avanzando en las estrategias de desarrollo, la institucionalización de cooperaciones empresariales y una definición activa de universidad urbana (Liu, 2019).

En consecuencia, el objetivo de la investigación es determinar la posición de España y Rusia en la innovación. Así, pues, se proponen dos objetivos específicos: definir el diferencial comparativo de cada país ante la tecnología e innovación y delimitar los aspectos positivos de cada territorio con el fin de la promoción bilateral de cooperación y transferencia de conocimiento. La investigación se estructura en cuatro partes, además de esta introducción: la primera limita el marco teórico de los resultados sobre el impacto de la innovación en el desarrollo económico de dos naciones; luego se explica la metodología para analizar los datos; en una sección posterior se exponen los resultados obtenidos; finalmente se presentan las conclusiones que dan respuestas a los objetivos fijados. En definitiva, el trabajo viene a sumar valor en la creación de conocimiento y en el tratamiento de una realidad específica y singular, que, al tiempo que proporciona información a diversas partes involucradas de los ámbitos académicos local y regional, insta a trabajar en exploraciones científicas más ambiciosas.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura consultada se sustenta en tres tópicos claves: *políticas públicas de I+D+i, innovación* (capacidad para innovar e inversión I+D) y *tecnología* (absorción de las tecnologías e inversión extranjera). Madero-Gómez y Barboza (2015) ahondan en el papel significativo de la *innovación*:

La literatura realza el rol que los procesos de innovación juegan en el desempeño de las empresas y el crecimiento del empleo con relación a la generación de cambio tecnológico que resulta en externalidades dinámicas del derrame del conocimiento. [...] Las tres principales teorías que explican estos procesos son aquellas expuestas por Arrow, 1962, Romer, 1986, Porter, 1990; y Jacobs, 1969, Jacobs, 1984. (p. 738)

Hoy se promociona la *innovación abierta* desde las oportunidades que ofrece la colaboración entre la ciudadanía, el empresariado, el sector público y las tecnologías emergentes (Gascó, 2017; Flor, Cooper y Oltra, 2018). Kim, Kim y Yang (2012) encuentran que dentro de las regiones con mayor actividad empresarial existe una sinergia positiva entre el gobierno y los departamentos de I+D universitarios, y entre los departamentos de I+D de la industria y las universidades. No obstante, Benneworth, Pinheiro y Karlsen (2017) instan a un mayor papel de las universidades en los sistemas regionales de innovación (RIS).

En palabras de Salazar *et al.* (2019), la innovación se define como “la capacidad y la cualidad que tiene el ser humano proveniente del conocimiento para generar una idea o un proyecto de emprendimiento” (p. 253). Los autores establecen un fuerte vínculo entre innovación y capacidad emprendedora. Esta relación también ha sido recogida por Sánchez-Torné *et al.* (2019), al evidenciar cómo poseer una capacidad innovadora supone un elemento relevante para establecer un negocio en un territorio. En el ámbito empresarial, Barge-Gil y López (2015) analizaron el efecto de la inversión en innovación y desarrollo sobre la productividad empresarial, al señalar que son dos actividades diferentes, pero que solo la realización conjunta conlleva un aumento de la productividad. Con base en ello, el aumento de las inversiones en tecnologías (TIC), el intercambio de conocimientos y la reciprocidad de información ayudan al tejido empresarial (Scuotto *et al.*, 2017). Según Azar y Ciabuschi (2017), todavía existe una limitada investigación sobre la innovación —y sus diferentes tipos— en relación con el rendimiento. En su contribución a la literatura empresarial, indican que la innovación organizativa mejora el rendimiento mediante el mantenimiento de la innovación tecnológica (variable mediadora). A continuación, se aborda una concisa revisión de los *trabajos empíricos* localizados que atienden al estado de la innovación en los países en estudio.

España: políticas públicas de I+D+i, tecnología e innovación

En las políticas regionales de innovación, europeas y nacionales, la dependencia del empleo y la innovación en I+D es de carácter híbrido (Sanso-Navarro y Vera-Cabello, 2018). Puede que ello derive en que se atienda a la intervención gubernamental, especialmente desde la política territorial de las regiones. Cabanelas *et al.* (2017) reconocen que la gobernanza influye en el rendimiento de las redes de investigación promovidas por los responsables de políticas regionales. Esta es una premisa relacionada con la heterogeneidad regional vinculada al tamaño de la economía local y al tipo de sistema de innovación regional; es decir, el apoyo gubernamental a la I+D reduce sus tasas de abandono cuando existe un dinámico sistema de transferencia del conocimiento (Cruz-Castro *et al.*, 2018).

La atención a la política regional y las observaciones territoriales son señaladas por los trabajos sobre competitividad económica. De esta manera, Navarro, Durán y Santos (2017) presentan el *índice de competitividad* de las regiones de España, en el que destaca que en el periodo 2001-2014 Madrid es la región más competitiva, en tanto Canarias, Castilla-La Mancha y Extremadura son las menos competitivas. También se encuentran trabajos sectoriales, como en el caso de la industria de defensa y el compromiso en I+D (García-Estévez y Trujillo-Baute, 2014). Asimismo, existen investigaciones que tratan instrumentos concretos e impulsores de I+D, como la *contratación pública de innovación* y la *innovación social*. La contratación pública de innovación es una herramienta de política de I+D+i que promociona al sector privado y reduce los riesgos tecnológicos (Penate y Sánchez, 2018), mientras que las iniciativas de innovación social prosperan en los territorios mediante medidas fiscales, legislativas y sociales específicas (Solov'eva *et al.*, 2018). En mayor detalle de lo referente a la política regional, López-Bazo y Motellón (2018) puntualizan que el contexto regional determina el efecto de los factores internos, más que incidir directamente en la innovación, especialmente en la *capacidad de absorción* de la empresa. Por su parte, Beneito (2002) argumenta que las estrategias tecnológicas se encuentran asociadas a determinantes de localización.

Iglesias, Jambrino y De las Heras (2017) recogen cómo el ámbito teórico ha justificado holgadamente que la innovación es un factor clave en la competitividad de las naciones y las empresas y cómo las políticas públicas son significativas para fomentar la innovación. Principalmente, detallan seis *facilitadores de innovación*: apoyo (inversión, equipo cualificado, planificación estratégica, cultura); facilitador para el desarrollo (motivación e implicación organizacional, persona para liderar);

organización interna; habilidades y conocimientos; facilitadores fiscales y facilitadores de comunicación (externa e interna). Asimismo, existen las indagaciones que tratan de precisos instrumentos tecnológicos, como es el caso de los Parques Científicos y Tecnológicos (PCT), Albahari *et al.* (2018) los definen como *instrumento de política de innovación* al averiguar que las consecuencias empresariales positivas de ubicarse en un parque son un mejor rendimiento innovador potenciado en las regiones menos desarrolladas.

Rusia: políticas públicas de I+D+i, tecnología e innovación

En los últimos años, los instrumentos de política estratégica en materia de innovación han aumentado, con un énfasis en el apoyo del gobierno ruso a las empresas innovadoras (Gershman *et al.*, 2018, p. 139). En este sentido, Shuba y Sotskyi (2019) indican que la financiación de pequeñas empresas innovadoras es la base para la mejora nacional. En conjunto, las empresas públicas impulsan la demanda de tecnología y absorben la innovación abierta (extienden sus actividades innovadoras a las fuentes nacionales de conocimiento) (Gershman, Roud y Thurner, 2019). Por su parte, Shevchenko *et al.* (2017) tratan las particularidades del modelo de desarrollo económico en Rusia, desde su orientación a la experiencia internacional en la construcción de la economía innovadora al reconocimiento de las nuevas tecnologías como la principal fuente de modernización industrial.

Unas demostraciones más minuciosas son las presentadas por Kaneva y Untura (2017), que atienden al impacto de la “Estrategia para el desarrollo de la ciencia y la innovación hasta 2015” en la mayoría de las regiones rusas, dado que el gasto en innovación tecnológica y la calidad de las instituciones inciden directamente en el crecimiento económico. Molodchik y Jardon (2017) defienden la creación de conciencia innovadora, los programas específicos de apoyo a la I+D y la acumulación de capital en TIC para el desarrollo de programas gubernamentales de pymes rusas.

Según Gershman *et al.* (2018), Rusia presenta una conexión limitada entre la ciencia y la industria, tal como es verificado en los trabajos académicos consultados. La tradición de la ciencia señala al gobierno como el principal impulsor del desarrollo científico, pero también el responsable del fracaso en la transferencia de conocimientos (Kaneva y Untura, 2017) y la promoción de la innovación en las empresas. Las razones se hallan en un marco institucional poco avanzado y en la falta de competencia en el mercado (Gershman *et al.*, 2018, p. 136).

A propósito de la innovación, Smith y Thomas (2017) examinan el impacto de la inversión extranjera directa y la capacidad de absorción en la innovación regional rusa para llegar a confirmar el efecto significativamente positivo de la inversión extranjera directa en la innovación. En el tejido empresarial, Zemtsov y Chernov (2019) muestran que el crecimiento de las empresas de tecnología en Rusia depende principalmente de los factores básicos: la edad y el tamaño (impacto negativo); el capital y la mano de obra (impacto positivo). También identifican dos factores que contribuyen a mantener altas tasas de crecimiento empresarial: el acceso a los mercados internacionales y la entrada en la empresa estatal.

En aras de la exploración realizada, se puede decir que se hallan más trabajos empíricos en materia de innovación en España y menos trabajos en materia de innovación en Rusia, aunque las demostraciones rusas corresponden a un periodo más reciente. Y esto es un indicador de auge y de acierto científico.

METODOLOGÍA

La información empleada versa sobre la encuesta anual (Índice de Competitividad Global) realizada por World Economic Forum (2018) a personas empresarias y directivas de corporaciones relevantes de todos los sectores económicos de cada país (en 2017 alcanzó 12.775 repuestas de 133 países). Esta organización sin ánimo de lucro emplea su red de organizaciones asociadas para la administración. Así, la red está compuesta por instituciones académicas, centros de investigación, organizaciones empresariales, consejos nacionales de competitividad u otras entidades profesionales y consultorías de estudios. World Economic Forum es una fuente fiable y de calidad, tanto por su rigurosidad en el proceso de obtención de los datos como por su procedimiento estadístico. Además, ha sido tratada por otros investigadores: Echebarría (2006), Benzaquen *et al.* (2010), García-Ochoa, Bajo y Blázquez (2012), Buendía (2013) y Stevanović *et al.* (2018).

La encuesta comprende 150 preguntas divididas en 15 secciones. En ellas se pide a las personas directivas y empresarias que valoren diversos aspectos de la economía, a través de una escala Likert de 1 al 7 (siendo 1 la valoración más baja y 7 la más elevada)³. Las preguntas utilizadas para la presente investigación fueron las recogidas en las secciones de tecnología e innovación.

³ Instituciones, infraestructura, finanzas, innovación, salud, competitividad interna, mercado interno, mercado externo, tecnología, seguridad, gobierno, turismo, medio ambiente, riesgos empresariales y educación (World Economic Forum, 2017).

En relación con el horizonte temporal seleccionado, se optó por estudiar la serie que comprende la última década de información publicada⁴ (2007 a 2017), por cuanto supone un ciclo de observación significativo para conocer el papel de la innovación en dos países, así como el estado actual y retrospectivo. Es decir, se realiza un análisis comparativo de la evolución de la capacidad de innovación y la competitividad de dos economías a lo largo de un periodo de diez años, siguiendo a otras investigaciones como la de Kowalska *et al.* (2018). Para reflejar la trayectoria de las series temporales de las variables analizadas y evidenciar las diferencias entre Rusia y España, se llevó a cabo un análisis longitudinal, empleando para ello representaciones gráficas lineales.

En específico, en el eje horizontal se visualiza el rango temporal (2007-2017), y en el eje vertical, la valoración media, ajustando su escala para resaltar las discrepancias entre ambos países. España y Rusia ostentan características particulares que deben concurrir en esta investigación (tabla 1). Rusia es el país más extenso del mundo y su población fue tres veces superior a la de España. En cambio, el PIB per cápita ruso supone menos de la mitad del PIB per cápita que alcanzó España, lo que deriva en un menor margen para gasto en educación (el triple en España). No obstante, el gasto en investigación y desarrollo representado en porcentaje del PIB es muy parejo.

Tabla 1.

Principales características económicas de Rusia y España en 2017

Característica	Rusia	España
Población	143.990.000	46.659.302
Extensión	17.098.250	505.940
PIB per cápita	9699 €	25.100 €
Gasto en educación per cápita (2015)	319 €	999 €
Gasto en investigación y desarrollo (% del PIB, 2016)	1,09	1,18

Fuente: Datosmacro (2019) y Banco Mundial (2019).

RESULTADOS

La estructura de este apartado responde a la disposición de los datos tratados del Índice de Competitividad Global de 2017 del World Economic Forum. Por lo tanto,

⁴ Con datos disponibles del World Economic Forum del 15 de abril de 2018. El horizonte temporal tratado es 2007-2008 a 2017-2018.

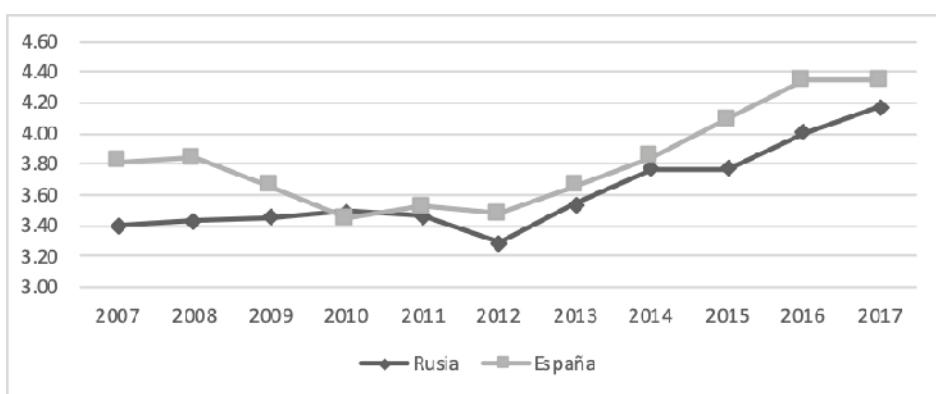
se analiza la evolución de siete aspectos relacionados con la *innovación*: a) capacidad para innovar; b) calidad de las instituciones de investigaciones científicas; c) gasto de la compañía en I+D; d) colaboración universidad-industria en I+D; e) adquisición gubernamental de productos tecnológicos avanzados; f) disponibilidad de científicos e ingenieros; g) número de solicitudes presentadas en virtud del Tratado de Cooperación en Materia de Patentes (PCT) por millón de habitantes (en este caso solo se dispone de información desde el 2012). Posteriormente, se presenta el apartado sobre *tecnología*, el cual abarca tres puntos: a) disponibilidad de las últimas tecnologías; b) absorción de las tecnologías por las empresas; c) en qué medida la inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología en el país.

Valoración de las personas directivas y empresarias sobre la innovación

World Economic Forum define la innovación como “un proceso por el que los conocimientos y las ideas surgen y se trasladan al mercado, dando frutos rentables”. A partir de tal definición, en la figura 1 se observa que las personas empresarias de Rusia y España han elevado su valoración en el transcurso del tiempo y han llegado casi a igualarse en el último curso analizado, aunque no se logra alcanzar cifras realmente

Figura 1.

Evolución de la valoración sobre la capacidad de innovación de las empresas del país



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018, 2016-2017, 2015-2016, 2014-2015, 2013-2014, 2012-2011, 2011-2010, 2010-2009, 2009-2008, 2008-2007.

dominantes. Si se contrasta esta observación con las evidencias⁵ del ranking de países más innovadores del mundo (engloba a más de 200 economías) confeccionado por Bloomberg (Jamrisko, Miller y Lu, 2019), Rusia ocupa el puesto 27 y España el 30 (ambos son puestos elevados en la tabla y cercanos entre sí). Para Bloomberg la posición de España es efecto de una baja actividad de patentes, el inferior valor añadido en la fabricación y la escasa densidad tecnológica.

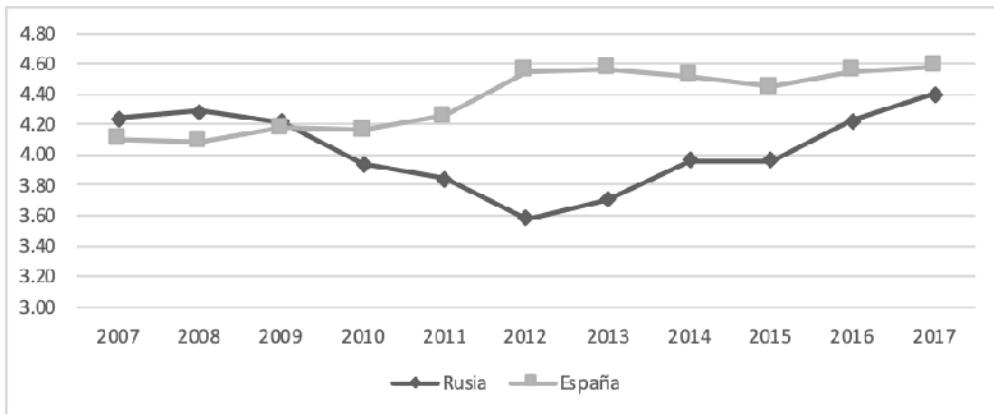
En la figura 2 se presenta la valoración sobre la calidad de las instituciones de investigaciones científicas del país. España manifiesta una tendencia ligeramente al alza, al pasar de valores cercanos a 4 (por debajo de Rusia entre 2007-2008 y 2008-2009) hasta alcanzar la puntuación de 5 en el último periodo (superando a Rusia desde el curso 2010-2011). En cambio, la trayectoria de Rusia presentó dos fases: decreciente (2007-2008 a 2012-2013) y en alza (2013-2014 en adelante). En esta última se evidencian resultados contiguos a los de España. Una medida sobre la calidad de las instituciones de investigación es el número de publicaciones en revistas científicas y técnicas. Según el Banco Mundial (2019), entre 2007 y 2016 el volumen de artículos rusos casi se ha duplicado, mientras que los artículos españoles se han incrementado en un 25%. Además, en valores absolutos, el número total de publicaciones realizadas en Rusia es superior al de España desde 2016 (59.133 Rusia y 52.820 España). A tenor de estos resultados, la voluntad por mejorar la calidad de las instituciones científicas está siendo más intensa en Rusia que en España.

La capacidad de innovación de las compañías se ve influenciada por la intensidad de los esfuerzos económicos realizados en inversión de I+D, tal como valoran el citado esfuerzo las personas directivas en la figura 3. La apreciación menor, con respecto de las anteriores, se acentúa pues se pone de relieve una carencia en su capacidad innovadora que condiciona de forma sistemática a ambos países. Asimismo, desde que se hizo patente el inicio de la crisis en 2009, la puntuación de ambos países se redujo hasta 2012-2013, año en el que dicha puntuación comenzó a incrementarse en Rusia y a estabilizarse en España, hasta encontrarse los dos territorios en una valoración próxima de 3,5. Desde la incertidumbre sobre las previsiones económicas mundiales, se confía en que la inversión en I+D se mantenga constante y se espera regularidad del buen ritmo, pues la continuidad y el liderazgo siguen siendo factores críticos para mantener el impulso de la innovación (Global Innovation Index, 2019).

5 Unas evidencias sobre I+D, productividad, alta tecnología, cantidad de patentes, investigación, fabricación con valor añadido y eficiencia de la educación superior (Expoknews.com, 2019).

Figura 2.

Evolución de la valoración sobre la calidad de las instituciones de investigaciones científicas del país

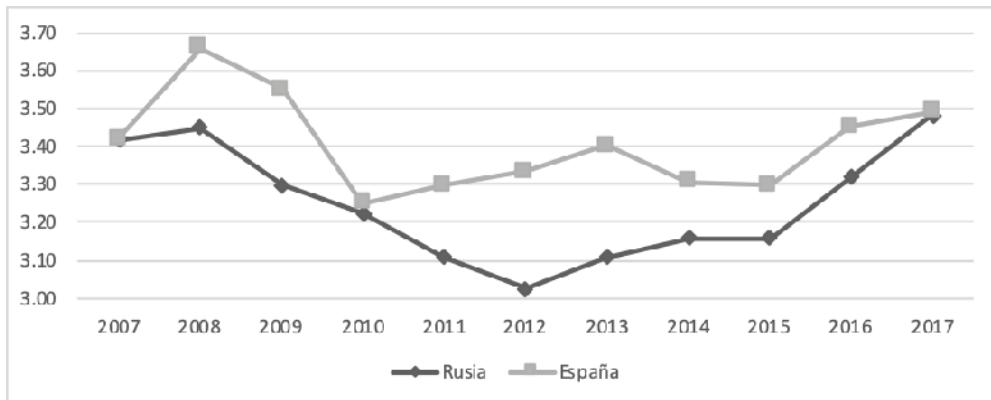


Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

La cooperación interuniversitaria es una fuente de competitividad en las sociedades del conocimiento (Tetrevova y Vlckova, 2018). Dentro de las instituciones de investigaciones científicas destacan las universidades como centros de creación de ideas innovadoras, con un claro compromiso y obligación de transferencia a la sociedad. Por esta razón, los programas universitarios de *spin-offs* y el apoyo financiero a las *start-ups* están en el centro del debate (Fuster *et al.*, 2019; Cabrera-Blanco *et al.*, 2020). La iniciativa empresarial académica —esto es, la creación de nuevas empresas basadas en tecnologías derivadas de la investigación universitaria— es un motor reconocido del desarrollo económico regional y nacional (Hayter, Lubynsky y Maroulis, 2017). La investigación entre innovación y las *start-ups* está ganando impulso, pues estas son organizaciones intrínsecamente abiertas y comprometidas en procesos de innovación (Spender *et al.*, 2017; Breznitz *et al.*, 2018). Estas premisas no se reflejan en la *colaboración universidad-industria*, al presentar valores reducidos; desde el curso 2011-2012 en España decrece y en Rusia incrementa. Inicialmente, España exhibía resultados superiores a los de Rusia, pero en los dos últimos cursos esta situación se ha invertido. A pesar de esto, las derivaciones muestran la debilidad de las universidades de ambos territorios al transferir conocimiento a la industria. Bien es cierto que hay características en la idiosincrasia de la población española que dificultan una apuesta clara por estos dos tipos de empresas. La *spin-off* está unida a la universidad y puede entenderse como un mecanismo de control y generar huida; mientras que la *start-up* exhibe una falta de acción, y para la ciudadanía española madurar un proyecto requiere de mucho tiempo.

Figura 3.

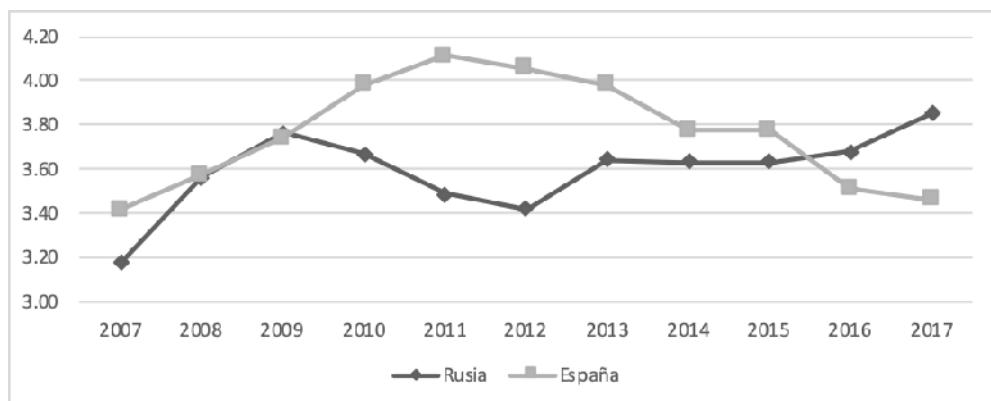
Evolución de la valoración sobre gasto de la compañía en I+D



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

Figura 4.

Evolución de la valoración sobre la colaboración universidad-industria en I+D



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

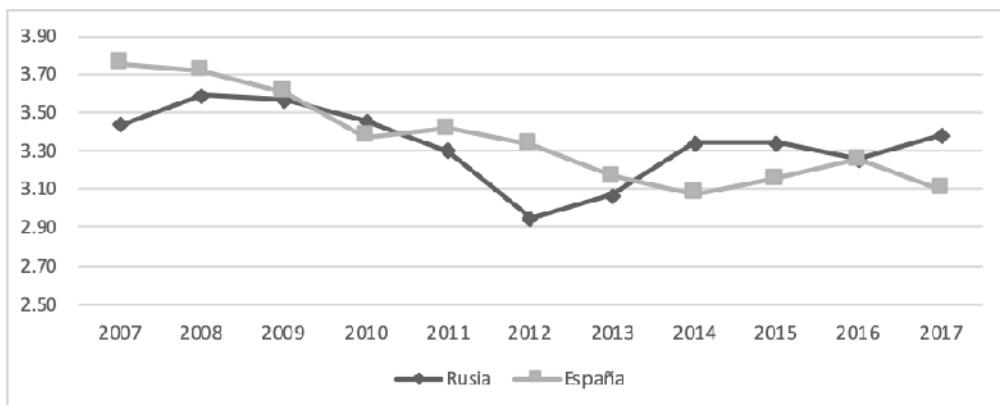
En relación con los beneficios derivados de la propiedad industrial que obtienen las universidades, el informe elaborado por *The Times Higher Education - World University Rankings 2019* sitúa a dos instituciones rusas dentro de los 20 primeros puestos (la Universidad Nacional de Investigaciones Nucleares [MEPHI], posicionada en séptimo puesto mundial, y el Instituto de Física y Tecnología de Moscú, en el decimocuarto), mientras que la primera universidad española (la de Navarra) se encuentra

en el puesto 161. Solo hay una universidad española (la Universidad de Barcelona) entre las 200 mejores del mundo del Shanghai Ranking's Academic Ranking of World Universities (ARWU) 2019, y una universidad rusa (la Universidad Estatal de Moscú) entre las 100 mejores. Estos datos señalan diferenciación académica entre ambos países, a favor de la educación superior rusa. Según Gershman *et al.* (2018), en Rusia durante “los últimos diez años el gobierno ha apoyado en gran medida a las universidades para que fortalezcan sus capacidades de investigación e innovación” (p. 136). Entre las medidas adoptadas para ello inciden: la financiación de programas universitarios de investigación, la creación de empresas derivadas de la relación entre los institutos públicos de investigación y la academia, la atracción de personas científicas destacadas, la internacionalización de la educación superior y el apoyo a la infraestructura innovadora y a proyectos conjuntos de alta tecnología.

La valoración de las personas empresarias en relación con las actuaciones gubernamentales por adquirir productos tecnológicos avanzados es de tendencia decreciente en España, mientras que en Rusia aumenta desde 2013-2014, hasta superar las cifras españolas. Eso sí, a lo largo del periodo estudiado hay siete años en los que España obtiene una valoración superior a Rusia, y en dos ocurre lo contrario. Aunque los resultados son bastante bajos, el gobierno ruso ha apostado por incrementar su inversión en productos tecnológicos, lo cual generará beneficios futuros.

Figura 5.

Evolución de la valoración sobre la adquisición gubernamental de productos tecnológicos avanzados

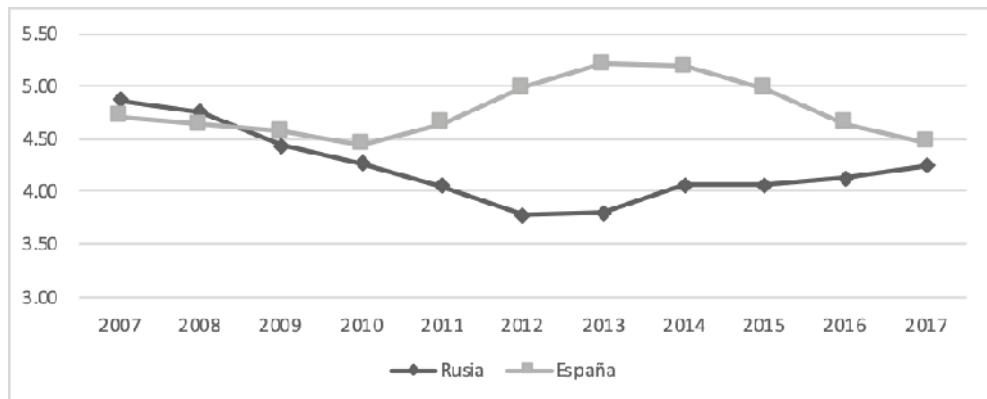


Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

Uno de los recursos endógenos más valiosos de los que dispone una economía son sus recursos humanos; concretamente, en el ámbito de la investigación, corresponden a las personas científicas e ingenieras. Como se observa en la figura 6, Rusia presenta una trayectoria decreciente hasta el año 2014, que comienza un ligero incremento. España ha dibujado la forma de una ola y su cresta se sitúa en los años 2013-2014 y 2014-2015 (superando la valoración de 5), para terminar con cifras muy similares a las rusas (4,5). Se puede contrastar esta información con la ofrecida por el Índice de Competitividad por el Talento Global 2019 (atraer, desarrollar y retener el talento) elaborado sobre 125 países, en el que España ocupa el 31 y Rusia el 49. Por consiguiente, se comprueba cierta proximidad, aunque España manifiesta valoraciones superiores a las rusas.

Figura 6.

Evolución de la valoración en la disponibilidad de personas científicas e ingenieras



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

El Banco Mundial (2019) define las solicitudes de patentes como aquellas “presentadas en todo el mundo a través del procedimiento del Tratado de Cooperación en materia de patentes o en una oficina nacional de patentes por los derechos exclusivos sobre un invento: un producto o proceso que presenta una nueva manera de hacer algo o una nueva solución técnica a un problema”⁶. World Economic Forum pondera el volumen de solicitudes de patentes por el número de personas habitantes, con lo que se evidencia que el total alcanzado por España es significativamente superior a

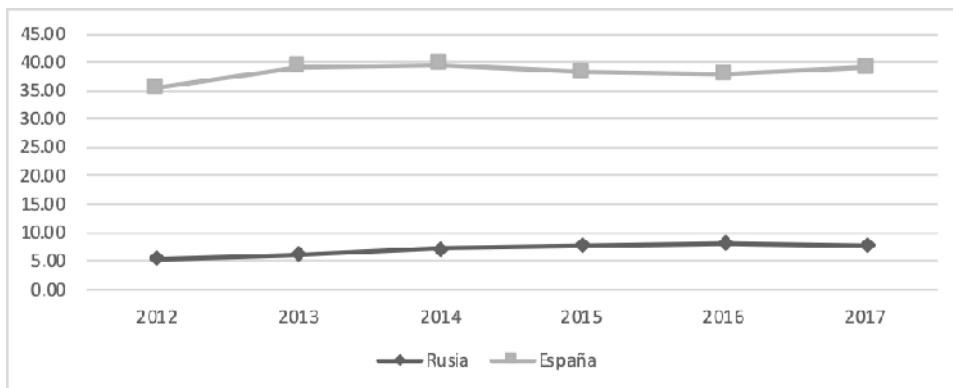
6 Una patente brinda protección durante un período limitado, alrededor de 20 años, respecto a la invención de su propietario (Banco Mundial, 2019).

Rusia (figura 7). Aunque si se atiende a los valores absolutos, la interpretación cambia ya que el Banco Mundial registró en 2016 26.795 solicitudes de patentes rusas y 2745 españolas. Además, la evolución de ambos territorios ha sido dispar: Rusia se ha mantenido estable en el horizonte temporal 2000-2016, mientras que España registra descenso, con una reducción del 16%.

Según datos oficiales el descenso se mantiene, pues en 2017 el registro de patentes cayó un 20%. Una caída que se ha acentuado este pasado 2018, cuando, según la Oficina Española de Patentes y Marcas (OEPM), se solicitaron un total de 1576 patentes nacionales, 710 menos que en 2017 y 1273 menos que en 2016 (un descenso del 31,06%) (Ministerio de Industria, Comercio y Turismo, 2019). En particular, en Rusia la actividad de patentes de las principales instituciones de educación superior ha descendido en varias ocasiones (Romanov, 2018). Según Sesay, Yulin y Wang (2018), la concesión de patentes presentadas sistemáticamente por las personas residentes durante los últimos años puede ser por la formación del personal científico y la mejora de una base sólida de investigación.

Figura 7.

Evolución del número de solicitudes presentadas en virtud del Tratado de Cooperación en Materia de Patentes (PCT) por millón de personas habitantes



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

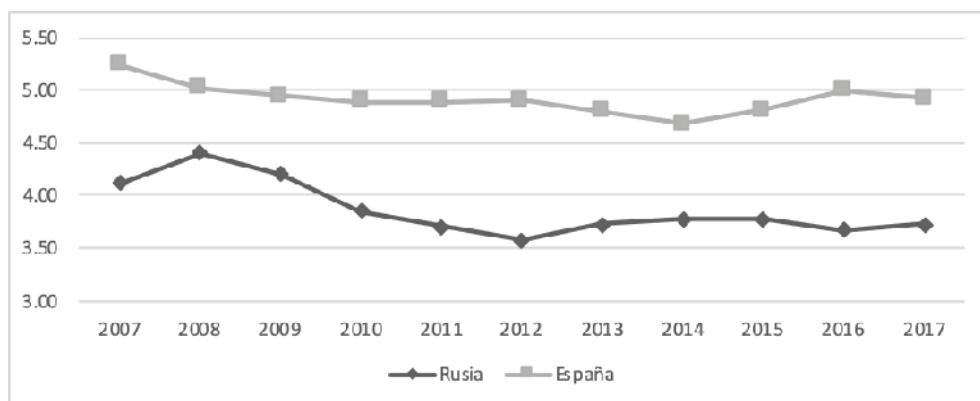
Valoración de las personas directivas y empresarias sobre la tecnología

El acceso a los avances tecnológicos determina el crecimiento económico y mejora de la competitividad. En este caso, las valoraciones de las personas

directivas españolas son más elevadas que las valoraciones rusas (figura 8). La tendencia española ha sido regularmente estable durante el periodo, mientras que la rusa ha sido progresiva. Cohen y Levinthal (1990) indicaron que las empresas deben detectar el valor del conocimiento externo y establecer mecanismos para integrarlo, con el fin de alcanzar sus objetivos comerciales. Esta capacidad depende de la trayectoria y los conocimientos previos de las compañías (Volberda, Foss y Lyles, 2010). Si las empresas han desarrollado una elevada capacidad de absorción tecnológica, verán aumentados sus resultados, ya que pueden reaccionar de forma más adecuada a los cambios en las necesidades de la clientela, mejorar su producción y la gestión (Dobrzykowski *et al.*, 2015).

Figura 8.

Evolución de la valoración en la disponibilidad de las últimas tecnologías



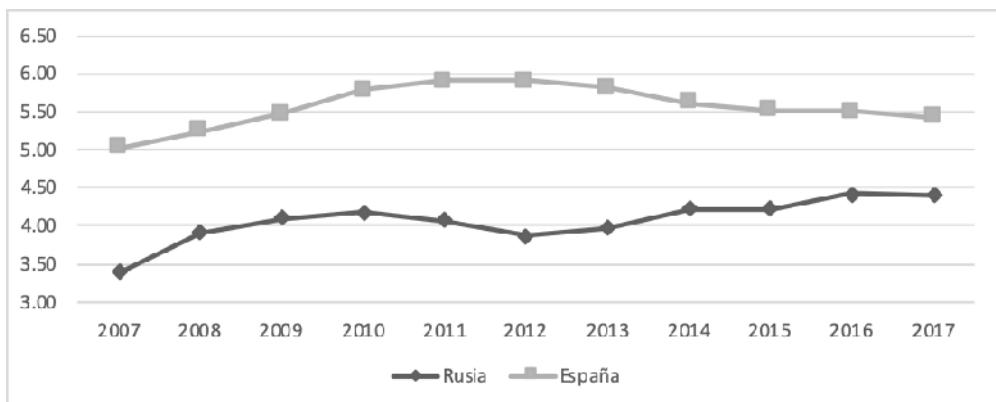
Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

Tal como evidencia la figura 9, España ha exhibido una tendencia ligeramente decreciente, en tanto en Rusia ha tendido al alza, aunque de manera muy tenue, hasta alcanzar valores muy próximos. Para ambos territorios es una debilidad que estos resultados no sean más elevados, aparte de los reducidos incrementos.

La valoración ofrecida por las personas empresarias españolas sobre en qué medida la inversión extranjera directa implica acceso a las nuevas tecnologías ha sido estable en el periodo, con valores cercanos a 5. En el caso del territorio ruso, esta percepción se ha ido reduciendo ligeramente, hasta situarse un punto por debajo de España (figura 10).

Figura 9.

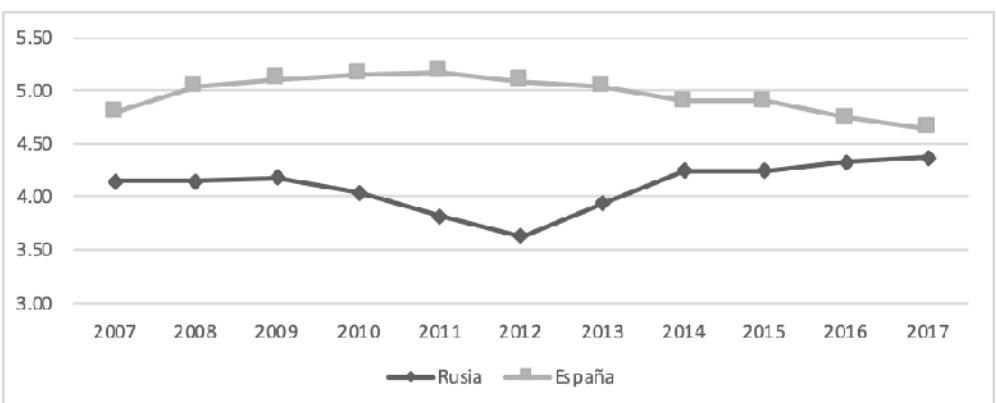
Evolución de la valoración de la absorción de tecnología a nivel de empresa



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

Figura 10.

Evolución de la valoración de en qué medida la inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología



Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018 a 2008-2007.

Posición mundial de Rusia y España en innovación y tecnología

World Economic Forum elabora un ranking anual sobre 133 economías. Las posiciones de ambos países para 2017 en cada una de las variables indagadas en este

trabajo se recogen en la tabla 2. España manifiesta una posición aceptable en cinco ítems (dentro de los 40 primeros puestos): a) número de solicitudes presentadas en virtud del PCT por millón de habitantes; b) cómo la inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología; c) disponibilidad de las últimas tecnologías; d) calidad de las instituciones de investigación científica; y e) disponibilidad de personas científicas e ingenieras. En cambio, Rusia no presenta ninguna que esté por encima del puesto 40. A pesar de ello, en la calidad de las instituciones de investigación científica ocupa el lugar 41, y en el número de solicitudes presentadas en virtud del PCT por millón de habitantes, la posición 46.

Tabla 2.

Posición de Rusia y España respecto al resto de economía sobre las variables de innovación y tecnología en 2017

Variables	Ranking	
	Rusia	España
Capacidad para innovar	65	49
Calidad de las instituciones de investigación científica	41	38
Gasto de la compañía en I+D	54	53
Colaboración universidad-industria en I+D	42	67
Adquisición gubernamental de productos tecnológicos avanzados	63	86
Disponibilidad de personas científicas e ingenieras	50	40
Número de solicitudes presentadas en virtud del PCT por millón de habitantes	46	25
Disponibilidad de las últimas tecnologías	84	36
Absorción de tecnología a nivel de empresa	72	53
Inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología	109	31

Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018.

Rusia presenta una valoración superior a España en los concerniente a la colaboración universidad-industria en I+D y a la adquisición gubernamental de productos tecnológicos avanzados. Mientras que España muestra una valoración significativamente superior a Rusia en cuanto a disponibilidad de las últimas tecnologías y la manera en que la inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología. Del mismo modo, España dispone de una valoración superior —relativamente ínfima— a Rusia en varios aspectos: capacidad para innovar, calidad de las instituciones de investigación científica, disponibilidad de personas científicas e ingenieras y absorción de tecnología a nivel de empresa. En último lugar, las diferencias son muy reducidas entre España y Rusia en cuanto al gasto de la compañía en I+D.

Tabla 3.

Resumen de las variables en inversión y tecnología de Rusia y España en 2017

Variables	Valoración		
	Rusia	España	Diferencia
Capacidad para innovar	4,17	4,34	0,17
Calidad de las instituciones de investigación científica	4,40	4,58	0,18
Gasto de la compañía en I+D	3,48	3,49	0,01
Colaboración universidad-industria en I+D	3,85	3,46	-0,39
Adquisición gubernamental de productos tecnológicos avanzados	3,38	3,10	-0,28
Disponibilidad de personas científicas e ingenieras	4,25	4,47	0,22
Número de solicitudes presentadas en virtud del PCT por millón de habitantes	7,76	38,99	31,23
Disponibilidad de las últimas tecnologías	4,41	5,43	1,02
Absorción de tecnología a nivel de empresa	4,37	4,64	0,27
Inversión extranjera directa conlleva nueva tecnología	3,73	4,92	1,19

Fuente: The Global Competitiveness Report 2017-2018.

La posición mundial de Rusia en cuanto a investigación y tecnología es inferior a la posición de España, aunque sin implicar una gran distancia. España presenta 5 indicadores que están posicionados por encima del puesto 50, mientras que Rusia solo tiene 2 indicadores que están posicionados por encima de dicho puesto. Estos dos son coincidentes con los indicadores españoles (calidad de las instituciones de investigación científica y número de solicitudes presentadas en virtud del PCT por millón de habitantes).

CONCLUSIONES

En esta investigación se han presentado las valoraciones por parte de las personas empresarias y directivas a una serie de variables⁷ vinculadas con la *innovación* y la *tecnología* de España y Rusia. De esta manera, se logran los objetivos fijados: se determina la posición mundial de cada país ante la innovación y tecnología, al tiempo que se precisan los aspectos positivos de cada territorio. Fundamentalmente, se comprueba que el gasto en investigación y desarrollo (% del PIB) es semejante en ambos países, y en la investigación y tecnología la posición mundial de Rusia es inferior a la posición de España, aunque sin implicar una gran distancia. Para la dinámica

7 Recogidas de los informes que elabora World Economic Forum, fuente principal del trabajo.

civil de ambas economías, se puede decir que ambas ciencias y tecnologías tienden a desperdiciar el conocimiento científico y tecnológico, la estrategia interempresarial y la experiencia.

A tenor de los resultados expuestos, queda patente que existen puntos de unión entre España y Rusia para actuaciones conjuntas, por ejemplo en cooperación digital (Belov, 2018), con el objetivo de establecer sinergias y aprovechar el conocimiento de cada territorio en pos del crecimiento económico. Actualmente, así es declarado por el Gobierno de España en su voluntad de aumentar la colaboración hispano-rusa para la asistencia tecnológica y científica entre empresas españolas y rusas. Al mismo tiempo, se trabaja en la mejora del *Año Dual España-Rusia*, proyecto bilateral de eventos socioeconómicos iniciado en el 2011 para dar visibilidad al contenido de las relaciones bilaterales y fortalecer los lazos. Por su parte, la Federación Rusa, durante los próximos cuatro años, se ha trazado como objetivo el desarrollo de las exportaciones de alto valor añadido, y para ello necesita atraer inversiones de empresas extranjeras que permitan el desarrollo de proyectos conjuntos industriales (sector de la alta tecnología).

Sin duda, el progreso del sistema educativo es crucial para conseguir un entorno empresarial próspero a la innovación. Las averiguaciones de España denotan un sistema de innovación aún limitado; la política de I+D no ha logrado el avance necesario para equiparar al país con otros de su entorno. Según Xifré (2016), “el número de empresas que realizan actividades de innovación, tanto tecnológica como no tecnológica, está en caída libre desde el año 2008 hasta el 2014” (p. 28). A pesar de esta debilidad, es importante mencionar que la disminución del gasto empresarial en I+D tiende, durante la crisis 2008-2014, a concentrarse en la reducción de los gastos de capital y menos en los gastos corrientes (Fariñas y Huergo, 2017, p. 6). En contraposición, hay que destacar que la ayuda gubernamental espléndida es un determinante clave en la transformación innovadora de la estructura productiva; ejemplo de ello es Corea del Sur, el país más innovador por sexto año consecutivo, según el Índice de Innovación Bloomberg 2019. Además, se puede reclamar mayor atención de la administración pública en la generación de la ciencia en España, con el objetivo de transferir los resultados de las investigaciones al bien común, pues la ausencia de conexión imposibilita la eficiencia de las políticas públicas. La innovación holística depende de superar este arraigo de la incultura de la cooperación institucional.

En España, en el marco de los Presupuestos para 2019, se contempla una ligera recuperación del gasto en I+D, un trivial incremento presupuestario destinado a la I+D+i. La Fundación COTEC (2019) señala que el peso de la actualidad en I+D respecto al PIB alcanzó en 2018 el 1,24%, tres centésimas más que en 2017 (Fundación COTEC para la Innovación, 2019). De este modo, en 2018 España invirtió 14.900 millones de euros en I+D. Lo cierto es que la dinámica nacional es irregular, pues asciende en los años de expansión y cae en los períodos de crisis en ambos sectores, el público y el privado. Sin pretensión de hacer una defensa a ultranza, está demostrado que disparar la inversión en I+D no es esencialmente garantía de éxito. Para Xifré (2018), la apuesta española transciende a la situación económica, pues halla doble efecto. Por un lado, está la falta de voluntad política o empresarial que da lugar a que aún la innovación no haya sido tratada como una *política de Estado* (Fundación COTEC para la Innovación, 2019) y esté sujeta a la volatilidad. Mientras que, por el otro, está que una parte de la inversión presupuestada no se ejecuta, es decir, la mayoría de los recursos financieros no se materializan (subvenciones y ayudas directas). Asimismo, Mulet (2018) señala una falta de homogeneidad del sistema español de innovación derivada del mínimo gasto en I+D en el ámbito empresarial, pues se concreta en el desperdicio del conocimiento científico y tecnológico o en la escasa relación interempresarial, y con las universidades y centros de investigación públicos. Se añade la restringida capacidad de atraer y mantener talento, la calidad del sistema educativo y la eficacia del sistema de investigación. A modo de conclusión, el panorama nacional demanda un esfuerzo inversor sostenido y real, así como minimizar los contrastes con la Unión Europea.

Como indican Gershman *et al.* (2018), a lo largo de la historia “la motivación de las empresas rusas para innovar ha sido muy baja” (p. 136), a razón de una atención superior a los problemas científicos-académicos y a la incapacidad pública para adaptarse a las necesidades empresariales. La excepción se halla en la industria de defensa bajo el Plan de Armamento 2011-2020 con una extensión para el periodo 2017-2025, pues es el motor de I+D+i y el factor de seguridad nacional. La importancia de la inversión y la producción de defensa para el gobierno y la economía es cada vez mayor (Kim y Blank, 2019), pues, en general, las políticas militares rusas son estratégicas (Røsseth, 2019). En definitiva, puede ser un punto de inflexión, en pos de un nuevo paradigma para la gobernanza de la economía, partir desde el rol impulsor del Estado en el proceso de innovación.

Esta investigación presenta ciertas limitaciones, pues emplea datos transversales que restringen el análisis de la dinámica de la innovación. También carece

de más precisión en la revisión de la literatura (políticas públicas de I+D+i) y otras fuentes estadísticas que muestren la trayectoria de la inversión en I+D de ambos países. Además, no profundiza en los diferentes tipos de inversión en I+D que existen, como, por ejemplo, la formación de recursos humanos. No obstante, abre nuevas líneas de investigación que son necesarias para ampliar el objetivo de este trabajo: a) el análisis profundo de las causas que provocan la evolución positiva y negativa de cada una de las variables analizadas y b) establecer marcos de actuación y redes de contacto entre España y Rusia (nuevos instrumentos para la financiación de proyectos orientados a la inversión a largo plazo; mejora de la colaboración entre pymes a través de plataformas de contactos o localización).

REFERENCIAS

1. Academic Ranking of World Universities (2019). Shanghai Ranking's: Academic Ranking of World Universities 2019. <http://www.shanghairanking.com/ARWU2019.html>
2. Acs, Z. J., Estrin, S., Mickiewicz, T. y Szerb, L. (2018). Entrepreneurship, institutional economics, and economic growth: An ecosystem perspective. *Small Business Economics*, 51(2), 501-514. <https://doi.org/10.1007/s11187-018-0013-9>
3. Agencia EFE (2019, 21 de enero). Índice de Competitividad por el Talento Global 2019. https://www.efe.com/efe/cono-sur/comunicados/indice-de-competitividad-por-el-talento-global-2019-identifica-al-fomento-del-emprendedor-como-aspecto-clave-para-la-naciones-y/50000772-TEXTOE_25414973
4. Albahari, A., Barge-Gil, A., Pérez-Canto, S. y Modrego, A. (2018). The influence of science and technology park characteristics on firms' innovation results. *Papers in Regional Science*, 97(2), 253-279. <https://doi.org/10.1111/pirs.12253>
5. Aldieri, L., Kotsemir, M. y Vinci, C. P. (2018). The role of geographic spillovers in employment policy planning: An empirical investigation for Russian regions. *Foresight*, 20(3), 289-311. <https://doi.org/10.1108/FS-02-2018-0012>
6. Azar, G. y Ciabuschi, F. (2017). Organizational innovation, technological innovation, and export performance: The effects of innovation radicalness and extensiveness. *International Business Review*, 26(2), 324-336. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2016.09.002>
7. Banco Mundial (2019, 21 de marzo). Gasto en innovación y desarrollo (% del PIB). <https://datos.bancomundial.org/tema/ciencia-y-tecnologia>
8. Barge-Gil, A. y López, A. (2015). La investigación y el desarrollo como determinantes diferenciados y complementarios de la innovación y la productividad. *Cuadernos Económicos de ICE*, 89, 85-106. <https://doi.org/10.32796/cice.2015.89.6096>

9. Barrios, K., Olivero, E. y Acosta-Prado, J. C. (2017). Capacidad dinámica de innovación en instituciones de educación superior. *Revista Espacios*, 38(1), 24-40. <http://www.revistaespacios.com/a17v38n01/a17v38n01p24.pdf>
10. Belov, V. (2018). The digital agenda of Russian-German Economic Cooperation. *Contemporary Europe-Sovremennaya Evropa*, 2, 120-128. <https://doi.org/10.15211/soveurope22018120128>
11. Beneito, P. (2002). Technological patterns among Spanish manufacturing firms. *Entrepreneurship & Regional Development*, 14(2), 89-115. <https://doi.org/10.1080/08985620110099390>
12. Benneworth, P., Pinheiro, R. y Karlsen, J. (2017). Strategic agency and institutional change: Investigating the role of universities in regional innovation systems (RISs). *Regional Studies*, 51(2), 235-248. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1215599>
13. Benzaquen, J., Carpio, L. A. D., Zegarra, L. A. y Valdivia, C.A. (2010). Un índice regional de competitividad para un país. *Revista Cepal*, 102, 69-86. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/11417>
14. Bravo, M. (2018). Aspectos conceptuales sobre la innovación y su financiamiento. *Revista Análisis Económico*, 27(66), 25-46. <http://analisiseconomico.azc.uam.mx/index.php/rae/article/view/179>
15. Breznitz, S. M., Clayton, P. A., Defazio, D. e Isett, K. R. (2018). Have you been served? The impact of university entrepreneurial support on start-ups' network formation. *The Journal of Technology Transfer*, 43(2), 343-367. <https://doi.org/10.1007/s10961-017-9565-0>
16. Buendía, E. A. (2013). El papel de la ventaja Competitiva en el desarrollo económico de los países. *Análisis Económico*, 28(69), 55-78. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41331033004>
17. Cabanelas, P., Cabanelas-Omil, J., Lampón, J. F. y Somorroстро, P. (2017). The governance of regional research networks: Lessons from Spain. *Regional Studies*, 51(7), 1008-1019. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1150589>
18. Cabrera-Blanco, M., Pérez-Suárez, M. y Sánchez-Torné, I. (2020). Las Spin-offs universitarias en Andalucía: un estudio de situación. *Suma de Negocios*, 11(24), 1-11. <http://dx.doi.org/10.14349/sumneg/2020.v11.n24.a1>
19. Cohen, W. M. y Levinthal, D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), 128-152. <https://doi.org/10.2307/2393553>
20. Comisión Europea (2009). *Documento de trabajo de la Comisión. Consulta sobre la futura estrategia “UE 2020”*. https://ec.europa.eu/eu2020/pdf/eu2020_es.pdf
21. Comisión Europea (2019, 17 de julio). Cuadros de indicadores de la innovación de 2019: los resultados en materia de innovación de la UE y sus regiones van en aumento. https://ec.europa.eu/regional_policy/es/newsroom/news/2019/06/17-06-2019-2019-innovation-scoreboards-the-innovation-performance-of-the-eu-and-its-regions-is-increasing

22. Cruz-Castro, L., Holl, A., Rama, R. y Sanz-Menéndez, L. (2018). Economic crisis and company R&D in Spain: Do regional and policy factors matter? *Industry and Innovation*, 25(8), 729-751. <https://doi.org/10.1080/13662716.2017.1355231>
23. Datosmacro.com (2019, 24 de julio). Datos económicos e internacionales. <https://datosmacro.expansion.com>
24. Di Nauta, P., Merola, B., Caputo, F. y Evangelista, F. (2018). Reflections on the role of university to face the challenges of knowledge society for the local economic development. *Journal of the Knowledge Economy*, 9(1), 180-198. <https://doi.org/10.1007/s13132-015-0333-9>
25. Díaz-Martínez, E. y Zozaya-González, N. (2016). Políticas de apoyo a la investigación en España y en la Unión Europea. *La Cuestión Universitaria*, 4, 49-58. <http://polired.upm.es/index.php/lacuestionuniversitaria/article/view/3377>
26. Dobrzykowski, D. D., Leuschner, R., Hong, P. C. y Roh, J. J. (2015). Examining absorptive capacity in supply chains: Linking responsive strategy and firm performance. *Journal of Supply Chain Management*, 51(4), 3-28. <https://doi.org/10.1111/jscm.12085>
27. Echebarría, K. (2006). Caracterización empírica de las burocracias latinoamericanas: configuraciones y roles en el proceso de elaboración de políticas públicas. *Revista del CLAD Reforma y Democracia*, 34, 1-11. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=357533666004>
28. Espoknews.com (2019, 28 de enero). Los países más innovadores del mundo. <https://www.expoknews.com/los-paises-mas-innovadores-del-mundo-2019/>
29. Estrada, S., Cano, K. y Aguirre, J. (2019). ¿Cómo se gestiona la tecnología en las pymes? Diferencias y similitudes entre micro, pequeñas y medianas empresas. *Contaduría y Administración*, 64(1), 1-21. <http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2019.1812>
30. Etzkowitz, H. y Leydesdorff, L. (2000). The dynamics of innovation: From National Systems and "Mode 2" to a Triple Helix of University–Industry–Government relations. *Research Policy*, 29(2), 109-123. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(99\)00055-4](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(99)00055-4)
31. Fariñas, J.C. y Huergo, E. (2017). ¿Qué política de innovación para España? Un debate. *Policy Papers*, 2017/05, 1-22. <http://documentos.fedea.net/pubs/fpp/2017/02/FPP2017-05.pdf>
32. Flor, M. L., Cooper, S. Y. y Oltra, M. J. (2018). External knowledge search, absorptive capacity and radical innovation in high-technology firms. *European Management Journal*, 36(2), 183-194. <https://doi.org/10.1016/j.emj.2017.08.003>
33. Foro de Empresas por Madrid (2019, 25 de abril). Informe 'Sociedad Digital en España': de la asimilación de la tecnología a la demanda activa. <https://www.forodeempresasmadrid.es/actualidad/en-madrid/informe-sociedad-digital-en-espana-de-la-asimilacion-de-la-tecnologia-a-la-demanda-activa/>
34. Fundación COTEC para la Innovación (2019, 10 de julio). Indicadores de la innovación UE-28. <https://cotec.es/espana-cae-tres-puestos-en-el-ranking-de-innovacion-de-la-ue28/>
35. Fuster, E., Padilla-Meléndez, A., Lockett, N. y Del-Águila-Obra, A. R. (2019). The emerging role of university spin-off companies in developing regional entrepreneurial

- university ecosystems: The case of Andalusia. *Technological Forecasting and Social Change*, 141, 219-231. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2018.10.020>
36. García-Estevez, J. y Trujillo-Baute, E. (2014). Drivers of R&D investment in the defence industry: Evidence from Spain. *Defense and Peace Economics*, 25(1), 39-49. <https://doi.org/10.1080/10242694.2013.857464>
37. Gascó, M. (2017). Living labs: Implementing open innovation in the public sector. *Government Information Quarterly*, 34(1), 90-98. <https://doi.org/10.1016/j.giq.2016.09.003>
38. Gershman, M., Gokhberg, L., Kuznetsova, T. y Roud, V. (2018). Bridging S&T and innovation in Russia: A historical perspective. *Technological Forecasting and Social Change*, 133, 132-140. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2018.03.014>
39. Gershman, M., Roud, V. y Thurner, T. W. (2019). Open innovation in Russian state-owned enterprises. *Industry and Innovation*, 26(2), 199-217. <https://doi.org/10.1080/13662716.2018.1496815>
40. Golova, I., Sukhovey, A. y Nikulina, N. (2017). Problems of increasing the regional development innovative sustainability. *Economy of Region*, 1(1), 308-318. <https://doi.org/10.17059/2017-1-27>
41. Hayter, C. S., Lubynsky, R. y Maroulis, S. (2017). Who is the academic entrepreneur? The role of graduate students in the development of university spinoffs. *The Journal of Technology Transfer*, 42(6), 1237-1254. <https://doi.org/10.1007/s10961-016-9470-y>
42. Heredia, L. y Sánchez, J. I. (2016). Evolución de las políticas públicas de fomento a las pymes en la Comunidad Andina de Naciones y la Unión Europea: un análisis comparativo. *Revista Finanzas y Política Económica*, 8(2), 221-249. <http://dx.doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2016.8.2.2>
43. Iglesias, P., Jambrino, C. y De las Heras Pedrosa, C. (2017). Innovation in SMEs: Barriers and facilitators. *Revista de Estudios Regionales*, 110, 99-131. <https://www.redalyc.org/pdf/755/75555464004.pdf>
44. Jamrisko, M., Miller, L. y Lu, W. (2019, 21 de marzo). These are the world's most innovative countries. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2019-01-22/germany-nearly-catches-korea-as-innovation-champ-u-s-rebounds>
45. Kaneva, M. y Untura, G. (2017). Innovation indicators and regional growth in Russia. *Economic Change and Restructuring*, 50(2), 133-159. <https://doi.org/10.1007/s10644-016-9184-z>
46. Kim, Y. y Blank, S. (2019). Russia's arms sales policy after the Ukraine sanctions. *Asian Politics & Policy*, 11(3), 380-398. <https://doi.org/10.1111/aspp.12471>
47. Kim, Y., Kim, W. y Yang, T. (2012). The effect of the triple helix system and habitat on regional entrepreneurship: Empirical evidence from the US. *Research Policy*, 41(1), 54-166.
48. Kogan, L., Papanikolaou, D., Seru, A. y Stoffman, N. (2017). Technological innovation, resource allocation, and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 665-712. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw040>

49. Kolmykova, T. S., Kharchenko, E. V., Kuznetsov, V. P., Lobachev, V. V. y Yuryeva, M. A. (2020). Investments in the innovative development of the Russian economy: Analysis of dynamics and growth problems. En *Growth poles of the global economy: Emergence, changes and future perspectives* (pp. 535-543). Nueva York: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-15160-7_54
50. Kowalska, A., Kovarnik, J., Hamplova, E. y Prazak, P. (2018). The selected topics for comparison in Visegrad four countries. *Economies*, 6(3), 50-65. <https://doi.org/10.3390/economics6030050>
51. Krasnopol'skaya, I. y Meijs, L. (2019). The effect of enabling factors on social innovation in Russian non-profit organisations. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 39(5-6), 447-463. <https://doi.org/10.1108/IJSSP-09-2018-0140>
52. Liñán, F. y Fayolle, A. (2015). A systematic literature review on entrepreneurial intentions: Citation, thematic analyses, and research agenda. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 11(4), 907-933. <https://doi.org/10.1007/s11365-015-0356-5>
53. Liu, C. (2019). The tensions of university-city relations in the knowledge society. *Education and Urban Society*, 51(1), 120-143. <https://doi.org/10.1177/0013124517727582>
54. López-Bazo, E. y Motellón, E. (2018). Innovation, heterogeneous firms and the region: Evidence from Spain. *Regional Studies*, 52(5), 673-687. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1331296>
55. Love, J. H. y Roper, S. (2015). SME innovation, exporting and growth: A review of existing evidence. *International Small Business Journal*, 33(1), 28-48. <https://doi.org/10.1177/0266242614550190>
56. Madero-Gómez, S. y Barboza, G. (2015). Interrelación de la cultura, flexibilidad laboral, alineación estratégica, innovación y rendimiento empresarial. *Contaduría y Administración*, 60(4), 735-756. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2014.08.001>
57. Mazzucato, M. (2011). The entrepreneurial State. *Soundings*, 49, 131-142. <https://doi.org/10.3898/136266211798411183>
58. Memili, E., Fang, H., Chrisman, J. J. y De Massis, A. (2015). The impact of small-and medium-sized family firms on economic growth. *Small Business Economics*, 45(4), 771-785. <https://doi.org/10.1007/s11187-015-9670-0>
59. Molodchik, M. y Jardon, C. M. (2017). Intellectual capital as enhancer of product novelty: An empirical study of Russian manufacturing SMEs. *Journal of Intellectual Capital*, 18(2), 419-436. <https://doi.org/10.1108/JIC-06-2016-0059>
60. Morán-Álvarez, J.C. (2014). *Claves para el diseño de la política económica en la actualidad*. Madrid: Ediciones Pirámide.
61. Mulet, J. (2018). *La innovación y la I+D españolas en 2016. Una visión basada en las estadísticas del INE de 2017*. <http://documentos.fedea.net/pubs/eee/eee2018-01.pdf>
62. Navarro, T. M., Durán, F. M. y Santos, J. L. (2017). A regional competitiveness index for Spain. *Revista de Estudios Regionales*, 109, 67-94. <https://www.redalyc.org/pdf/755/75552738003.pdf>

63. Nicolescu, B. (2018). The transdisciplinary evolution of the university condition for sustainable development. En *Transdisciplinary theory, practice and education* (pp. 73-81). Cham: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-93743-4_6
64. Norris, K. y Vaizey, J. (2018). *The economics of research and technology*. Londres: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781351163804>
65. Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2019). *Informe de seguimiento de la educación en el mundo, 2019: Migración, desplazamientos y educación: construyendo puentes, no muros*. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000367436.locale=en>
66. Palacios, P. D. y Saavedra, M. L. (2018). El entorno institucional de I+D y su influencia en el empleo y las ventas en la pyme manufacturera mexicana. *Revista Finanzas y Política Económica*, 10(1), 111-133. <http://dx.doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2018.10.1.4>
67. Penate, M. C. y Sánchez, M. D. (2018). Public procurement of innovation. A regional analysis of the Spanish experience. *Journal of Regional Research*, 40, 79-107.
68. Reshetov, K. Y., Khoroshavina, N. S., Mysachenko, V. I., Komarov, V. Y. y Timofeev, M. I. (2018). State policy in the area of implementation of innovations in industrial production. *The Journal of Social Sciences Research*, 3, 271-276. <https://doi.org/10.32861/jssr.spi3.271.276>
69. Romanov, E. (2018). Threats to the human capacity of regional higher education institutions. *Economy of Region*, 1(1), 95-108. <https://doi.org/10.17059/2018-1-8>
70. Røsseth, T. (2019). Moscow's Response to a rising China: Russia's partnership policies in Its military relations with Beijing. *Problems of Post-Communism*, 66(4), 268-286. <https://doi.org/10.1080/10758216.2018.1438847>
71. Salazar, F. E., González, J., Sánchez, P. y Sanmartín, J. (2019). Emprendimiento e innovación: agentes potenciadores de la empresa familiar. *SAPIENTIAE*, 4(2), 247-265. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6794941>
72. Sánchez, Y., García, F. y Mendoza, J. E. (2015). La capacidad de innovación y su relación con el emprendimiento en las regiones de México. *Estudios Gerenciales*, 31(136), 243-252. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2015.04.001>
73. Sánchez-Torné, I., Pérez-Suárez, M. y Morán-Álvarez, J. C. (2019). España y Rusia: factores inciertos para hacer negocios. *Pensamiento Crítico*, 23(2), 251-272. <https://doi.org/10.15381/pc.v23i2.15814>
74. Sanso-Navarro, M. y Vera-Cabello, M. (2018). The long-run relationship between R&D and regional knowledge: The case of France, Germany, Italy and Spain. *Regional Studies*, 52(5), 619-631. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1360476>
75. SC Johnson College of Business y World Intellectual Property Organization (WIPO) (2019). *Global Innovation Index. Creating healthy lives—The future of medical innovation*. <https://www.insead.edu/sites/default/files/assets/dept/globalindices/docs/GII-2019-report.pdf>
76. Scuotto, V., Santoro, G., Bresciani, S. y Del Giudice, M. (2017). Shifting intra-and inter-organizational innovation processes towards digital business: An empirical

- analysis of SMEs. *Creativity and Innovation Management*, 26(3), 247-255. <https://doi.org/10.1111/caim.12221>
77. Sesay, B., Yulin, Z. y Wang, F. (2018). Does the national innovation system spur economic growth in Brazil, Russia, India, China and South Africa economies? Evidence from panel data. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-12. <https://doi.org/10.4102/sajems.v21i1.1647>
78. Shevchenko, I. K., Razvadovskaya, Y. V., Marchenko, A. A. y Khanina, A. V. (2017). The harmonization of mechanisms for the strategic development of the national innovation system. *Terra Economicus*, 15(1), 103-129. <https://doi.org/10.23683/2073-6606-2017-15-1-103-129>
79. Shuba, B. y Sotskyi, A. (2019). World experience in financing innovative small businesses. *Baltic Journal of Economic Studies*, 5(1), 239-244. <https://doi.org/10.30525/2256-0742/2019-5-1-239-244>
80. Smith, N. y Thomas, E. (2017). Regional conditions and innovation in Russia: The impact of foreign direct investment and absorptive capacity. *Regional Studies*, 51(9), 412-1428. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1164307>
81. Solov'eva, T. Y., Popov, A. V., Caro-González, A. y Li, H. (2018). Social innovation in Spain, China and Russia: Key aspects of development. *Economic and Social Changes-facts Trends Forecast*, 11(2), 52-68. <https://doi.org/10.15838/esc.2018.2.56.4>
82. Spender, J. C., Corvello, V., Grimaldi, M. y Rippa, P. (2017). Startups and open innovation: A review of the literature. *European Journal of Innovation Management*, 20(1), 4-30. <https://doi.org/10.1108/EJIM-12-2015-0131>
83. Stevanović, T., Ivanović-Dukić, M., Rađenović, T. y Radović, O. (2018). The impact of national intellectual capital on the economic growth in the South-Eastern European Countries. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu*, 3(2), 777-800. <https://doi.org/10.18045/zbefri.2017.2.487>
84. Stuetzer, M., Audretsch, D. B., Obschonka, M., Gosling, S. D., Rentfrow, P. J. y Potter, J. (2018). Entrepreneurship culture, knowledge spillovers and the growth of regions. *Regional Studies*, 52(5), 608-618. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1294251>
85. Tetrevova, L. y Vlckova, V. (2018). The role of inter-university cooperation in the knowledge society. *Perspectives: Policy and Practice in Higher Education*, 24(1), 1-7. <https://doi.org/10.1080/13603108.2018.1519491>
86. The World University Rankings (2019). Ranking mundial de Universidades del Times Higher Education 2019. https://www.timeshighereducation.com/world-university-rankings/2019/world-ranking#!/page/0/length/-1/sort_by/scores_industry_income/sort_order/asc/cols/scores
87. Thomas, M. D. (2018). Growth and structural change: The role of technical innovation. En *Technological change, industrial restructuring and regional development* (pp. 115-139). Londres: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315149295>
88. Trequattrini, R., Lombardi, R., Lardo, A. y Cuozzo, B. (2018). The impact of entrepreneurial universities on regional growth: A local intellectual capital perspective. *Journal of the Knowledge Economy*, 9(1), 199-211. <https://doi.org/10.1007/s13132-015-0334-8>

89. Vaquero, C. (2011). Invertir en investigación: análisis de la situación española. *Revista de Estudios Económicos y Empresariales*, 23, 35-57. <http://hdl.handle.net/10662/1523>
90. Volberda, H. W., Foss, N. J. y Lyles, M. A. (2010). Perspective—Absorbing the concept of absorptive capacity: How to realize its potential in the organization field. *Organization Science*, 21(4), 931-951. <https://doi.org/10.1287/orsc.1090.0503>
91. Xifré, R. (2016). El tejido empresarial en España: estructura, evolución reciente y retos pendientes. *Cuadernos de Información Económica*, 252, 21-29. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5497439>
92. Xifré, R. (2018). La inversión en I+D y la innovación después de la crisis: sector público y sector privado. *Cuadernos de Información Económica*, 265, 13-24.
93. Zemtsov, S. y Chernov, A. (2019). What high-tech companies in Russia grow faster and why? *Journal of the New Economic Association*, 41(1), 68-99. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2019-41-1-3>
94. Zemtsov, S. y Smelov, Y. (2018). Factors of regional development in Russia: Geography, Human Capital and Regional Policies. *Journal of the New Economic Association*, 40(4), 84-108. <http://doi.org/10.31737/2221-2264-2018-40-4-4>

Pablo Mejía Reyes*
Marlen Rocio Reyes Hernández**
Paolo Riguzzi***

Recibido: 2 de diciembre de 2019

Concepto de evaluación: 1 de marzo de 2020

Aprobado: 13 de mayo de 2020

Artículo de investigación

© 2020 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias
Económicas y Administrativas.
Todos los derechos reservados

Political budget cycles in Latin America, 1982-2014¹

Abstract

This paper aims to detect the presence of political budget cycles (PBuCs) around presidential elections in four large Latin American countries (Argentina, Chile, Colombia, and Mexico) over the 1982-2014 period, in the framework of democratic regimes. Extended autoregressive models are estimated for total public expenditure and their chief components, considering the effect of economic fluctuations. Among the most important findings, weak evidence of PBuCs was found in the case of Argentina and Chile, while in the case of Mexico and Colombia, post-electoral adjustments in budget items sensitive to political manipulation were found, such as subsidies and public works, along with pre-electoral increases in total expenditure in the former one, and in goods and services in the latter.

Keywords: political budget cycle, public expenditure, Latin America.

JEL Classification: E32, E62, H12, H30

* Ph.D. in Economics, University of Manchester. Professor-researcher at the Center for Research in Economic Sciences, Faculty of Economics, Universidad Autónoma del Estado de México, México D.F. Email: pmejari@uaemex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9222-1526>.
Mailing address: Cerro de Coatepec S/N,
Ciudad Universitaria Toluca,
Edo. de México C.P. 50110.

** Ph.D. in Administrative Economic Sciences, Universidad Autónoma del Estado de México. Professor-researcher at the Center for Research in Economic Sciences, Faculty of Economics, Universidad Autónoma del Estado de México, México D.F. Email: mrreyesh@uaemex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8339-4011>.

*** Ph.D. in History, University of Genoa.
Professor-researcher at El Colegio de México, México D.F. Email:
priguzzi@colmex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2342-7467>.

¹ The authors acknowledge comments received from the reviewers, as well as research assistance from Gina Sánchez-Peña and Karen T. Sánchez-Castañeda. Remaining errors and omissions, as usual, are the authors' responsibility.

Ciclos políticos presupuestales en América Latina, 1982-2014

Resumen

El objetivo de este artículo es detectar la presencia de ciclos políticos presupuestales (CPP) en torno a las elecciones presidenciales de cuatro grandes países latinoamericanos (Argentina, Chile, Colombia y México) durante el periodo 1982-2014, en el contexto de regímenes democráticos. Para ello, se estiman modelos autorregresivos extendidos para gasto público total y sus componentes principales, considerando el efecto de las fluctuaciones cíclicas. Entre los hallazgos más importantes está la evidencia débil de CPP en los casos de Argentina y Chile, mientras que en los casos de México y Colombia se encontraron ajustes postelectorales en partidas presupuestarias sensibles a la manipulación política, como subsidios y obras públicas, junto con aumentos preelectorales en el gasto total en el primero, y en bienes y servicios en el segundo.

Palabras clave: ciclo político presupuestal, gasto público, América Latina.

INTRODUCTION

Economists have long been interested in determining the causes, transmission mechanisms, and consequences of the cyclical fluctuations of economic activity. Despite the persistence of conflicting interpretations, it is widely accepted that the causes of these cycles are related to supply shocks (mainly technological innovations), demand shocks (economic policy adjustments), and changes in the economic agents' perceptions (Sherman, 1991; Romer, 2006). Nevertheless, the historical evidence shows that political factors have also played a relevant role in generating economic fluctuations. In his seminal paper, Nordhaus (1975) addressed the influence of elections on the making of economic policy and their effects on variables that might gain electoral votes. Essentially, he assumed that citizens are shortsighted and interested only in the recent performance of macroeconomic variables that might directly affect them. Because of this, governments (and their political parties) could follow expansive policies before elections to spur production and employment, and, hence, to convince voters that they are competent managers of the economy. Moreover, voters generally do not realize that these policies tend to generate imbalances that need to be corrected after the elections by the incoming government, which would be obliged to adopt restrictive measures that could reduce economic activity in the future. Because of their origin, these cyclical patterns have been named political business cycles (PBC) (Dubois, 2016).

The international empirical evidence on the existence of political cycles, however, is ambiguous (McCallum, 1978; Alesina, 1989, among others). Considering the above, Weatherford (1987) argued that even if PBC models offer a sensible explanation of the motivations of governments to manipulate the economy for the purpose of gaining votes, these outcomes (real effects) rarely occur. Therefore, following the publication of Tufte's (1978) paper on the experience of the United States and other high-income democracies, the analytical focus moved to the manipulation of fiscal instruments for electoral purposes. In other words, the attention shifted from the study of the "ends" towards the investigation of the dynamics of the "means." Because of its nature, this phenomenon has been called a political budget cycle (PBuC), defined by Shi and Svensson (2003: 67) as "a periodic fluctuation in a government's fiscal policies, which is induced by the cyclical nature of elections."

The PBuC research agenda felt the impact of the rational expectations theory, starting with the famous work by Lucas (1972), which, rejecting axiomatically that manipulation of fiscal variables for political purposes were an option, inhibited the development of research in this area. Thus, optimizing individuals, who have

complete information and are capable of fully discerning the future, could not be repeatedly deceived, nor would politicians, as rational actors, devote energy to carry out such an inefficient scheme. As succinctly stated by Persson and Tabellini (2000), it would be highly problematic to combine the fully rational actuation of individuals as economic agents with their manipulation as voters. Within this theoretical framework, the existence of PBuCs could hardly have scientific standing.

Later, a helpful revision of the scope of the rational expectations assumption spurred by economic psychology and its analysis of cognitive mechanisms has explained how the formation and maintenance of wrong beliefs and perceptions on reality might be constitutive of individuals' mental maps in every society (Kahneman, 2003; North, 2005). This, in turn, indirectly contributed to fostering the resumption of research on PBuCs with greater conceptual sophistication and more refined instruments to measure them.

At the same time, the research on PBuCs, previously restricted to the OECD area, was extended to middle- and low-income countries that are characterized by having younger democratic regimes and higher levels of institutional fragility. Particularly, a number of studies have investigated this phenomenon in several Latin American countries. This literature can be classified in three groups according to the methodology used.

First, by applying extended autoregressive (AR) models, Remmer (1993) analyzed fourteen elections in eight Latin American countries, finding no evidence of PBuCs in their fiscal balances. Later, Ogura (2000) detected an increase in the wage bill paid by Brazilian incoming governments during their first year in office, owing to the lag in the impact of wages raised before elections, for political aims.

In a second group that analyzes the experience of Mexico with AR models, Magaloni (2000) reports evidence of PBuCs in total public expenditure, but also finds that the estimates of post-electoral contractions lose statistical significance when the unemployment rate is included as a control variable, which may imply that the decline is, in fact, caused by recessions that often occurred during the first year of several administrations.¹ In addition, González (2002) concludes that the magnitude of the cycles increases along with a country's democratization process, since political competition brings about a greater chance of losing elections, which leads governments to overspend in order to gain votes. On the other hand, Reyes

¹ In Mexico, fiscal adjustments have been carried out during the first year of various administrations to deal with recessions provoked by macroeconomic imbalances (1983 and 1995) or international crises (2001).

and Mejía (2016) estimate extended autoregressive and moving average models that include the effects of economic factors (captured by fluctuations in manufacturing production) and find evidence of PBuCs in total expenditure as well as in current and capital expenditures.

Finally, the third group of studies based on panel data models deals with larger country samples, including Latin America, and incorporates more variables, such as fiscal balance, total expenditure and revenues, primary expenditure, transferences and subsidies, as well as current and capital expenditures. Their findings indicate that voters are more susceptible to manipulation through current expenditures (Nieto-Parra & Santiso, 2012; Kraemer, 1997), and that the presence of PBuCs is conditional on a country's degree of democratic consolidation (Barberia & Avelino, 2011; Klomp & De Hann, 2013; Brender & Drazen, 2005).

OBJECTIVES

Although these studies have shed light on the elusive phenomenon of PBuCs in several Latin American countries, the evidence is still rather mixed. In this paper, we revisit this topic and evaluate the PBuC hypothesis in four of the most important economies in Latin America: Argentina, Colombia, Chile, and Mexico.² In particular, we seek to determine whether or not different components of the public expenditure actually do increase significantly prior to presidential elections in order to bias voters' preferences towards incumbent parties, even though those expenses would have to be cut back after the elections to correct the resulting imbalances.

These four countries share common institutional features, such as a presidential system with bicameral congresses and a large number of political parties. They differ, nonetheless, in their political organization, since Argentina and Mexico have federal systems, while Colombia and Chile are unitary republics. The period under consideration (1982-2014) was characterized by a political transition from authoritarian regimes, including military dictatorship in two out of the four countries, to democratic systems that have gradually been consolidated.³ Allowing for Colombia's longer democratic trajectory, despite a prolonged civil war, the development of

² Brazil has not been included in the analysis due to the unavailability of disaggregated data on public expenditure for some years.

³ It is usually accepted that until 1978 only Costa Rica, the Dominican Republic, Venezuela, and Colombia (weakly) could be classified as developed democracies in Latin America (Payne *et al.*, 2006).

democracy and electoral competition was the paramount feature in the selected countries (Taylor, 2009).

Notwithstanding the existence of an ongoing discussion regarding the quality of Latin American democracies (Mainwaring & Pérez Liñán, 2006; Smith, 2012), democratic rules seem to have consistently structured the path to accessing power in the area, fulfilling the general requisite for PBuCs: the existence of competitive elections.⁴

Our analysis covers twenty-four presidential elections carried out under democratic regimes in the above-mentioned countries, according to the following distribution: seven elections in Argentina, since 1983; eight in Colombia, since 1986; six in Chile, since 1989, and three in Mexico, since 2000.

This paper aims to contribute to the literature on PBuCs by introducing two variants into the analysis. First, single-equation models are estimated for each country to obtain specific evidence for each case and, in that sense, supplement the findings reported in studies that use panel data methods, which actually estimate the average effect of elections on the complete set of fiscal indicators in the sample. Second, the introduction of control variables in the model allows us to avoid the identification of spurious PBuCs that may result from the use of fiscal policies to stabilize business cycles.

THEORETICAL CONSIDERATIONS

Like general macroeconomics, PBC and PBuC models have substantially changed over time in function of the role assigned to agent expectations. The first generation of PBC models was based on three key assumptions. First, the economy was characterized by a Phillips curve “augmented” with inflation expectations, where voters valued high employment rates positively, and high unemployment rates, negatively. Second, inflation expectations are adaptive in the sense that they are formed based on history in the same variable. Third, voters are shortsighted, with short-run memory, which drives them to cast their vote in response to the recently observed performance of their economies (mainly production and employment). The combination of these conditions encouraged politicians to engage in opportunistic behaviors, resulting in implementing expansive policies before elections,

⁴ Brender and Drazen (2005) stress that, both from empirical and conceptual standpoints, democratic elections are an indispensable requirement for the occurrence of a PBuC.

followed by restrictive adjustments later, to correct the resulting macroeconomic imbalances (Nordhaus, 1975).⁵ Consequently, within this frame, public finances tended to display cyclical patterns linked to the elections.

A new generation of PBC models, which allow for opportunistic or partisan motivations, have incorporated rational expectations (Borsani, 2003). Under these assumptions, agents form their expectations based on all available information: they have full knowledge of the evolution of and interactions between the variables of interest, as well as of their governments' reaction functions. Thus, they cannot be systematically deceived. Hence, opportunistic behavior is constrained since politicians, anticipating a null response from voters to manipulation, have scarce incentives to activate PBuCs.

Nonetheless, under conditions of asymmetric information and bounded rationality, it is possible for PBuC to emerge from the opportunistic behavior of incumbents. Because of this, some recent studies have made room for two plausible assumptions that have not been refuted by empirical research. First, there seems to be political benefits for parties in power when their voters perceive that the economy is performing well (Hibbs, 2006); the size of such benefits varies and is contingent on each country's institutional framework, which defines the incentives for engaging in fiscal manipulation before elections. Second, the voters' bounded rationality and short memory can lead them to overestimate the economy's immediate past performance as an indicator of its general condition (Olters, 2012).⁶

Moreover, there may be informational asymmetries in the decision-making processes typical of principal-agent relationships, combined with elements of moral hazard: politicians know better than their citizens their actual ability to manage the economy (Aboal, Lorenzo & Oddone, 2001). Governments engage in a signaling game to impress the voters with their efficiency in implementing stabilization policies, although they may not be always successful in this (Rogoff, 1990). Thus, it will not always be optimal for governments to try to artificially improve their reputation.

⁵ In an alternative partisan view, Hibbs (1977) posits that political parties behave according to ideological motivations and maximize their objective function that weights differently the cost of unemployment in relation to inflation. In that sense, parties are located at different points on an augmented Phillips curve throughout their periods in office. Right-wing parties privilege the control of inflation over employment, while left-wing ones adopt the opposite priority. See Alesina (1987) and Alesina and Sachs (1988) for further insights on partisan models.

⁶ The fact that a backward-looking perspective shapes the electoral choice of a proportion of citizens does not exclude the existence of forward-looking individuals, who behave according to the rational expectations assumption.

Hence, in these models the manipulation of fiscal variables is expected to be less systematic and evident than in the Nordhaus model, and the predicted cycles are shorter and less regular.⁷

It is important to stress that the size of information asymmetries and, therefore, the politicians' opportunity to manipulate economic policy vary according to their institutional settings. It could be claimed, in a stylized form, that "open access societies"—characterized by high per capita income, robust democracies, rule of the law, accountability, high levels of human capital, and the existence of numerous civic organizations—provide information relevant for the public opinion, which can effectively restrict the incentives for the incumbent governments to engage in political opportunism (North, Wallis & Weingast 2009; Brender & Drazen, 2003). Conversely, "limited access societies"—where the mentioned elements only exist in a fragmentary and reduced form and usually entail high information costs—offer greater opportunities for political manipulation, as well as for impunity for engaging in such behavior (Shi & Svensson, 2000, 2006). Therefore, opportunistic government behavior tends to appear more in emerging economies due to their institutional fragilities, which allow greater discretionary power in the management of fiscal variables (Schuknecht, 1996). Because of this, a contextual determination of PBuCs is necessary according to the specific properties of the political institutions in each country (Franzese & Jusko, 2008).

This view differs from the democratic learning model formulated by Brender and Drazen (2005), which assumes that "new democracies" differ from "consolidated democracies" regarding the actual possibilities for the emergence of PBuCs. In their model, countries that transit to or return to democracy undergo the effect of democratic inexperience on PBuCs until most of the citizens have learned the political game. For practical purposes, these authors claim that the "new democracy" status extends through four successive elections after the initial implementation of democratic rules, after which it is assumed that voters would have completely learned how the system works and these procedures would have become fully institutionalized.

However, no definitive theoretical reasons exist for assuming that democratic transitions evolve only in an incremental and linear way. In fact, empirical evidence points at regressions and stagnations occurring in these processes. Therefore, the consolidation of democracies rather depends on the institutional configuration of

⁷ See Cukierman and Meltzer (1986), Rogoff and Sibert (1988), and Persson and Tabellini (1990).

specific societies, and the structure of the relations between their economies and politics.

At the same time, since institutional features that shape the relationship between the executive and the legislative branches play a relevant role in the emergence of PBuCs, it is important to identify the features of the budget process in each country (Saporiti & Streb, 2008). Despite the existence of a variety of institutional arrangements in the countries analyzed, the executive branch in each one is responsible for proposing an annual budget plan to the Congress, usually with some restrictions on the increase in fiscal deficit or in public expenditure. Congresses have a deadline to promulgate their budgets, and in some countries, the executive holds veto power, either globally or by item, on modifications to the budget, although legislators can overcome vetoes by a qualified majority.

A crucial issue for which systematized information is still scarce is the effective degree of control that governments have over the execution of budgets, particularly, regarding their ability to reassign funds between items during the fiscal year. Despite formal mechanisms for auditing and overseeing public accounts, the available evidence points to a limited capacity of control on the part of legislators, which makes possible fiscal manipulation for electoral aims (Santiso, 2007).

ECONOMETRIC METHODOLOGY

In this paper, we estimate extended autoregressive models for different components of the public expenditure to identify PBuC patterns in Argentina, Chile, Colombia, and Mexico.⁸ Following a generalized practice in the literature, dichotomous variables are added to capture any difference that occurs in the growth rates of these variables during the election year and the prior one, versus the growth rates of the subsequent year. In other words, if incumbents do manipulate public spending for electoral purposes, growth rates would be above the mean in the former case, and below (even with negative values) in the year following elections. It should be noted that the alternation of the signs of the manipulation of public expenditure around elections has a short-lived impact. Hence, the dummy variables seek to measure the immediate effects of the presence or absence of elections.

⁸ This approach allows identifying country-specific characteristics, which is not possible in the joint analysis of large samples.

In order to avoid biases due to specification errors that result from omitted variables, two control variables are introduced. First, an output measure is used to isolate the effects of business cycles on government expenditures (Grier, 1987; Pepinsky, 2007), since fiscal cuts may be aimed at containing recessions rather than being an adjustment to electoral overspending. In this case, the dynamics of expenditure would respond to macroeconomic stabilization objectives. Given that fiscal policies implemented in Latin America have been mainly pro-cyclical, it would be easy to misinterpret restrictive stabilization policies for post-electoral adjustments.⁹ Second, total public revenue, i.e. tax revenues plus new public debt, is also introduced as a control variable with the purpose of measuring a government's spending capacity during the current year, because the size of its spending constrains the electoral manipulation of expenditures. Based on these considerations, the general model to be estimated is specified as follows:

$$g_{kt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i g_{kt-i} + \gamma c_t + \delta i_t + \beta_a e_{\tau-1} + \beta_e e_\tau + \beta_d e_{\tau+1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

where g_{kt} denotes the annual growth rate of the k -th component of public expenditure; c_t is an indicator of the business cycle measured by GDP growth rates or GDP deviations from the underlying trend estimated by means of the Hodrick and Prescott filter (1997).¹⁰ i_t denotes the growth rate of total public revenues, and ε_t is a perturbation that follows a Gaussian white noise process such as $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ that meets the assumptions of a linear regression. In turn, e_τ is the dummy variable that accounts for the effects of elections on public expenditure, and then $e_\tau = 1$ when the τ -th election is celebrated, and 0, otherwise. The variables $e_{\tau-1}$ and $e_{\tau+1}$ are defined in an analogous manner to account for the effects of elections over the years previous and subsequent to elections, respectively.¹¹

-
- ⁹ Fiscal policy in Latin America has been essentially pro-cyclical, with increases in public expenditure occurring during expansions, and adjustments during recessions, not only due to the contraction of revenues, but also due to the notion that macroeconomic balances, especially the fiscal ones, must be strengthened during recessive phases, to lessen instability and to attract investment, allowing economic recovery to occur (Gavin & Perotti, 1997; Talvi & Végh 2005).
- ¹⁰ Growth rates can be considered as an approximation of the classical business cycle (Osborn, Pérez & Sensier, 2005), which is defined as the alternation of phases of expansion and recession. In turn, deviations of production from their underlying trends are associated with the concept of growth cycles (Lucas, 1977).
- ¹¹ Notice that working with annual data only allows this specification, since it is not possible to capture the effects of elections celebrated in the mid-year over the previous and subsequent twelve months (or four quarters), an issue known as time aggregation (Streb, Lema & Garofalo, 2012). For an analysis based on quarterly data, which allows distinguishing different time effects, see Reyes and Mejía (2016).

The coefficients of the model are expected to have appropriate statistical properties and values consistent with theory. In particular, the values of the autoregressive coefficients α , which measure the persistence of the series, should guarantee that public expenditure is a stationary process; their order is determined by minimizing the Akaike information criterion.¹² In turn, if the dynamics of public expenditure are driven by opportunistic behavior, it is expected that $\beta_a, \beta_e > 0$ and $\beta_d < 0$. On the other hand, $\gamma < 0$ if fiscal policy responds to stabilizing criteria, and vice versa. Finally, if expenditures are conditioned by the revenues, $\delta > 0$. To avoid collinearity between the cycle indicator and total revenues (due to their high correlation), models are estimated incorporating only one of these two variables.

The series of total public expenditure as well as its components (current and investment expenditure) are analyzed for the four countries studied within this framework. This disaggregation allows us to distinguish electoral manipulation in different spending items. Particularly, it is expected that consumption transfers (current expenditure) have a more direct effect than spending on public works (investment expenditures), since the former presents the voters with immediate benefits, although both outlays may work in the same direction.

EVIDENCE OF PBuC

The econometric analysis of public expenditures in Latin America faces several drawbacks, spanning from restrictions on obtaining long homogeneous series to difficulties in modeling their dynamics.¹³ In order to analyze the presence of PBuCs in Argentina, Chile, Colombia, and Mexico over the 1982-2014 period, we have used data from the *Government Finance Statistics* elaborated by the International Monetary Fund (IMF) for the 1980-1989 period and from CEPALSTAT, published by the Economic Commission for Latin American and the Caribbean for 1990-2014 (CEPAL, 2015).¹⁴ All nominal figures have been deflated, and converted to real terms,

¹² An autoregressive process is stationary if the roots of the lag polynomial $L(\phi) = 0$ are outside the unit circle. When this condition is fulfilled, it is possible to apply conventional estimation and inference methods (Johnston & DiNardo, 1997).

¹³ According to Reyes and Mejía (2016), the public expenditure series exhibit atypical statistical features associated with the presence of anomalous values, which generates empirical distributions with an excess of kurtosis and usually a positive bias. They argue that these properties might be explained by the discretionary management of public accounts. Additionally, the lack of continuous and homogeneous series has led several authors to use different data sources (Nieto & Santiso, 2012; Barberia & Avelino, 2011).

¹⁴ The series from these two sources were chained by using 1990 as the year of reference. To account for the possibility of differentiated dynamics of the series over these two subsamples, a dichotomous variable is introduced

using the GDP deflator for each of the four countries, published by the *International Financial Statistics* (IFS) of the IMF.

The growth rates of several components of real public expenditures are modeled according to expression (1). In order to apply conventional econometric models, the stationarity of the series was verified using common unit root tests. The econometric strategy consists of three steps. First, the order of the autoregressive component is identified and, second, the electoral variables are introduced; in the third step, dichotomous variables are added to capture the effects of anomalous values (outliers).¹⁵ In a few series of Argentina and Mexico, however, some outliers were removed in the first step since their very large values distorted the modelling process. Additionally, given that data come from different sources, a dichotomous variable (*DAT*) is added to distinguish between them. The specification of these final models is evaluated by using tests of autocorrelation, heteroscedasticity, normality, and functional form.¹⁶

The model estimations for all variables and countries are presented in Tables 1 to 12. In general, model specifications are adequate, although some issues of normality and functional form persist in some cases. Three different formulations of the model are estimated for each country, depending on the variable used to control for the effects of business cycles, as previously mentioned.¹⁷

The estimates for Argentina are shown in Tables 1 to 3. The first interesting result is that the GDP and public revenue growth rates are statistically significant in all models, except in the capital transfers and expenditure on goods and services models, respectively (Tables 1 and 2). In contrast, the GDP gap as a control variable is not statistically significant in any model (Table 2). Moreover, the estimated coefficients of the GDP growth rates are positive, which suggests that fiscal policy has been essentially pro-cyclical in this country over the period, as shown by other

in the model with a value of 0 up to 1989, and 1 from 1990 onwards, as done by Barberia and Avelino (2011). The variables analyzed for each country are described in Appendix 1.

- 15 If a residual is greater than three times its standard deviation, it is considered as an anomalous value and is removed by introducing a corresponding dummy variable. *D1991*, for example, denotes the dummy to remove an outlier occurring in 1991.
- 16 The residuals are tested for normality and specification errors by using the conventional Jarque-Bera (1987) and the Ramsey (1969) test, respectively. If the residuals of the model exhibit heteroscedasticity or heteroscedasticity and autocorrelation, standard errors are corrected by using the White (1980) and the Newey-West (1987) correction methods, respectively. In order to save space, the estimates of the specification and unit root tests are not reported, but they are available upon request.
- 17 In fact, in the preliminary estimations, GDP growth rates and public revenues were included as control variables in each model, but usually the latter were not statistically significant.

studies, while the positive coefficients of the public revenue growth rate imply that this factor conditions the government's spending capacity.

In turn, the evidence of PBuCs is weak: the estimated coefficients of the dichotomous variables for election years or the previous year are not statistically significant, or they have the opposite sign to the one suggested by theory. However, some spending contractions are detected in the year after elections, especially when public revenues are incorporated as a control variable (Table 3), which is indeed consistent with the PBuC hypothesis. Although the effects of several outliers are estimated, they can be linked to electoral manipulation only in the case of the 1983 elections, in items such as subsidies and other current transfers.¹⁸

The estimates for Colombia are displayed in Tables 4 to 6. It is worth noting that GDP growth rates do not have a statistically significant relationship with the components of public expenditure, whereas the GDP gap is related to total and current expenditures. In turn, total revenues seem to explain expenditure on goods and services, as well as capital expenditure and acquisitions of fixed capital assets.¹⁹ The evidence of PBuC is partial, though there are some robust results to be highlighted: there is a statistically significant increase in expenditure on goods and services and, in two model specifications, in the acquisition of fixed capital assets during the year previous to elections, as well as a cutback in subsidies and other current transfers during the year following elections. The existing outliers in this case cannot be associated with elections or natural disasters. Our results, mainly those concerning fixed capital asset expenditures, are consistent with those reported by Drazen and Eslava (2003), who found a significant increase before and up to the period of elections. Overall, the emergence of PBuC in the Colombian case might be explained by the survival of some practices and political conflicts that have hindered the consolidation of the Colombian democratic system, such as political clientelism, drug trafficking, internal armed conflict, and erosion of weights and counterweights that are characteristic of mature democracies (Botero, Hoskin & Pachón, 2010). This context offers

¹⁸ The presidential elections of 1983, associated to the Process of National Reorganization, mark the return of democracy in Argentina after the military dictatorship (Camou, 1995). Hence, the electoral manipulation of public spending might be explained by the inexperience of democratic system, as Canes-Wrone y Ponce de León (2015) suggest. The rest of anomalous values could be associated with natural disasters in 1985 and 1993 (Lavell, 2004). The latter, in fact, was removed before modelling the series of capital expenditure and capital transferences, as mentioned above.

¹⁹ In this case, the dichotomous variable utilized to account for differences in data sources was not significant in most of the models.

incentives for policymakers to manipulate economic policy instruments to obtain electoral and partisan benefits, as Franzese and Jusko (2008) suggest.²⁰

The results for Chile (Tables 7 to 9) indicate that public expenditure and its components are mildly associated with economic activity and public revenue indicators, providing only weak evidence of a pro-cyclical fiscal policy. There is no robust evidence of PBuCs along the lines of expansive policies before elections, though a subsequent adjustment is detected in the cases of total expenditure (but only at 10% of significance), capital expenditure, and the acquisition of fixed capital assets (at 5%), as shown in the estimates of Tables 7 and 9. Regarding the outliers, the one identified for 1989 could be linked to the first election held after the military dictatorship, but the estimated coefficients of the corresponding dichotomous variables in the models of total and current expenditure are negative, probably caused by adjustments following the Tarapaca earthquake in 1987 (CSN, 2016) and the eruption of the Volcano Lonquimay in 1988 (Moreno & Gardeweg, 1989).

Finally, estimations of PBuCs in Mexico are displayed in Tables 10 to 12. It should be emphasized that free general elections in this country were held only from 2000 on, while prior to that the competition to the party in power during several decades, the Institutional Revolutionary Party (PRI, for its acronym in Spanish), was rather limited (Velázquez, 2008). However, according to González (2002), the political competition has increased over time, especially since the elections of 1988, which may have motivated the authorities to engage in opportunistic practices, according to the view expressed by Brender and Drazen (2005). Therefore, the effects of elections on public expenditure could have been different before 2000 when the possibilities of fiscal manipulation were higher. On the contrary, once political competition increased further and other institutional conditions improved (divided government, change of party in power, more free media, and others), the use of public expenditure to gain votes could have become more difficult.²¹ In order to assess differences in the dynamics of public expenditure within these periods and the emergence of PBuCs, two sets of dichotomous electoral variables are introduced, defined according to expression (1):

20 The existing outliers in this case cannot be associated with elections or natural disasters. Elections were held in 1986 and 1990, thus some extraordinary rise in expenditure would be expectable. Moreover, in 1985, the volcano *Nevado del Ruiz* erupted, and between 1989 and 1992, a number of disasters occurred, among which there was another eruption of the *Nevado*, the overflowing of the San Carlos and Cauca Rivers, as well as an earthquake and a drought provoked by El Niño (Hermelin, 2005). Therefore, it is curious that anomalous values for 1985 and 1990 are negative.

21 Indeed, from 1997 to 2018, Mexico experienced a divided government, which may have brought about a better monitoring of public expenditure. The evidence, however, shows that the emergence of PBuCs has not been completely excluded (Reyes, Mejía & Riguzzi, 2013).

the first set accounts for the effects of elections on spending between 1982 and 1994, while the second one comprises those from 2000 to 2012.²²

The results for the Mexican case point out that fiscal policy over the entire period was mainly pro-cyclical, but with several exceptions, since the estimated coefficient of business cycle indicators are not always statistically significant (Cuadra, 2008; Mejía, 2003; Reyes & Mejía, 2012). The estimated coefficients of public revenues, however, are not statistically significant, suggesting that this variable is largely unimportant in the management of government expenditure.

Concerning PBuCs, the first set of electoral variables shows a significant rise in total expenditure before electoral years in each of the three model specifications.²³ Some other items, like personal services, increase before election dates in some model specifications. Yet, these cannot be considered as robust results. Noteworthy is the fact that the estimated coefficients for electoral years are negative in some cases, opposite to the claims of the PBuC theory; this may be due to the time aggregation of the data, given that elections are held in the middle of the year.²⁴ About post-electoral adjustments, a robust result points to a fall in public works expenditures, a variable highly sensitive to electoral manipulation, as suggested by Schuknecht (1996).²⁵

On the other hand, the evidence of PBuCs in total expenditure becomes weaker after the 2000 elections since the electoral dummies are statistically significant only when GDP growth rates are used as a control variable. Nonetheless, there is some evidence of pre-electoral increases in variables such as current expenditure, personal services, and general and other services. Then, only few electoral variables seem to be statistically significant or have robust effects, possibly due to a better

22 Although the 1988 and 1994 elections were contested, in the end, the PRI maintained its hegemony by a wide margin. The share of votes received by this party was 50.4 and 48.7%, respectively (Instituto Nacional Electoral, 2016).

23 Flores (2007), Magaloni (2000), and Reyes and Mejía (2016) also report results that are robust regarding the sign of the estimated coefficient in the case of total expenditure, with an increase occurring before the election period.

24 In this sense, the time aggregation problem affects Mexican data. Since elections are held during the first days of July, the aggregate figures of the electoral year combine the results of expansive pre-electoral policies with those resulting from restrictive post-electoral adjustments. The signs of the estimated coefficients suggest that the latter is greater than the former.

25 These results differ from those reported by Reyes and Mejía (2016), who argue that the high degree of discretionary management of public expenditures may explain the lack of statistical significance of their findings. However, they do not distinguish between the two political regimes considered here.

monitoring of public expenditures by the Chamber of Deputies in the framework of divided government, which is consistent with theory.²⁶

CONCLUSIONS

This paper tests the presence of PBuCs in four important Latin American countries, searching for evidence around the presidential elections of Argentina, Chile, Colombia, and Mexico, over the 1982-2014 period. Extended autoregressive models have been estimated to model the growth rates of total public expenditure and its main components, incorporating electoral variables and controlling for the effects of business cycles on fiscal policy through several indicators.

As in other national cases, this phenomenon has been elusive. The results indicate that fiscal policies have been pro-cyclical, and provide weak support for the PBuC hypothesis, particularly for Argentina, on both counts. Nevertheless, for Colombia and Mexico (the latter before 2000), there is evidence of significant increase prior to elections in total expenditure, as well as in expenditure on goods and services, followed by cutbacks in components highly sensitive to political manipulation, such as subsidies and public works. These cuts are also recognizable in Chile regarding various components of public spending, mostly in capital expenditure and the acquisition of fixed capital assets.

By and large, our findings show how difficult it is to validate the electoral manipulation of expenditure, no matter how evident it may appear to many citizens, especially in some countries. Although the temporal aggregation resulting from the use of annual data might contribute to explaining these difficulties, the surge of PBuCs is a consequence of several political and economic factors that should be summed up as explanatory variables. However, statistical information to measure these is rarely available. The literature has underlined the role of institutional frameworks in budget negotiations between the executive and the legislative branches as a crucial issue for the emergence of PBuCs (Saporiti & Streb, 2008). Of course, the degree of consolidation of the democratic system and other institutional arrangements play a

²⁶ Neither the identified outliers, nor the fall in personal services in 1983 can be directly associated with electoral manipulation. The latter may have been part of the stabilization policy following the debt crisis of 1982, while the increase of several components of public expenditure can be explained by the damages caused by Hurricane Pauline in 1997. In fact, this outlier was removed previously to the modelling of current expenditure and personal services expenditure.

central role in this, through the process of defining, executing, and supervising the use of public funds.

In this regard, we can say that democracy has evolved at a different pace in these four countries, which can partially explain our results. According to Polity IV (Marshall, Gurr & Jaggers, 2014), Argentina and Colombia, on one hand, display a better and more stable democratic performance, although the latter still faces some obstacles for a full consolidation (Botero, Hoskin & Pachón, 2010). On the other, Mexico holds a lower position (mainly due to the weakness of checks on its executive power), even if its institutions have significantly improved over the last two decades. Chile, in turn, has the best-qualified democracy in the group, despite that it began at a very low level. Overall, the development of democratic systems seems to have constrained the emergence of PBuCs in Argentina, Chile, and Mexico (since 2000), but less so in Colombia.

The evidence provided here needs to be supplemented by further research based on alternative empirical methods capable of incorporating the role of political factors together with economic mechanisms, as well as other forms of diverting public funds or providing fiscal exemptions to cronies. Further inquiry on these issues is relevant, not only because politicians' abuses of power might undermine the credibility of democratic institutions, but also because economic policies that deviate from welfare objectives generate social waste, which benefits only particular groups.

REFERENCES

1. Aboal, D., Lorenzo, F., & Oddone G. (2001). The Political Economy of Budget Deficits in Uruguay. LACEA: Annual Conference, Montevideo.
2. Alesina, A. (1987). Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. *Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 651-678.
3. Alesina, A. (1989). Politics and Business Cycles in Industrial Democracies. *Economic Policy*, 4(8), 57-98.
4. Alesina, A., & Sachs, J. (1988). Political parties and the business cycle in the United States, 1948-1984. *Journal of Money Credit and Banking*, 20(1), 63-82.
5. Barberia, L.G., & Avelino, G. (2011). Do Political Budget Cycles Differ in Latin American Democracies? *Economía*, 11(2), 101-134.
6. Borsani, H. (2003). Elecciones, gobiernos mayoritarios y resultados macroeconómicos en América Latina (1979-1998). *Desarrollo Económico*, 43(171), 389-412.

7. Botero, F., Hoskin, G. W., & Pachón, M. (2010). Sobre forma y sustancia: una evaluación de la democracia electoral en Colombia. *Revista de Ciencia Política*, 30(1), 41-64.
8. Brender, A., & Drazen, A. (2003). Where does the political budget cycle really come from? CEPR Discussion Paper no. 4049.
9. Brender, A., & Drazen, A. (2005). Political Budget Cycles in New Versus Established Democracies. *Journal of Monetary Economics*, 52(7), 1271-1295.
10. Camou, A. (1995). Democracia y reforma económica en Argentina (1983-1995): ¿doce años no es nada? *América Latina Hoy*, 11(12), 97-104.
11. Canes-Wrone, B., & Ponce de León, C. (2015). Electoral Cycles and Democratic Development. Submitted.
12. Centro Sismológico Nacional (CSN). (2016). Sismos Importantes y/o Destructivos (1570 a la fecha). Retrieved from www.sismologia.cl (consulted on January 21, 2016).
13. CEPAL (2015). Estadísticas e Indicadores Económicos. Retrieved from <http://www.cepal.org> (consulted on August 25, 2015).
14. Cuadra, G. (2008). Hechos estilizados del ciclo económico en México. Banco de México, Documento de investigación, núm. 2008-14, 1-54.
15. Cukierman, A., & Meltzer, A. H. (1986). A positive theory of discretionary policy, the cost of a democratic government, and the benefits of a constitution. *Economic Inquiry*, 24(3), 367-388.
16. Drazen, A., & Eslava, M. (2003). The political business cycle in Colombia on the National and Regional level. Archivos de Economía. Departamento Nacional de Planeación. Dirección de Estudios Económicos. Núm. 215.
17. Drazen, A. (2001). The Political Business Cycle after 25 Years. In Bernanke, B. S., & Rogoff, K. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual 2000* (pp. 75-138), Cambridge: The MIT Press.
18. Dubois, E. (2016). Political Business Cycles 40 Years after Nordhaus. *Public Choice*, 166(1-2), 235-259.
19. Flores, D. (2007). Elecciones y ciclos económicos en México. *El Trimestre Económico*, 74(2), 467-474.
20. Franzese, R. J., & Jusko, K. L. (2008). Political-Economic Cycles. In Wittman, D. A., & Weingast, B. R. (Eds.). *The Oxford Handbook of Political Economy* (pp. 546-565), Oxford: Oxford University Press.
21. Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal Policy in Latin America. In Bernanke, B., & Rotemberg, J. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual 1997* (pp. 11-72), Cambridge: MIT Press.
22. González, M. A. (2002). Do Changes in Democracy Affect the Political Budget Cycle? Evidence from Mexico. *Review of Development Economics*, 6(2), 204-224.
23. Grier, K. G. (1987). Presidential Elections and Federal Reserve Policy: An empirical test. *Southern Economic Journal*, 54(2), 475-486.

24. Hermelin, M. (2005). *Desastres de origen natural en Colombia 1979-2004*, Medellin: EAFIT.
25. Hibbs, D. A. Jr. (1977). Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, 71(4), 1467-1487.
26. Hibbs, D. A. (2006). Voting and the Macroeconomy. In Wittman, D. A., & Weingast, B. R. (Eds.). *The Oxford Handbook of Political Economy* (pp. 565-586), Oxford: Oxford University Press.
27. Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
28. Huntington, S. P. (1993). *The Third Wave. Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman, Oklahoma: University of Oklahoma Press.
29. Instituto Nacional Electoral. (2016). Estadísticas y Resultados Electorales. Retrieved from http://www.ine.mx/archivos3/portal/historico/contenido/Historico_de_Resultados_Electorales/ (consulted on January 20th, 2016).
30. Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55, 163-172.
31. Johnston, J., & DiNardo, J. (1997). *Econometric Methods*. New York: McGraw Hill, 4th ed.
32. Kahneman, D. (2003). Maps of Bounded Rationality: Psychology for Behavioral Economics. *American Economic Review*, 93(5), 1449-1475.
33. Klomp, J., & de Haan, J. (2013). Do political budget cycles really exist? *Applied Economics*, 45(3), 329-341.
34. Kraemer, M. (1997). Electoral Budget Cycles in Latin America and the Caribbean: Incidence, Causes, and Political Futility. Working Paper no. 354. Washington, DC: Inter-American Development Bank, Office of the Chief Economist.
35. Lavell, A. (2004). La Red de Estudios Sociales en Prevención de Desastres en América Latina. LA RED: Antecedentes, Formación y Contribución al Desarrollo de los Conceptos, Estudios y la Práctica en el Tema de los Riesgos y Desastres en América Latina: 1980-2004. San José de Costa Rica: FLACSO-LA RED. Retrieved from http://www.desenredando.org/public/varios/2004/LARED-AFCDCEPTRDAM/LARED/AFCDCEPTRDAM_nov-26-2004.pdf (consulted on January 25th, 2016) .
36. Lucas, R. E. Jr. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.
37. Lucas, R. E. Jr. (1977). Understanding Business Cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5(1), 7-29.
38. McCallum, B. (1978). The political business cycle: an empirical test. *Southern Economic Journal*, 44(3), 504-515.
39. Magaloni, B. (2000). Institutions, Political Opportunism, and Macroeconomic Cycles: Mexico, 1970-1998. Working Paper. Stanford University.

40. Mainwaring, S., & Pérez Liñán, A. (2006). Latin American Democratization Since 1978: Democratic Transitions, Breakdowns and Erosions. In Hagopian, F., & Mainwaring, S. (Eds.). *The Third Wave of Democratization in Latin America. Advances and Setbacks* (pp. 14-60), Cambridge; Cambridge University Press.
41. Marshall, M. G., Gurr, T. R., & Jagers, K. (2014). Polity IV Project: Dataset Users' Manual. Center for Systemic Peace.
42. Mejía, P. (2003). Regularidades empíricas en los ciclos económicos de México: producción, inversión, inflación y balanza comercial. *Economía mexicana*, XII(2), 231-269.
43. Moreno, H., & Gardeweg, M. C. (1989). La erupción reciente en el Complejo Volcánico Lonquimay (diciembre 1988), Andes del Sur. *Revista Geológica de Chile*, 16(11), 93-117.
44. Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
45. Nieto-Parra, S., & Santiso, J. (2012). Revisiting Political Budget Cycles in Latin America. In Santiso, J., & Dayton-Johnson, J. (Eds.). *The Oxford Handbook of Latin American Political Economy*. New York: Oxford University Press.
46. Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *Review of Economic Studies*, 42(2), 169-190.
47. North, D. C. (2005). *Understanding the Process of Economic Change*. Princeton University Press.
48. North, D. C., Wallis, J. J., & Weingast, B. R. (2009). *Violence and Social Orders: A Conceptual Framework for Interpreting Recorded Human History*. New York: Cambridge University Press.
49. Ogura, L. M. (2000). *Political Business Cycles in the Brazilian Economy*. Monography. University of Brasilia.
50. Olters, J. P. (2012). Political Business Cycle. In Besomi, D. (Ed.). *Crises and Cycles in Economic Dictionaries and Encyclopedias* (pp. 463-484), New York, NY: Routledge.
51. Osborn, D. R., Pérez, P. J., & Sensier, M. (2005). *Business Cycle Linkages for the G7 Countries: Does the US Lead the World?* Economics Discussion Paper Series no. 0527. The University of Manchester.
52. Payne, M., Zovatto, D., Carrillo, F., & Allamand, F. (2006). *La política importa. Democracia y desarrollo en América Latina*. Banco Interamericano de Desarrollo.
53. Pepinsky, T. (2007). Autocracy, Elections, and Fiscal Policy: Evidence from Malaysia. *Studies in Comparative International Development*, 42(1), 136-163.
54. Persson, T., & Tabellini, G. E. (1990). *Macroeconomic Policy Credibility and Politics*. Malaysia: Harwood Academic Publishers.
55. Persson, T., & Tabellini, G. E. (2000). *Political Economics: Explaining Economic Policy*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
56. Remmer, K. L. (1993). The Political Economy of Elections in Latin America, 1980-1991. *The American Political Science Review*, 87(2), 393-407.

57. Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Error in Classical Linear Least Squares Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350-371.
58. Reyes, M. R., & Mejía, P. (2012). Co-movimiento de los componentes del gasto público y el ciclo económico en México, 1980-2007. *Explanans*, 1(2), 53-88.
59. Reyes, M. R., Mejía, P., & Riguzzi, P. (2013). Ciclo político presupuestal y gobiernos con y sin mayoría en México, 1994 y 2006. *Economía, Sociedad y Territorio*, XIII(41), 79-119.
60. Reyes, M. R., & Mejía, P. (2016). Ciclo político presupuestal en México, 1980-2014: un enfoque econométrico. *Gestión y Política Pública*, XXV(2), 415-445.
61. Rogoff, K. (1990). Equilibrium Political Budget Cycles. *American Economic Review*, 80(1), 21-36.
62. Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *The Review of Economic Studies*, 55(1), 1-16.
63. Romer, D. (2006). *Macroeconomía avanzada*. Madrid: McGraw Hill.
64. Santiso, C. (2007). Parliaments and budgeting: Understanding the politics of Budget. In Bodemer, K., & Carrillo, F. (Eds.). *Gobernabilidad y reforma política en América Latina y Europa* (pp. 135-186), La Paz, Bolivia: GIGA, BID, REDGOB–Plural Editores.
65. Saporiti, A., & Streb, J. M. (2008). Separation of Powers and Political Budget Cycles. *Public Choice*, 137(1-2), 329-345.
66. Sherman, H. J. (1991). *The Business Cycle: Growth and Crisis under Capitalism*. Princeton University Press.
67. Schuknecht, L. (1996). Political Business Cycles and Fiscal Policies in Developing Countries. *Kyklos*, 49(2), 155-170.
68. Shi, M., & Svensson, J. (2000). *Conditional Political Business Cycle: Theory and Evidence*. mimeo, Institute for International Economic Studies. Stockholm: Stockholm University.
69. Shi, M., & Svensson, J. (2002). Conditional political budget cycles. CEPR Discussion Paper no. 3352.
70. Shi, M., & Svensson, J. (2003). Political Budget Cycles: A Review of Recent Developments. *Nordic Journal of Political Economy*, 29(1), 67-76.
71. Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political Budget Cycles: Do They Differ Across Countries and Why? *Journal of Public Economics*, 90(8-9), 1367-1389.
72. Smith, P. H. (2012). *Democracy in Latin America: Political Change in Comparative Perspective*. Oxford: Oxford University Press.
73. Streb, J. M., Lema, D., & Garofalo, P. (2012). Temporal aggregation in political budget cycles. *Economía*, 13(1), 39-78.
74. Talvi, E., & Végh, C. A. (2005). Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 78(1), 156-190.
75. Taylor, S. L. (2009). *Voting Amid Violence: Electoral Democracy in Colombia*. Boston: Northeastern University Press.

76. Tufte, E. R. (1978). *Political Control of the Economy*. Princeton: Princeton University Press.
77. Velázquez, R. (2008). La relación entre el Ejecutivo y el Congreso en materia de política exterior durante el sexenio de Vicente Fox: ¿cooperación o conflicto? *Política y Gobierno*, XV(1), 113-155.
78. Weatherford, S. (1987). The interplay of ideology and advice in economic policy-making: the case of political business cycles. *The Journal of Politics*, 49(4), 925-952.
79. White, H. (1980). A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838.

APPENDIX 1. CHARACTERISTICS AND SOURCES OF ANALYZED VARIABLES BY COUNTRY

Variable	Concept
TGTAR	Argentina's total expenditure
TGCAR	Argentina's current expenditure
TGBSAR	Argentina's expenditure on goods and services
TSTAR	Argentina's subsidies and other current transferences
TGKAR	Argentina's capital expenditure
TKFAR	Argentina's acquisition of fixed capital assets
TTKAR	Argentina's capital transferences
TPIBAR	Argentina's real GDP growth rate
TITAR	Argentina's total government revenues
TGTCH	Chile's total expenditure
TGCCH	Chile's current expenditure
TGBSCH	Chile's expenditure on goods and services
TKKCH	Chile's capital expenditure
TKFCH	Chile's acquisition of fixed capital assets
TTKCH	Chile's capital transferences
TPIBCH	Chile's real GDP growth rate
TITCH	Chile's total government revenues
TGTCO	Colombia's total expenditure
TGCCO	Colombia's current expenditure
TGBSCO	Colombia's expenditure on goods and services
TSTCO	Colombia's subsidies and other current transferences
TKKCO	Colombia's capital expenditure
TKFCO	Colombia's acquisition of fixed capital assets
TPIBCO	Colombia's real GDP growth rate index
TITCO	Colombia's total government revenues
TGTMEX	Mexico's total expenditure
TGPMEX	Mexico's programmable expenditure
TGCMEX	Mexico's current expenditure
TSPMEX	Mexico's personal services
TMSMEX	Mexico's materials and supplies
TSGMEX	Mexico's general and other services
TGKMEX	Mexico's capital expenditure
TBMIMEX	Mexico's movable and immovable property
TOPMEX	Mexico's public works
TIFMEX	Mexico's physical investment
TSTMEX	Mexico's subsidies and transfers
TGNPMEX	Mexico's non-programmable expenditure
TPIBMEX	Mexico's real GDP growth rate
TITMEX	Mexico's total government revenues

Data from 1980 to 1990 were collected from the IMF's *Government Finance Statistics* yearbooks and for the 1990-2014 period from the CEPALSTAT database of ECLAC, in the government operations section, except for Mexico, whose data were obtained from the Bank of Mexico (BANXICO). The GDP real index and total government revenues were obtained from the *International Financial Statistics* (IFS) of the IMF. To combine data from the two sources, the series were chained from 1990. As already stated, the nominal figures were deflated by using the GDP deflator as published in the IFS.

Table 1.

*Econometric estimation of PBuC in Argentina controlling by the GDP growth rate,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure**#	Acquisition of fixed capital assets	Capital transferences**#
<i>Intercept</i>	-10.293 (0.027)	-9.655 (0.026)	-4.180 (.393)	-12.995 (0.015)	-17.370 (0.000)	-5.001 (0.696)	-3.525 (0.856)
<i>c</i>	1.194 (0.002)	1.158 (0.001)	1.301 (0.003)	1.107 (0.008)	2.454 (0.000)	3.799 (0.001)	0.577 (0.682)
<i>e_{t-1}</i>	-11.213 (0.034)	-10.728 (0.029)	-9.284 (0.123)	-10.902 (0.058)	-3.960 (0.448)	-2.312 (0.874)	-15.351 (0.365)
<i>e_t</i>	0.102 (0.984)	3.183 (0.498)	-8.540 (0.154)	1.177 (0.841)	-11.591 (0.234)	-8.208 (0.571)	-30.113 (0.096)
<i>e_{t+1}</i>	-7.409 (0.151)	-6.159 (0.198)	-9.149 (0.131)	-6.880 (0.223)	-11.940 (0.015)	-16.914 (0.251)	1.883 (0.910)
<i>DAT</i>	18.767 (0.000)	16.748 (0.000)	11.598 (0.034)	21.966 (0.000)	21.064 (0.000)	9.383 (0.474)	23.067 (0.093)
<i>D1981</i>							361.602 (0.000)
<i>D1983</i>				65.682 (0.000)			
<i>D1985</i>	65.644 (0.000)	65.616 (0.000)		98.528 (0.000)	72.804 (0.000)		
<i>D1991</i>					-123.494 (0.000)		
<i>D2004</i>					83.169 (0.000)		
<i>D2014</i>					63.921 (0.000)		
<i>R²</i>	0.716	0.731	0.503	0.806	0.882	0.440	0.791

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request. * Heteroskedasticity and autocorrelation consistent standard errors (Newey-West correction). ** Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction). # An outlier present in 1993 was removed previously to the modelling of the dependent variable.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 2.

*Econometric estimation of PBuC in Argentina controlling by the GDP gap,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure**#	Acquisition of fixed capital assets	Capital transferences [#]
<i>Intercept</i>	-9.350 (0.076)	-8.741 (0.078)	-4.477 (0.432)	-12.661 (0.034)	4.483 (0.669)	4.658 (0.755)	-3.272 (0.830)
<i>c</i>	53.004 (0.140)	52.008 (0.124)	28.143 (0.504)	24.123 (0.530)	10.918 (0.899)	-82.388 (0.425)	-5.352 (0.959)
<i>e_{t-1}</i>	-13.541 (0.026)	-12.986 (0.023)	-11.166 (0.111)	-13.034 (0.046)	-17.171 (0.187)	-16.280 (0.359)	-16.377 (0.343)
<i>e_t</i>	-1.085 (0.851)	2.036 (0.708)	-9.330 (0.179)	-0.883 (0.894)	-22.958 (0.046)	-15.448 (0.347)	-30.746 (0.081)
<i>e_{t+1}</i>	-8.796 (0.138)	-7.498 (0.177)	-10.392 (0.140)	-8.455 (0.187)	-26.153 (0.014)	-22.680 (0.172)	1.028 (0.952)
<i>DAT</i>	23.211 (0.000)	21.055 (0.000)	17.477 (0.005)	26.889 (0.000)	26.997 (0.008)	14.341 (0.342)	25.466 (0.093)
<i>D1981</i>							358.231 (0.000)
<i>D1983</i>				71.686 (0.000)			
<i>D1985</i>	58.842 (0.000)	59.049 (0.000)		91.613 (0.000)			
<i>D1991</i>					-115.809 (0.000)		
<i>D2004</i>					101.416 (0.000)		
<i>g_{kt-1}</i>						0.489 (0.011)	
<i>R²</i>	0.623	0.635	0.326	0.748	0.654	0.317	0.789

Figures in parenthesis are p-values. DAT denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while DX refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year X. The model specification tests are available upon request. * Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction). # An outlier present in 1993 was removed previously to the modelling of the dependent variable. Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 3.

*Econometric estimation of PBuC in Argentina controlling by total government revenues,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure [#]	Acquisition of fixed capital assets	Capital transfers [#]
<i>Intercept</i>	1.007 (0.797)	-2.262 (0.612)	1.249 (0.813)	-4.998 (0.246)	-3.915 (0.656)	-0.396 (0.978)	-5.159 (0.695)
i_t^*	0.766 (0.000)	0.518 (0.001)	0.178 (0.257)	0.742 (0.000)	0.713 (0.013)	0.884 (0.036)	1.245 (0.003)
e_{t-1}	-10.859 (0.025)	-10.916 (0.027)	-12.186 (0.058)	-9.154 (0.044)	-9.164 (0.390)	-5.027 (0.768)	2.847 (0.855)
e_t	-4.697 (0.293)	-0.231 (0.960)	-11.892 (0.054)	-2.559 (0.564)	-20.613 (0.047)	-10.897 (0.475)	-27.038 (0.072)
e_{t+1}	-10.946 (0.019)	-8.884 (0.060)	-12.332 (0.047)	-9.240 (0.036)	-22.559 (0.041)	-18.177 (0.239)	4.249 (0.773)
<i>DAT</i>	8.856 (0.028)	11.777 (0.014)	11.847 (0.029)	14.413 (0.003)	18.491 (0.040)	10.678 (0.447)	15.101 (0.243)
<i>D1983</i>				68.894 (0.000)			
<i>D1985</i>		25.930 (0.052)		48.098 (0.000)			
<i>D1991</i>					-97.097 (0.000)		
<i>D2004</i>					98.122 (0.000)		
g_{kt-1}						0.390 (0.022)	-0.089 (0.288)
R^2	0.755	0.732	0.387	0.885	0.739	0.414	0.476

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request. [#]An outlier present in 1993 was removed previously to the modelling of the dependent variable. * Outliers present in 1989 and 1990 in the series of public revenues, i_t , were removed previously to the modelling of the dependent variable.

Source: authors elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 4.

*Econometric estimation of PBuC in Colombia controlling by the GDP growth rate,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets
<i>Intercept</i>	7.535 (0.083)	6.868 (0.058)	-8.679 (0.124)	14.620 (0.001)	-2.600 (0.702)	-7.381 (0.472)
<i>c</i>	0.374 (0.312)	0.338 (0.299)	0.556 (0.280)	0.285 (0.430)	1.081 (0.092)	0.520 (0.581)
<i>elect</i> _{t-1}	-3.942 (0.375)	-5.451 (0.153)	17.289 (0.006)	-0.446 (0.917)	-2.662 (0.715)	17.246 (0.123)
<i>elect</i> _t	-9.261 (0.049)	-2.500 (0.520)	4.191 (0.483)	-6.800 (0.123)	-11.738 (0.117)	-12.926 (0.246)
<i>elect</i> _{t+1}	-4.729 (0.281)	-2.789 (0.470)	4.249 (0.486)	-9.189 (0.040)	0.439 (0.953)	8.386 (0.457)
<i>DAT</i>	6.385 (0.093)	1.701 (0.567)	4.423 (0.346)	-3.651 (0.294)	10.192 (0.084)	7.465 (0.389)
<i>D1990</i>		-34.599 (0.000)				
<i>g</i> _{kt-1}	-0.493 (0.008)					
<i>g</i> _{kt-2}	-0.351 (0.052)					
<i>R</i> ²	0.412	0.456	0.318	0.612	0.242	0.260

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 5.

Econometric estimation of PBuC in Colombia controlling by the GDP gap, 1982-2014

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets
<i>Intercept</i>	9.774 (0.005)	9.878 (0.009)	-8.112 (0.160)	15.798 (0.000)	-0.872 (0.904)	-6.548 (0.527)
<i>c</i>	55.705 (0.017)	53.023 (0.037)	-10.713 (0.793)	34.694 (0.221)	6.435 (0.901)	3.154 (0.966)
<i>elect_{t-1}</i>	-2.702 (0.401)	-4.019 (0.257)	18.645 (0.004)	-0.215 (0.959)	-0.292 (0.969)	18.386 (0.097)
<i>elect_t</i>	-5.242 (0.129)	-3.420 (0.360)	5.855 (0.329)	-6.644 (0.119)	-8.924 (0.243)	-11.573 (0.290)
<i>elect_{t+1}</i>	-5.195 (0.116)	-4.222 (0.238)	5.752 (0.352)	-9.228 (0.034)	2.812 (0.718)	9.526 (0.397)
<i>DAT</i>	5.801 (0.044)	2.991 (0.326)	4.347 (0.367)	-4.225 (0.220)	9.650 (0.120)	7.203 (0.412)
<i>D1985</i>				-35.032 (0.001)		
<i>D1990</i>	-25.656 (0.001)	-31.498 (0.000)		-35.236 (0.000)		
<i>g_{kt-1}</i>	-0.554 (0.000)	-0.337 (0.029)				
<i>g_{kt-2}</i>	-0.474 (0.001)	-0.257 (0.081)				
<i>R</i> ²	0.689	0.611	0.290	0.625	0.160	0.252

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 6.

*Econometric estimation of PBuC in Colombia controlling by total government revenues,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Subsidies and other current transferences	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets
<i>Intercept</i>	6.513 (0.174)	6.172 (0.207)	-14.652 (0.018)	10.687 (0.085)	-7.355 (0.325)	-15.457 (0.145)
i_t	0.206 (0.401)	0.271 (0.304)	1.068 (0.005)	0.332 (0.314)	0.724 (0.075)	1.157 (0.048)
$elect_{t-1}$	-2.240 (0.612)	-3.676 (0.444)	22.275 (0.001)	-2.206 (0.713)	3.580 (0.624)	23.163 (0.031)
$elect_t$	-6.335 (0.196)	-3.377 (0.505)	17.374 (0.016)	-7.606 (0.234)	-2.033 (0.789)	-2.890 (0.791)
$elect_{t+1}$	-3.284 (0.453)	-1.386 (0.774)	4.459 (0.462)	-7.768 (0.204)	8.392 (0.267)	12.237 (0.245)
<i>DAT</i>	5.568 (0.144)	-0.320 (0.933)	-0.426 (0.931)	-2.223 (0.641)	4.889 (0.425)	4.232 (0.606)
g_{kt-1}	-0.472 (0.014)		-0.107 (0.534)		0.329 (0.069)	
g_{kt-2}	-0.377 (0.039)		0.242 (0.236)			
R^2	0.404	0.094	0.499	0.152	0.329	0.352

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 7.

Econometric estimation of PBuC in Chile controlling by the GDP growth rate, 1982-2014

Expenditure	Total*	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets	Capital transferences
<i>Intercept</i>	0.670 (0.744)	0.681 (0.734)	-4.923 (0.044)	0.242 (0.956)	-2.590 (0.523)	23.751 (0.118)
<i>c</i>	-0.036 (0.874)	0.096 (0.698)	0.466 (0.084)	1.235 (0.015)	1.272 (0.008)	-0.985 (0.541)
<i>elect_{t-1}</i>	3.784 (0.194)	4.551 (0.093)	2.194 (0.507)	2.895 (0.633)	-2.157 (0.703)	21.718 (0.284)
<i>elect_t</i>	-1.581 (0.578)	2.360 (0.434)	0.983 (0.763)	2.992 (0.618)	2.178 (0.697)	-14.724 (0.460)
<i>elect_{t+1}</i>	-5.648 (0.064)	-2.287 (0.409)	-2.807 (0.412)	-13.146 (0.042)	-13.897 (0.023)	-7.451 (0.719)
<i>DAT</i>	5.665 (0.024)	2.724 (0.302)	7.505 (0.010)	1.481 (0.770)	4.137 (0.385)	-3.435 (0.842)
<i>D1984</i>						183.673 (0.000)
<i>D1989</i>		-23.254 (0.002)				
<i>g_{kt-1}</i>		0.104 (0.511)				
<i>R</i> ²	0.301	0.519	0.354	0.342	0.362	0.460

Figures in parenthesis are p-values. DAT denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while DX refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year X. The model specification tests are available upon request. * Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction). Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 8.

Econometric estimation of PBuC in Chile controlling by the GDP gap, 1982-2014

Expenditure	Total*	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets	Capital transferences
<i>Intercept</i>	2.758 (0.085)	2.806 (0.060)	-2.793 (0.216)	4.351 (0.331)	1.974 (0.642)	19.421 (0.166)
<i>c</i>	56.610 (0.001)	64.826 (0.001)	37.251 (0.163)	-22.971 (0.661)	2.746 (0.956)	-162.885 (0.306)
<i>elect_{t-1}</i>	4.275 (0.091)	4.280 (0.047)	2.855 (0.393)	5.302 (0.425)	0.179 (0.977)	20.414 (0.302)
<i>elect_t</i>	2.857 (0.259)	3.266 (0.167)	0.966 (0.771)	2.501 (0.706)	1.769 (0.780)	-15.362 (0.436)
<i>elect_{t+1}</i>	-3.571 (0.019)	-1.534 (0.488)	-2.474 (0.479)	-13.830 (0.054)	-14.261 (0.038)	-9.430 (0.647)
<i>DAT</i>	1.624 (0.336)	0.911 (0.635)	7.402 (0.013)	3.674 (0.516)	5.860 (0.282)	-2.543 (0.881)
<i>D1984</i>						172.130 (0.000)
<i>D1989</i>	-20.127 (0.000)	-24.802 (0.000)				
R ²	0.629	0.672	0.330	0.196	0.184	0.473

Figures in parenthesis are p-values. DAT denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while DX refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year X. The model specification tests are available upon request.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 9.

*Econometric estimation of PBuC in Chile controlling by total government revenues,
1982-2014*

Expenditure	Total	Current expenditure	Expenditure on goods and services	Capital expenditure	Acquisition of fixed capital assets	Capital transferences
<i>Intercept</i>	0.750 (0.689)	0.942 (0.620)	-3.782 (0.087)	3.682 (0.383)	1.341 (0.746)	20.724 (0.145)
i_t	-0.098 (0.369)	-0.067 (0.553)	0.245 (0.058)	0.451 (0.072)	0.281 (0.246)	-0.391 (0.627)
$elect_{t-1}$	3.867 (0.175)	4.774 (0.075)	2.684 (0.408)	4.492 (0.476)	-0.234 (0.970)	20.596 (0.306)
$elect_t$	-1.915 (0.500)	1.881 (0.537)	1.687 (0.605)	4.166 (0.512)	2.746 (0.660)	-15.667 (0.436)
$elect_{t+1}$	-5.467 (0.070)	-2.378 (0.386)	-3.377 (0.321)	-14.313 (0.036)	-14.783 (0.028)	-6.411 (0.758)
<i>DAT</i>	5.852 (0.018)	3.564 (0.167)	7.567 (0.009)	2.120 (0.689)	5.237 (0.319)	-3.574 (0.837)
<i>D1984</i>						186.964 (0.000)
<i>D1989</i>		-20.682 (0.004)				
g_{kt-1}		-0.051 (0.738)				
R^2	0.320	0.523	0.368	0.278	0.222	0.457

Figures in parenthesis are *p*-values. *DAT* denotes a dichotomous variable to capture differences attributed to changing the source of data from 1990 on, while *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The model specification tests are available upon request.

Source: authors' elaboration based on data from IMF (various) and ECLAC (2015).

Table 10.

Econometric estimation of $PBuC$ in Mexico controlling by the GDP growth rate, 1982-2014

Expenditure	Total*	Programmable expenditure	Current expenditure**#	Personal services**#	Materials and supplies	General and other services	Capital expenditure immovable property	Movable and immovable property	Public works	Physical investment	Subsidies and transferences	Non-programmable expenditure*
<i>Intercept</i>	2.851 (0.340)	0.737 (0.746)	1.697 (0.427)	0.285 (0.898)	0.372 (0.936)	12.701 (0.132)	-2.274 (0.807)	-4.678 (0.774)	11.522 (0.089)	2.575 (0.770)	1.037 (0.803)	4.961 (0.425)
<i>c</i>	-0.577 (0.482)	1.170 (0.019)	0.080 (0.878)	0.129 (0.796)	0.547 (0.581)	-0.529 (0.767)	3.535 (0.076)	7.996 (0.024)	1.969 (0.157)	2.856 (0.126)	0.145 (0.865)	-2.293 (0.171)
<i>elect_{t-1}</i>	14.109 (0.090)	5.046 (0.299)	-0.344 (0.925)	2.195 (0.625)	-2.289 (0.829)	-18.099 (0.387)	-13.014 (0.510)	-1.024 (0.976)	-19.902 (0.160)	-14.612 (0.434)	11.074 (0.210)	22.275 (0.200)
<i>elect_t</i>	-3.199 (0.796)	-14.015 (0.006)	-3.340 (0.703)	-1.074 (0.914)	-17.514 (0.075)	-6.839 (0.688)	-17.412 (0.377)	-40.135 (0.246)	-25.432 (0.073)	-21.551 (0.249)	-15.921 (0.074)	14.481 (0.630)
<i>elect_{t+1}</i>	-4.157 (0.623)	-0.384 (0.941)	-7.936 (0.341)	-5.398 (0.455)	-0.145 (0.989)	-26.223 (0.166)	-6.372 (0.764)	59.393 (0.118)	-37.554 (0.017)	-20.807 (0.304)	1.608 (0.863)	-0.614 (0.967)
<i>elect2_{t-1}</i>	4.038 (0.095)	0.502 (0.916)	0.220 (0.915)	2.246 (0.399)	0.097 (0.991)	-17.238 (0.322)	2.339 (0.905)	2.122 (0.950)	-9.631 (0.486)	6.054 (0.743)	4.685 (0.588)	7.106 (0.164)
<i>elect2_t</i>	7.465 (0.057)	1.048 (0.830)	5.830 (0.058)	5.029 (0.062)	-2.500 (0.783)	33.650 (0.062)	0.208 (0.992)	-30.910 (0.378)	-25.616 (0.077)	-23.084 (0.226)	5.774 (0.513)	13.771 (0.037)
<i>elect2_{t+1}</i>	1.381 (0.713)	3.815 (0.430)	2.090 (0.654)	2.156 (0.266)	8.906 (0.328)	9.492 (0.608)	30.379 (0.131)	8.241 (0.810)	-12.560 (0.367)	13.169 (0.480)	6.628 (0.447)	-3.984 (0.514)
D1992												
D1998												
<i>g_{k,t-1}</i>												
R ²	0.19	0.47	0.50	0.054	0.257	0.348	0.252	0.257	0.488	0.258	0.443	0.191

Figures in parenthesis are *p*-values. *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The corresponding specification tests are available upon request. * Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction). # An outlier present in 1997 was removed previously to the modelling of the dependent variable.

Source: authors' elaboration based on data from BANXICO (2015).

Table 11.

Econometric estimation of PBuC in Mexico controlling by the GDP gap, 1982-2014

Expenditure	Total*	Programmable expenditure	Current expenditure**	Personal services***	Materials and other supplies*	General and other services	Capital expenditure	Movable and immovable property*	Public works	Physical investment	Subsidies and transfers	Non-programmable expenditure
<i>Intercept</i>	1.478 (0.530)	4.770 (0.009)	2.468 (0.119)	1.340 (0.356)	5.232 (0.236)	11.079 (0.118)	8.392 (0.308)	19.960 (0.101)	17.632 (0.005)	10.567 (0.178)	4.259 (0.141)	-1.180 (0.841)
<i>c</i>	38.728 (0.692)	203.978 (0.001)	86.985 (0.235)	117.429 (0.047)	333.489 (0.864)	-40.437 (0.074)	272.865 (0.295)	732.928 (0.069)	178.255 (0.330)	82.921 (0.725)	207.980 (0.016)	-1.916 (0.992)
<i>elect_{t-1}</i>	12.840 (0.057)	4.264 (0.326)	-0.545 (0.862)	10.350 (0.008)	24.030 (0.307)	-17.974 (0.392)	-11.298 (0.583)	1.483 (0.966)	-19.310 (0.183)	-11.816 (0.546)	6.302 (0.336)	19.089 (0.208)
<i>elect_t</i>	-3.099 (0.805)	-17.096 (0.000)	3.314 (0.272)	-8.489 (0.251)	-12.759 (0.148)	-6.019 (0.724)	-23.220 (0.262)	-54.453 (0.002)	-28.987 (0.049)	-24.989 (0.205)	-20.483 (0.004)	16.467 (0.273)
<i>elect_{t+1}</i>	-0.549 (0.956)	0.303 (0.946)	-6.145 (0.501)	11.550 (0.000)	3.137 (0.766)	-25.041 (0.174)	-14.022 (0.517)	45.366 (0.563)	-4.1124 (0.009)	-30.966 (0.135)	4.701 (0.475)	9.305 (0.549)
<i>elect2_{t-1}</i>	3.409 (0.172)	-0.509 (0.905)	-0.654 (0.736)	1.134 (0.456)	-7.045 (0.388)	-17.112 (0.331)	2.061 (0.920)	0.557 (0.984)	-10.050 (0.479)	6.957 (0.719)	1.171 (0.854)	5.870 (0.691)
<i>elect2_t</i>	5.103 (0.231)	-2.567 (0.573)	3.314 (0.272)	0.251 (0.910)	-13.387 (0.078)	33.782 (0.982)	-0.500 (0.298)	-35.953 (0.085)	-26.842 (0.343)	-19.553 (0.769)	-2.021 (0.769)	9.024 (0.565)
<i>elect2_{t+1}</i>	1.431 (0.713)	-1.551 (0.723)	0.385 (0.924)	-2.548 (0.203)	0.134 (0.991)	10.769 (0.559)	20.566 (0.329)	-16.113 (0.462)	-18.567 (0.208)	7.819 (0.692)	0.643 (0.922)	-0.884 (0.953)
D1983				-33.977 (0.000)								
D1992			-24.100 (0.000)	-39.972 (0.000)								
D1997												
D1998												
<i>g_{ke-1}</i>												
<i>R</i> ²	0.173	0.579	0.536	0.782	0.327	0.347	0.189	0.177	0.466	0.190	0.733	0.103

Figures in parenthesis are *p*-values. *DX* refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year *X*. The corresponding specification tests are available upon request. * Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction). # An outlier present in 1997 was removed previously to the modelling of the dependent variable. Source: authors' elaboration based on data from BANXICO (2015).

Table 12.

Econometric estimation of PBUC in Mexico controlling by total government revenues, 1982-2014

Expenditure	Total*	Programmable expenditure**	Current Expenditure***	Personal services**#	Materials and supplies	General and other services	Capital expenditure*	Movable and immovable property*	Public works	Physical investment	Subsidies and transferences	Non-programmable expenditures
<i>Intercept</i>	0.276 (0.904)	3.231 (0.065)	1.351 (0.364)	0.070 (0.967)	1.939 (0.600)	12.067 (0.114)	4.989 (0.559)	17.233 (0.156)	10.746 (0.109)	9.739 (0.220)	1.861 (0.602)	-2.336 (0.571)
<i>i_t</i>	0.453 (0.232)	0.280 (0.206)	0.257 (0.127)	0.247 (0.117)	0.026 (0.941)	0.374 (0.606)	0.965 (0.162)	-0.229 (0.838)	0.589 (0.343)	0.209 (0.777)	-0.199 (0.543)	0.512 (0.205)
<i>elect_{t-1}</i>	14.255 (0.022)	7.274 (0.437)	0.297 (0.952)	2.738 (0.596)	-2.568 (0.813)	-11.836 (0.596)	-6.024 (0.641)	9.701 (0.842)	-11.195 (0.489)	-10.170 (0.599)	10.873 (0.211)	20.141 (0.055)
<i>elect_t</i>	0.932 (0.942)	-12.773 (0.078)	-0.657 (0.947)	1.303 (0.903)	-17.045 (0.102)	-6.445 (0.776)	-12.695 (0.524)	-48.825 (0.064)	-17.684 (0.298)	-22.321 (0.273)	-17.626 (0.057)	-11.941 (0.360)
<i>elect_{t+1}</i>	-5.219 (0.566)	-7.677 (0.189)	-10.694 (0.206)	-8.174 (0.749)	-3.050 (0.260)	-26.915 (0.152)	-29.358 (0.055)	26.426 (0.735)	-46.063 (0.010)	-34.873 (0.091)	2.563 (0.774)	5.317 (0.615)
<i>elect2_{t-1}</i>	2.056 (0.528)	0.112 (0.966)	-0.804 (0.705)	1.407 (0.593)	-0.100 (0.991)	-20.119 (0.273)	0.717 (0.919)	7.330 (0.794)	-6.021 (0.711)	6.845 (0.725)	5.512 (0.524)	3.970 (0.697)
<i>elect2_t</i>	4.322 (0.234)	2.307 (0.239)	5.052 (0.027)	4.358 (0.857)	-1.643 (0.139)	27.720 (0.834)	3.498 (0.655)	-13.174 (0.242)	-19.300 (0.360)	-17.991 (0.425)	6.942 (0.425)	6.781 (0.509)
<i>elect2_{t+1}</i>	0.970 (0.778)	1.521 (0.619)	1.749 (0.706)	1.518 (0.321)	7.952 (0.380)	12.346 (0.520)	23.134 (0.561)	-1.850 (0.941)	-12.027 (0.459)	8.807 (0.649)	6.970 (0.420)	-2.257 (0.824)
<i>D1982</i>											97.490 (0.000)	
<i>D1992</i>												
<i>g_{k,t-2}</i>												
<i>R</i> ²	0.262	0.391	0.537	0.681	0.247	0.365	0.202	0.094	0.261	0.189	0.451	0.594

Figures in parenthesis are p-values. DX refers to a dichotomous variable that seeks to remove outliers present in year X. The corresponding specification tests are available upon request.* Heteroskedasticity consistent standard errors (White correction).

** Heteroskedasticity and autocorrelation consistent standard errors (Newey-West correction). # An outlier present in 1997 was removed previously to the modelling of the dependent variable.

Source: authors elaboration based on data from BANXICO (2015).

Antonio Nicolás Bojanic*

Recibido: 8 de marzo de 2019

Concepto de evaluación: 1 de marzo de 2020

Aprobado: 13 de mayo de 2020

Artículo de investigación

© 2020 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias
Económicas y Administrativas.
Todos los derechos reservados

The empirical evidence on the determinants of fiscal decentralization¹

Abstract

This paper analyzes the main determinants of fiscal decentralization in a sample of eighty-four countries. The empirical findings show that the most consistent variable affecting fiscal decentralization is the size of a country: as land size increases, the level of fiscal decentralization increases as well. Countries with higher income equality, an educated population, more democratic, more urbanized and open to trade are also more likely to be more decentralized, though the findings demonstrate that there are regional and income variations. The most important policy implication is that governments interested in deepening the devolution of fiscal responsibilities to sub-national levels may consider acting to affect those variables that have been shown to exert a positive influence on this process.

Keywords: fiscal decentralization, federalism, regional autonomy.

JEL Classification: H10, H21, H50, H77

* Ph.D. in Economics professor at Tulane University. New Orleans. EE.UU.
Email: abojanic@tulane.edu

 <https://orcid.org/0000-0002-4356-0636>

¹ I am grateful to Cristian Sepúlveda and three anonymous referees for helpful comments and suggestions. The author alone is responsible for any errors that remain.

La evidencia empírica sobre las determinantes de la descentralización fiscal

Resumen

Este artículo analiza las principales determinantes de descentralización fiscal en una muestra de 84 países. Los resultados empíricos demuestran que el tamaño geográfico de un país es la variable que con mayor consistencia afecta el nivel de descentralización fiscal. Países con mayor equidad en la distribución del ingreso, con niveles de educación altos, más democráticos, más urbanizados y abiertos al comercio internacional tienden a ser más descentralizados, aunque los resultados demuestran que existen variaciones en el patrón de comportamiento a nivel regional y de ingreso. La implicación de política más importante es que aquellos países interesados en descentralizar funciones gubernamentales deberían considerar actuar sobre aquellas variables que han demostrado tener una influencia positiva sobre este proceso.

Palabras clave: Descentralización fiscal, federalismo, autonomía regional.

INTRODUCTION

Over the last three decades, there has been a significant global movement toward decentralization: institutional, political, and fiscal. The movement is by no means homogeneous, but usually involves substantial changes to institutional structures, including attempts to modify the country's constitution, the introduction of elections at regional levels to encourage local democratization and, from a fiscal perspective, the devolution of greater responsibilities regarding revenue and expenditure administration to sub-national levels of government.

With respect to fiscal decentralization, countries differ significantly in the institutional arrangements of this process, as some move to strengthen decentralization structures without regard to external considerations, while others adjust their decentralization processes in line with those of other countries with whom they have established economic and monetary arrangements. A good example of countries working to harmonize their fiscal arrangement structures are the Member States of the European Union. Another category includes those countries whose fiscal decentralization processes have regressed, *e.g.*, Bolivia and Argentina, in part as a result of government emphasis on central planning and a tighter control of the fiscal purse. This article attempts to identify the different, cross-regional patterns of fiscal decentralization.

The principal objective of this paper is to explain differences between countries regarding the determinants of fiscal decentralization. Though previous attempts have been made in exploring this issue, this paper adds to the current literature on fiscal decentralization in several important ways. First, it uses a large dataset covering a thirty-five-year period (1980-2015), and a sample of 84 countries with differing levels of development. Second, it attempts to identify the reasons for decentralization using the most important variables included in relevant literature and other variables that have not been used before, such as income inequality, level of administrative fragmentation, and human development. Third, it includes a regional analysis of decentralization: Americas, Asia, Europe, and OECD countries, to determine whether significant regional patterns of decentralization exist. Finally, it introduces a simple, but novel approach to address the issue of endogeneity, a common problem in studies concerning fiscal decentralization.

The article's main findings are that the size of a country, as measured by geographical land size, is the most consistent variable affecting the level of fiscal decentralization. Better distribution of income, an educated population,