

CUINAP | Argentina

Año 1 • **2020** | Cuadernos del INAP

Algunos determinantes del empleo en el sector público a través de los países. Análisis econométrico en datos de panel 1995-2017

Jorge Salvador Zappino

44

Capacitar e investigar para fortalecer las capacidades estatales

CUINAP | Argentina

Algunos determinantes del empleo en el sector público a través de los países. Análisis econométrico en datos de panel 1995-2017

Jorge Salvador Zappino

44



Autoridades

Dr. Alberto Ángel Fernández

Presidente de la Nación

Lic. Santiago Andrés Cafiero

Jefe de Gabinete de Ministros

Dra. Ana Gabriela Castellani

Secretaria de Gestión y Empleo Público

Dr. Alejandro Miguel Estévez

Director Institucional del INAP

Índice

Prólogo	6
Introducción	11
1. Marco teórico. Revisión de la literatura	13
2. Metodología	26
3. Econometría	33
4. Análisis de los resultados empíricos y contrastes de hipótesis	48
Conclusiones	52
Referencias bibliográficas	55
Anexo	58

Prólogo

Este artículo consiste en una investigación realizada por Jorge Zappino sobre una problemática de profundo interés para los Estados: el empleo público. El autor se propone indagar en los factores que determinan su ampliación o reducción a través de un estudio comparativo que se destaca por su amplitud, tanto en términos temporales (abarca un período de más de dos décadas, entre 1995 y 2017) como geográficos (se comparan 60 países desarrollados, emergentes y en desarrollo).

La metodología empleada es el análisis econométrico de datos en panel, un método cuantitativo que permite al autor testear diversas hipótesis que intentan explicar las transformaciones del empleo en el sector público. Además de destacarse por el tamaño de la muestra, el texto sobresale por dedicarse a cuatro hipótesis diferentes, de modo que no solo se analiza cada caso particular, sino se pueden obtener conclusiones del cruce entre ellas.

Luego de una introducción en la que se indican los objetivos y las cuestiones metodológicas, el artículo dedica un apartado a la revisión bibliográfica y presenta las cuatro hipótesis estudiadas: la ley de Wagner (y su reelaboración hecha por Rama), que plantea que existe una relación positiva entre producto bruto interno per cápita y empleo público; la hipótesis del seguro económico, que sostiene como factor explicativo la exposición al riesgo externo; la búsqueda o apropiación de renta, según la cual el determinante es el nivel de desigualdad

o pobreza del país; y, por último, la hipótesis de la descentralización fiscal como determinante del crecimiento del hecho estudiado. La revisión de la literatura es muy completa y todos los puntos son explicados de una manera detallada y comprensible, de modo que el texto resulta sumamente útil, incluso para quienes no manejen elementos vinculados a la econometría.

En el siguiente apartado, se introduce la estructura de datos y se explicitan las fuentes a partir de las cuales se construyen las diversas variables. La tercera sección está dedicada al testeo de las hipótesis. Para ello, el autor presenta primero seis modelos y métodos de aplicación de técnicas estadísticas en econometría y, luego, pasa a la contrastación empírica de la investigación. Desde esta base, elabora un análisis de los resultados, en el que se obtienen conclusiones relevantes sobre las hipótesis formuladas. Para finalizar, Zappino enumera algunos ejes o lineamientos para continuar futuras investigaciones sobre la temática.

Resulta importante señalar la atención dada a la relación entre crecimiento económico y empleo público. Contra las tesis que postulan una reducción del Estado como factor necesario para el desarrollo, o incluso la necesidad de un Estado mínimo, Zappino expone la relación positiva entre estas variables. Puede notarse, al respecto, que el artículo aporta argumentos sólidos, fundamentados en la teoría y en la evidencia empírica.

Como explica Pierre Bourdieu (1975), en la investigación social, «todo aumento de audacia en las ambiciones teóricas obliga a un aumento de rigor en el establecimiento de las pruebas a las que se debe someter»¹. Este artículo presenta dicho rigor epistemológico y científico, porque comprende el carácter complejo del objeto que se propone estudiar, el empleo público, y concibe herramientas apropiadas para su abordaje.

Dr. Juan Ignacio Doberti
Director de Investigaciones y Publicaciones del INAP

1 Bourdieu, P. (1975). *El oficio del sociólogo. Presupuestos epistemológicos*. México: Siglo XXI Editores.

Algunos determinantes del empleo en el sector público a través de los países. Análisis econométrico en datos de panel 1995-2017



**Jorge
Salvador
Zappino**

Licenciado en Ciencia Política por la Universidad de Buenos Aires (UBA). Magíster en Historia Económica y de las Políticas Económicas (UBA) y Magíster en Generación y Análisis de Información Estadística (Universidad Nacional de Tres de Febrero). Actualmente, es investigador del Instituto Nacional de la Administración Pública (INAP). Ejerció como docente universitario en la UBA y desarrolló diversas actividades en otras universidades públicas y privadas de la Argentina.

Resumen

¿Cuáles son los determinantes del nivel y variación del empleo público de un país con relación a otros países? ¿Qué determina la evolución temporal y de corte transversal de dicho empleo público con relación a la población de un país? Utilizando un panel nuevo de 60 países para un período de tiempo de 23 años (1995-2017), testamos conjuntamente la relevancia estadística y económica de cuatro determinantes: 1) la ley de Wagner (relación entre desarrollo del país y el nivel de empleo público), 2) el seguro potencial contra *shocks* externos que provee el empleo público, 3) la apropiación de renta y el conflicto distributivo, y 4) el grado de descentralización de un país.

Los resultados confirman que el empleo público cada 1000 habitantes crece de modo no monotónico con el grado de desarrollo del país, que no aumenta necesariamente ante *shocks* externos, que se incrementa con la descentralización fiscal de los países y que no depende del grado de desigualdad distributiva.

Palabras clave

Empleo público, determinantes, ley de Wagner, apertura comercial, descentralización, desigualdad, datos de panel.

Abstract

What are the determinants of the level and variation of public employment in a country in relation to other countries? What determines the temporal and cross-sectional evolution of said public employment in relation to the population of a country?

Using a new panel of 60 countries for a period of 23 years (1995-2017), we jointly tested the statistical and economic relevance of four determinants, namely: 1) Wagner's Law (relationship between the country's development and the level of public employment), 2) the potential insurance against

external shocks that public employment provides, 3) the degree of decentralization of a country, and 4) the appropriation of income and the distributive conflict.

The results confirm that public employment per thousand inhabitants grows in a non-monotonic way with the degree of development of the country, which does not necessarily increase in the face of external shocks, which increases with the fiscal decentralization of the countries, and which does not depend on the degree of inequality distributive.

Key Words

Public Employment, determinants, Wagner's Law, commercial openness, decentralization, inequality, panel data.

Introducción

En los últimos años, el debate acerca del nivel de empleo público ha ganado protagonismo en el mundo, aunque sigue siendo cuestionado por algunos sectores de la sociedad y la política, bajo el argumento de que su peso y nivel han crecido ostensiblemente en contextos de endeudamiento público creciente, mientras que los servicios provistos no han sido satisfactorios en cuanto a la calidad o modo de provisión, la duplicación de funciones, el sobredimensionamiento de la burocracia estatal o la existencia de altos niveles de ausentismo del personal.

Dadas estas cuestiones y debates, cabe preguntarse: ¿Cuáles son los determinantes del nivel y variación del empleo público de un país con relación a otros países? ¿Qué determina la evolución temporal y de corte transversal de dicho empleo público con relación a la población de un país?

En el presente trabajo, nos proponemos investigar cuáles son esos determinantes del empleo público en una muestra amplia de países, en un período con nuevos datos, utilizando modernas técnicas econométricas de datos de panel. Esos determinantes emergen de diversos enfoques teóricos y empíricos sobre la cuestión que revisaremos oportunamente. Pretendemos así aludir a las razones que explicarían las diferencias en el tamaño del Estado como empleador, tanto entre países como a lo largo del tiempo.

Nuestra contribución es, en primer lugar, la conformación de un panel que abarca 60 países, desarrollados, emergentes y en desarrollo, de todos los continentes (que se detallan en el Anexo: Cuadro 13), para un período de tiempo de 23 años (1995-2017); esta es una de las muestras

más grandes con relación a estudios anteriores. En segundo lugar, formulamos y sometemos a un test empírico un modelo en el que testeamos hipótesis que nunca antes habían sido testeadas en forma conjunta, controlando por heterocedasticidad y otros problemas típicos de las especificaciones de modelos econométricos.

El estudio se divide en cuatro secciones, además de esta introducción y las conclusiones. En la primera sección, haremos una revisión de la literatura sobre las cuatro hipótesis que testeamos y, en particular, de estudios empíricos previos que sirven de base para posteriormente realizar la estimación econométrica. En la segunda sección, expondremos la metodología utilizada, describiendo la muestra de datos seleccionada, la construcción de las variables relevantes y su nexos con cada hipótesis o variable de control y las hipótesis a contrastar. En la tercera sección, mostraremos la estrategia econométrica a seguir para llegar a los resultados finales. En la cuarta sección, realizaremos el análisis empírico, en el que buscamos explicar los factores determinantes del empleo público a nivel nacional y entre países mediante el contraste empírico-econométrico de las correspondientes hipótesis. Finalmente, concluiremos verificando el cumplimiento o no de las hipótesis citadas y sugeriremos algunas líneas de investigación futuras.

Marco teórico. Revisión de la literatura²

1.1. Empleo público y desarrollo económico: la ley de Wagner

Entre las teorías que buscan explicar el tamaño del Estado —tanto en lo que respecta a la dimensión del gasto como del empleo público—, se destaca la denominada «ley de Wagner» o «ley de expansión de las actividades estatales». Formulada por el economista alemán Adolph Wagner hacia fines del siglo XIX, postula que el proceso de desarrollo económico trae aparejado un crecimiento del tamaño del Estado, derivado de la «presión por el progreso social [ligada al incremento del bienestar material] y los cambios resultantes en las esferas relativas de la economía privada y pública, especialmente la economía pública obligatoria» (Wagner, 1967, p. 8).

Con base en esta definición, intentamos precisar los alcances del planteo de Wagner e identificar las razones que explicarían el vínculo entre desarrollo y crecimiento del tamaño del Estado. En este sentido, según Diamond:

² Agradecemos la valiosa colaboración del colega Dr. Leonardo Grottola para la consulta de innumerables textos sobre el tema.

Wagner identificó tres factores que causarían un mayor crecimiento de la actividad estatal respecto de otros sectores de la economía. En primer lugar, proyectaba una expansión del rol tradicional del gobierno en la provisión de administración, ley y orden a medida que la economía devenía más especializada y la vida económica y social más atomizada como consecuencia de la creciente división del trabajo. En segundo lugar, previó un incremento del gasto en «bienestar y cultura», fundamentalmente en educación. (...). En tercer lugar, visualizó que la creciente escala de ciertos servicios económicos llevaría al gobierno a hacerse cargo de su prestación ante la incapacidad del sector privado (1977, p. 37).

El interés de la literatura sobre finanzas públicas se ha centrado en el estudio de la dimensión del gasto público y su relación con el grado de desarrollo económico. Más específicamente, Musgrave (1969) propuso una formulación de la ley de Wagner, entendida como una correlación positiva entre el gasto público como porcentaje del producto bruto interno (PBI) y el ingreso per cápita. En este sentido, numerosos estudios han buscado someter a prueba este vínculo. En un principio, la evidencia parecía favorecer a esta versión de la ley de Wagner, centrada en la evolución histórica del nivel de gasto público. En efecto, diversos estudios basados en el análisis de series de tiempo —entre los más destacados, podemos mencionar los de Bird (1970), Goffman y Mahar (1971), Gupta (1967), Mann (1980) y Musgrave (1969)— corroboraron la tendencia al crecimiento de la incidencia del gasto público en el producto total, a medida que la economía se vuelve más desarrollada.

No obstante, con el tiempo aparecieron nuevas formulaciones metodológicas que sembraron dudas sobre la vigencia de la ley de Wagner o, al menos, sobre la magnitud de su alcance, en términos espaciales y temporales. Por ejemplo, Ram (1987) procuró someter a

prueba la hipótesis de la expansión secular del nivel del gasto público, tanto a través de estudios de series de tiempo como de sección cruzada, en un trabajo en el que analiza 115 países durante el período 1960-1980. Los resultados de la investigación no son concluyentes. De hecho, es posible hallar evidencia tanto a favor como en contra de los postulados wagnerianos. En efecto, mientras que, por un lado, los estudios de series de tiempo que los corroboran resultan levemente mayoritarios, por el otro, los análisis de sección cruzada tienden a rechazar la hipótesis. Por lo tanto, la confirmación o refutación de la ley de Wagner depende, según este trabajo, en buena medida, de qué período y qué países se decida considerar.

Por su parte, Henrekson (1993) puso en duda la validez de las investigaciones sobre la ley de Wagner llevadas a cabo hasta ese momento, al señalar que sus hallazgos podrían tener un carácter espurio, por haber sido realizadas con variables no estacionarias, que no se encuentran cointegradas. A su vez, estudió la relación entre participación del gasto público en el producto e ingreso per cápita en Suecia durante el período 1861-1990, en el que corrige las deficiencias detectadas en los trabajos previos. En efecto, el autor recurre a una prueba de raíz unitaria³ para determinar las propiedades de estacionariedad de las series y a un test de cointegración para establecer si existe una relación de largo plazo entre las variables en cuestión. Los resultados no permiten afirmar que se verifique tal vínculo, por lo que no se halla evidencia favorable a la ley de Wagner en el caso considerado.

A partir de la crítica formulada por Henrekson (1993), numerosos trabajos procuraron corroborar la ley de Wagner con diseños metodológicos

3 Una raíz unitaria es un proceso de series de tiempo altamente persistente en el que el valor actual es igual al valor del último período más una perturbación débilmente dependiente (Wooldridge, 2010).

similares al propuesto por este autor o elaborados sobre esta base. Dichas investigaciones pueden ser clasificadas de acuerdo con dos criterios: si estudian casos nacionales o subnacionales y si los resultados corroboran o rechazan la hipótesis wagneriana⁴.

Una vez concluida esta digresión sobre el estudio de la relación entre gasto público y desarrollo, nos centraremos en los antecedentes que se ocupan específicamente del análisis de los determinantes del empleo público. En este sentido, reseñamos a continuación una serie de investigaciones sobre el estudio del empleo público, en cuanto expresión del tamaño del Estado. Estos trabajos retoman el planteo de la ley de Wagner, pero esta vez entendido como una relación positiva entre el nivel de riqueza de una nación —o región de un país— y la magnitud del empleo público —medida con relación a la población o al empleo total—⁵.

A su vez, Kraay y Van Rijckeghem (1995) buscan contrastar los efectos del proceso de urbanización —que también puede vincularse con la idea de modernización y desarrollo implícita en la ley de Wagner— en el empleo público mediante una tendencia temporal. También incluyen en su modelo un conjunto de «variables fiscales» que permitirían estimar la magnitud de la restricción presupuestaria del gobierno y su impacto en la contratación de trabajadores/as públicos. Entre las conclusiones del estudio, puede destacarse que, en lo que respecta a la ley de Wagner, solo se registra cierta evidencia favorable a ella entre los países de la OCDE. No obstante, al interior de cada uno de esos países, la relación

4 Algunos de los trabajos son: Chang (2002), Akitoby Clements, Gupta e Inchauste (2006), Gokmenoglu y Alptekin (2013), Bayrak y Esen (2014), Magazzino, Giolli y Mele (2015), Magazzino (2012), Bayradkar, Demez y Yapar (2015), Mohammadi y Ram (2015).

5 Entre los trabajos pioneros en este sentido, podemos señalar el de Kraay y Van Rijckeghem (1995). El planteo sobre el rol del Estado como «empleador de última instancia» resulta, en buena medida, asimilable a la adaptación de la hipótesis del seguro económico de Rodrik (1997) a estudios al interior de un país.

pierde significatividad, absorbida por la tendencia temporal. Este hallazgo parece corroborar la hipótesis de la tendencia a la expansión inherente a las burocracias. A su vez, en cuanto al rol del Estado como «empleador de última instancia», esta interpretación de la hipótesis del «seguro económico» parece confirmarse, en especial, en el caso de los países de la OCDE.

Siguiendo una estrategia metodológica diferente —análisis de regresión de sección cruzada, con datos de 105 países a principios de los años noventa—, Schiavo-Campo, De Tommaso y Mukherjee (1997) someten a prueba nuevamente la ley de Wagner —también buscan indagar en posibles relaciones entre tamaño del empleo público, salarios y déficit fiscal—. Los autores encuentran que existe una asociación positiva entre empleo público e ingreso per cápita, es decir que hallan evidencia favorable a la ley. No obstante, contrariamente a lo señalado por Kraay y Van Rijckeghem (1995), dicha correlación directa no se verifica entre los países de la OCDE, lo que podría indicar que, dado un cierto nivel de desarrollo, el crecimiento del tamaño del empleo público tiende a estancarse.

Por último, entre los trabajos que estudian la vigencia de la ley de Wagner a nivel de países, es preciso destacar el llevado a cabo por Rama (1997). En efecto, en el marco de esa investigación, se recurre al análisis de regresión con datos de panel, con una observación para cada década (1970, 1980 y 1990) y una muestra de 90 países cuando la variable dependiente es el empleo público en el gobierno general y de 41 países cuando se trata del empleo en el sector público. Las pruebas realizadas permiten concluir que existe una relación positiva y significativa entre el nivel de empleo público como porcentaje de la población económicamente activa (PEA) y el nivel de PBI per cápita. Sin embargo, dicha relación no es monotónica,

sino cuadrática. La correlación positiva entre PBI per cápita y empleo público como porcentaje de la PEA se cumple para bajos niveles de desarrollo económico. De hecho, en un hallazgo consistente con el de Schiavo-Campo, De Tommaso y Mukherjee (1997), una vez alcanzado un cierto nivel de ingresos —Rama (1997) lo estima en 14 000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo (PPA) de 1985—, la relación pierde significatividad.

Martínez-Vázquez y Yao (2009) obtienen, a partir de un abordaje metodológico ligeramente diferente, un resultado similar al de Rama (1997). En efecto, los autores construyen un panel que abarca 111 países para los años 1985, 1990, 1995, 2000 y 2005. En el análisis encuentran que se verifica una relación positiva y significativa entre PBI per cápita y tamaño del empleo público —medido a través de indicadores, tales como empleo en el sector público como porcentaje de la población, empleo en el sector público como porcentaje de la fuerza de trabajo y empleo en el gobierno general como porcentaje de la población— hasta cierto nivel de desarrollo que, en este caso, se ubica en aproximadamente 27 000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo (PPA) de 2000. La divergencia respecto de la estimación de Rama (1997) podría explicarse por las diferencias en el año base del índice de precios, en la conformación de la muestra y en el período de tiempo seleccionado.

Dadas estas coincidencias, si bien no es unánime, existe cierto consenso en torno a que la relación entre tamaño del empleo público y grado de desarrollo económico tiene características similares a las esbozadas por Rama (1997) cuando se trata de una comparación entre países. Otra de las características salientes de esta investigación es que busca contrastar empíricamente la hipótesis del seguro económico esbozada por Rodrik

(1997) para explicar las diferencias en el tamaño del empleo público entre países. Sobre esta cuestión, nos explayamos a continuación.

1.2. Empleo público y riesgo externo: la hipótesis del «seguro económico»

A modo de planteo alternativo, Rodrik (1997) formuló la hipótesis del «seguro económico» para referirse al presunto rol compensatorio que cumpliría el empleo público —en general, más estable que en el sector privado— ante las vulnerabilidades derivadas de *shocks* externos negativos —deterioro de los términos de intercambio o reducción de la demanda de productos de exportación— en economías con una elevada exposición a las fluctuaciones del comercio internacional. En efecto, el empleo público funcionaría como una fuente de ingresos seguros ante el impacto del deterioro de los términos de intercambio y la caída del comercio internacional. Por lo tanto, de acuerdo con esta visión, las economías con mayores niveles de apertura comercial presentarían también una mayor prevalencia del empleo público en la comparación internacional. Sin embargo, postulamos que si el comercio tiende a diversificarse en el tiempo o el patrón de comercio se torna más intraindustrial, o bien el comercio es más intensivo en capital humano, capital físico y/o tecnología y menos relativamente en empleo, el efecto de la apertura comercial puede ser neutro o incluso negativo en un extremo sobre el empleo público.

A fin de someter a prueba su hipótesis, Rodrik recurre al análisis de regresión de sección cruzada —comprende entre 44 y 118 países según la variable y los datos corresponden a la década de 1980—, a partir de un modelo que utiliza alternativamente el empleo en el gobierno general, en el sector público y en el gobierno central como indicadores

del tamaño del empleo público. A los efectos de medir la exposición al riesgo externo, el autor construye una variable que surge de multiplicar el coeficiente de apertura externa por el componente no anticipado de la variabilidad de los términos de intercambio —desvío estándar de los términos de intercambio de la década anterior al año en cuestión—. Para evitar problemas de endogeneidad, el autor introduce un indicador alternativo de exposición al riesgo externo construido a partir de una variable instrumental del coeficiente de apertura —componente exógeno del comercio según el modelo gravitacional de Frankel y Romer (1999)—. Las restantes variables independientes incluidas en el modelo son el ingreso per cápita, la tasa de urbanización —ambas en logaritmo— y *dummies*⁶ regionales.

En virtud de su investigación, Rodrik encuentra respaldo empírico para su hipótesis del «seguro económico». En efecto, del análisis se desprende que el tamaño del empleo público crece significativamente al aumentar la exposición al riesgo externo. Esta conclusión resulta corroborada a través de un modelo econométrico ligeramente diferente en el trabajo de Rama (1997) antes reseñado y también por Martínez-Vázquez y Yao (2009).

1.3. Empleo público y búsqueda o apropiación de renta

Esta hipótesis plantea que, a mayores niveles de desigualdad y pobreza dentro de una región o país, el nivel de empleo público o tamaño del Estado será creciente. Por lo tanto, el Estado tomaría un papel activo en la redistribución del ingreso a través de la creación de empleo público.

6 Una variable *dummy* es una variable utilizada para explicar valores cualitativos en un modelo de regresión.

Este planteo podría contraponerse a la ley de Wagner, dado que países con un menor desarrollo económico, o desigualdad, podrían llegar a exhibir un mayor nivel de empleo público, aunque no debido a una demanda de la sociedad de bienes públicos, sino por necesidades socioeconómicas de la población. Allí donde el sector privado no puede generar suficientes puestos de trabajo, ya sea por causa de altas barreras de entrada, por falta de competitividad de la economía local o por falta de seguridad jurídica, es el Estado el que lo reemplaza, adoptando un rol subsidiario.

Sin embargo, el Estado podría llegar a actuar de manera clientelar, generando empleo superfluo, por ejemplo, inflando la burocracia en regiones con mayor nivel de desempleo. Bajo dicha hipótesis, la generación de empleo público puede estar relacionada positivamente a países o regiones con mayores niveles de desigualdad o pobreza, o con baja productividad del sector privado.

Alesina, Baquir y Easterly (1998) realizaron un estudio de gobiernos subnacionales de los Estados Unidos de América, con el objetivo de mostrar que el empleo público es utilizado con motivos redistributivos. Bajo dicha hipótesis, la participación del empleo público no sería elegida con una visión de eficiencia, sino para destinar recursos a grupos desfavorecidos y grupos con privilegios políticos. El autor justifica que bajo esta modalidad se pueden disfrazar transferencias de la clase media a otros sectores que, en un esquema explícito, tendrían mayor rechazo político.

Por lo tanto, donde un esquema más eficiente de políticas redistributivas podría tener un mayor nivel de oposición política (transferencias directas), un esquema menos eficiente basado en el aumento desmedido de la

burocracia estatal podría llegar a tener apoyo o, al menos, una menor oposición relativa.

Tomando como variable a explicar el empleo público cada 1000 habitantes y cada 1000 habitantes en edad de trabajar (18-64 años), Alesina, Danninger y Rostagno (1998) encuentran evidencia empírica de que las distribuciones del ingreso menos equitativas implican un mayor peso del empleo público sobre los tipos de población consideradas en los estados de los Estados Unidos de América.

Este resultado es robusto a la utilización de diferentes medidas de desigualdad, incluyendo el coeficiente de Gini y el porcentaje de familias e individuos bajo el índice de pobreza, entre otros.

Por un lado, en ciudades étnicamente fragmentadas, el empleo público es mayor, lo que sugiere que este se utiliza como un subsidio implícito a grupos de interés definidos por su etnia. Por otro lado, observan que el ingreso per cápita no está correlacionado con el nivel de empleo público a nivel local, pero sí lo está positivamente con el porcentaje de población anciana (mayor a 65 años de edad), puesto que demandan mayores servicios sociales y de salud.

En el mismo sentido, Alesina, Danninger y Rostagno (1999) examinan la distribución regional del empleo público en Italia y calculan la cantidad de flujos redistributivos logrados con el empleo público, tomando como evidencia las encuestas recopiladas por el Banco de Italia.

Los resultados de este trabajo indican que aproximadamente la mitad de los salarios públicos en el sur de Italia se puede definir como un «subsidio». Los autores atribuyen este efecto a una combinación

del tamaño del empleo público y de la prima salarial para empleados/as públicos en relación con las ocupaciones alternativas.

Además, muestran que el uso del empleo público como un canal redistributivo implica efectos sociológicos indeseables. Dado que dichos empleos son más atractivos que los del sector privado, las opciones educativas y actitudinales se inclinan hacia el sector público y, en consecuencia, las personas no quieren abandonar estos empleos a menos que se vean obligadas a hacerlo, lo cual crea una rígida dependencia.

1.4. Descentralización fiscal y empleo público

Esta hipótesis plantea que mayores niveles de «descentralización fiscal» entre países y en el tiempo llevan a una participación superior del empleo público en el total o en la población. Existen distintas visiones sobre los efectos de la descentralización. Musgrave (1969) señala que si esta aumenta, podríamos esperar una caída en el presupuesto del Estado federal, dado que, en jurisdicciones homogéneas en términos de ingreso, habría menos incentivos a adoptar programas de transferencias sociales y políticas redistributivas, por temor a atraer individuos que se trasladen en búsqueda de dichas asistencias. Asimismo, según Brennan y Buchanan (1980), la descentralización genera competencia entre distintas regiones, incentivando la atracción de individuos y sus recursos, limitando el tamaño del Estado.

Sin embargo, existen argumentos desde la eficiencia económica que podrían suponer un incremento del peso del Estado con el aumento de la descentralización fiscal. En primer lugar, la descentralización puede resultar en pérdidas de economías de escala, deteriorando la eficiencia y, por lo tanto, aparejando mayores gastos en administración pública

(Oates, 1985). En segundo lugar, la descentralización puede llevar a que el gobierno subnacional busque fortalecer su posición, intentando ampliar su rango de funciones y responsabilidades.

Martínez-Vázquez y Yao (2009) señalan que una parte fundamental de la descentralización es la transferencia de la responsabilidad de gastos por parte del gobierno nacional a los gobiernos subnacionales. Por lo tanto, esta no lleva a ningún cambio en la demanda de bienes públicos, sino que simplemente se modifica quién los provee. Así, una mayor descentralización implicaría un aumento de la cantidad de empleados/as públicos a nivel subnacional y una caída en el gobierno central. Sin embargo, el resultado final dependerá de dos factores: 1) la magnitud relativa de los dos efectos sustitución para el mismo nivel y composición del empleo público y 2) qué cambios en la demanda y en el gasto en bienes públicos puede acarrear la descentralización.

Para determinar el efecto de la descentralización fiscal, Martínez-Vázquez y Yao (2009) llevan a cabo una regresión de datos de panel, en la que analizan un promedio de 43 países (en los años 1985, 1990, 1995, 2000 y 2005). La variable dependiente es el total de empleo público como porcentaje de la población total y las variables explicativas son el porcentaje de gasto público (o ingresos) de los gobiernos subnacionales sobre el total de gastos públicos, una variable *dummy* que determina si el país es unitario o federal, y otras variables de control, como el PBI per cápita, la densidad de población, la apertura económica y la ratio de urbanización.

El resultado obtenido por los autores muestra que el aumento del empleo a nivel subnacional es mayor a la caída del perteneciente al gobierno general y, en consecuencia, el empleo público aumenta con el grado de descentralización. Asimismo, se observa que, en países unitarios,

el empleo público es mayor que en aquellos federales. Sostienen que, en países unitarios, hay un mayor grado de delegación por parte del gobierno central, por lo que los gobiernos subnacionales tienden a actuar como un agente ejecutivo del nacional, permitiendo que los gobiernos locales posean déficits mayores que en un esquema federal. El resto de las variables registran el mismo comportamiento mencionado en los trabajos anteriores.

2

Metodología

2.1. Estructura de datos

Nuestras estimaciones econométricas resultan modelos de datos de panel. Un conjunto de datos de panel consiste en una serie de tiempo por cada unidad de una base de datos de corte transversal. En este trabajo se registran datos de empleo público con relación a la población de cada unidad (variable dependiente o explicada) y de otras variables (independientes o explicativas), que identificaremos más adelante, para 60 países en el período 1995-2017.

La característica más importante del tipo de estructura de datos de panel es que durante un intervalo de tiempo —en nuestro caso, 23 años— se estudian las mismas unidades —países— de un corte transversal. Como para cada unidad transversal se contemplan datos correspondientes a 23 años, el panel final cuenta con 1380 registros —60 x 23—, pero las observaciones efectivas serán inferiores debido a la ausencia de datos en algunos países, por lo que nuestro panel será del tipo «no balanceado».

Utilizamos la estructura de datos de panel para analizar dimensiones a las que no se podría responder en el caso de que el conjunto de datos estuviera conformado por una simple combinación de cortes transversales. Entre las ventajas, encontramos que, al tener varias

observaciones de las mismas unidades, es posible controlar determinadas características no observadas de cada dato transversal.

Por su parte, los paneles permiten captar mayores grados de libertad y mayor variabilidad, pues no solamente existirá variabilidad transversal, sino también variabilidad en el dominio del tiempo.

Una de las motivaciones más importantes al momento de aplicar modelos econométricos es buscar soluciones a los problemas de endogeneidad. En este sentido, los paneles permiten presentar una solución a dicho problema, principalmente al de la endogeneidad originada en la omisión de variables.

2.2. Hipótesis analizadas

De acuerdo con la reseña efectuada en el marco teórico, en la literatura sobre finanzas públicas, pueden encontrarse cuatro hipótesis principales sobre los determinantes del empleo público a nivel nacional:

- la *ley de Wagner*.
- la hipótesis del «*seguro económico*».
- la hipótesis de *búsqueda o apropiación de renta*.
- la hipótesis de *descentralización fiscal*.

A los efectos de medir el nivel de desarrollo económico para someter a prueba la *ley de Wagner*, empleamos como indicadores el PIB per cápita (PPA dólares a precios internacionales constantes de 2011), su valor elevado al cuadrado y ambos transformados a su logaritmo natural.

Utilizamos, además, el Índice de Desarrollo Humano (IDH), que contempla no solo el nivel de ingresos per cápita de la sociedad, sino también el nivel de educación alcanzado y la esperanza de vida.

A los efectos de medir la pertenencia o no de los países a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (como una señal de desarrollo), recurrimos a una variable dicotómica que indicará 1 (uno) si el país pertenece a la organización y 0 (cero) si no pertenece. Esperamos un efecto positivo del PIB per cápita, un efecto negativo de su valor al cuadrado y un impacto positivo del IDH, así como de la variable OCDE.

Para someter a prueba la hipótesis del *seguro económico*, recurrimos al Índice de Apertura Comercial. Esto nos permitirá evaluar si el empleo público actúa como un seguro parcial en economías con una mayor exposición al riesgo externo no diversificable (principalmente, por una fuerte caída en los términos de intercambio) o distintos *shocks* externos negativos, o si es indiferente a dichos *shocks* y puede neutralizarlos, o incluso tener un efecto negativo sobre el empleo público. Además, utilizamos como control una variable que mide la tasa de empleo privado de la economía. Esperamos un signo ambiguo del Índice de Apertura Comercial y negativo del empleo privado.

Para poner a prueba la hipótesis de *búsqueda o apropiación de renta*, utilizamos el Índice de Percepción de Corrupción de *Transparency International*. Este índice mide, en una escala de 0 (cero) (percepción de muy corrupto) a 100 (cien) (percepción de ausencia de corrupción), los niveles de percepción de corrupción en el sector público en un país determinado y consiste en un índice compuesto, que se basa en diversas encuestas a expertos y empresas. Esperamos una relación negativa entre el índice de corrupción y el nivel de empleo público.

Finalmente, para someter a prueba la hipótesis de la *descentralización fiscal*, recurrimos al Índice de Descentralización Fiscal del Fondo Monetario Internacional (FMI), que mide la descentralización de los ingresos tributarios (proporción de impuestos sobre impuestos del gobierno central). Como variable de control alternativa de esta hipótesis, usamos la proporción de la recaudación fiscal sobre el PBI. Esperamos un efecto positivo neto de la variable de descentralización sobre el empleo público.

El esquema de las hipótesis, las variables y el signo/efecto esperado en las regresiones de panel se muestra en el Anexo: Cuadro 1.

2.3. Construcción y fuentes de las variables independientes o explicativas

Para el armado del panel, es necesario contar con una variable que identifique la unidad transversal y otra que identifique la unidad temporal. En nuestro panel, la variable que identifica la unidad transversal es ***id***, y cada valor (entre 1 y 60) representa a un país; la variable que identifica la unidad temporal se denomina ***anio***, y toma valores entre 1995 y 2017.

La variable dependiente o a explicar, ***ep***, indica la cantidad de empleo público a nivel nacional cada 1000 habitantes. La cantidad de empleados/as públicos de cada año fue dividida por la población en miles de habitantes del año correspondiente. La fuente de los datos es la base de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) «ILOSTAT».

La variable ***lnpibpc*** representa el logaritmo natural del PBI per cápita, PPA (dólares a precios internacionales constantes de 2011). El PBI representa la suma del valor agregado bruto de todos los productores residentes en la economía, más todo impuesto a los productos, menos todo subsidio no incluido en el valor de los productos. Las cifras en

dólares del PBI per cápita se obtuvieron convirtiendo el valor en moneda local según los tipos de cambio oficiales de un único año. Para algunos países donde el tipo de cambio oficial no refleja el tipo efectivamente aplicado a las transacciones en divisas, se utiliza un factor de conversión alternativo. La fuente es el sistema de indicadores del Banco Mundial.

Esta variable, además, se usa elevada al cuadrado (*Inpibpc2*), ya que, como dijimos, intuimos que la relación entre PBI per cápita y tamaño del empleo público no presenta una forma monotónica.

El objetivo perseguido al utilizar logaritmos naturales de estas dos variables es aportar estabilidad a los regresores y reducir las observaciones atípicas. La principal utilidad de los logaritmos para el análisis econométrico es su capacidad de eliminar el efecto de las unidades de las variables sobre los coeficientes. En ese caso, una variación en las unidades no implicaría un cambio en los coeficientes de pendiente de la regresión.

La variable *idh* representa el Índice de Desarrollo Humano. Este índice es un indicador sintético de los logros medios obtenidos en las dimensiones fundamentales del desarrollo humano: tener una vida larga y saludable, adquirir conocimientos y disfrutar de un nivel de vida digno. El IDH es la media aritmética de los índices normalizados de cada una de las tres dimensiones. La dimensión de la salud se evalúa según la esperanza de vida al nacer, y la de la educación se mide por los años promedio de escolaridad de los adultos de 25 años o más y por los años esperados de escolaridad de los niños en edad escolar. La dimensión del nivel de vida se mide conforme al ingreso nacional bruto (INB) per cápita. Los datos fueron tomados del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).

La variable **corrup** representa el índice de percepción de la corrupción. Este índice mide, en una escala de cero (percepción de muy corrupto) a cien (percepción de ausencia de corrupción), los niveles de percepción de corrupción en el sector público en un país determinado y consiste en un índice compuesto, que se basa en diversas encuestas a expertos y empresas. La fuente es la Organización No Gubernamental *Transparency International*.

La variable **ACDE** representa la medida del riesgo externo del país. Está conformada por dos indicadores: por un lado, la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios medidas como proporción del PBI (grado de apertura comercial) (Fuente: sistema de indicadores del Banco Mundial); por otro lado, este valor fue ponderado por el desvío estándar de los términos netos de intercambio de la década anterior a cada año (base 2000 = 100).

La variable **df** representa el Índice de Descentralización Fiscal. Mide la descentralización de los ingresos tributarios, es decir, la proporción de impuestos a impuestos del gobierno general. Los datos fueron extraídos del sistema de indicadores del Fondo Monetario Internacional (FMI).

La variable **emp_priv** mide la proporción entre empleo privado y población para mayores de 15 años (estimación modelado OIT). La fuente es el sistema de indicadores de la Organización Internacional del Trabajo (ILOSTAT).

La variable **recauda** representa la proporción sobre el PBI de los ingresos públicos proveniente de impuestos, contribuciones sociales y otros como multas, tarifas, renta e ingreso proveniente de propiedades o ventas. La fuente es el sistema de indicadores del Banco Mundial.

Por último, la variable **OCDE** es una variable binaria que toma valor 1 (uno) cuando el país integra la organización y 0 (cero) cuando no la integra.

2.4. Fuentes de datos

El dato original de empleo público proviene de la información estadística brindada por la Organización Internacional del Trabajo: <https://ilostat.ilo.org/>.

De la misma fuente, proviene la tasa de empleo privado.

Del sistema de indicadores provisto por el Banco Mundial, provienen los datos de PBI per cápita, PPA (dólares a precios internacionales constantes de 2011), el nivel de apertura comercial y los términos netos de intercambio y los datos de recaudación fiscal de la década anterior (base 2000 = 100): <https://datos.bancomundial.org/indicador?tab=all>.

Los datos de descentralización fiscal provienen del Fondo Monetario Internacional (FMI): <https://data.imf.org>.

El Índice de Desarrollo Humano y la población de cada país para cada año del período estudiado provienen de la Organización de las Naciones Unidas y del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD): <https://www.undp.org>.

El Índice de Percepción de la Corrupción es elaborado y provisto por la Organización No Gubernamental *Transparency International*: <https://www.transparency.org>.

Por último, la pertenencia o no de cada país a la OCDE fue extraída de la página web de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE: <http://www.oecd.org/about/members-and-partners/>).

Econometría

Por tratarse de un trabajo en el cual se utilizan técnicas estadísticas para describir relaciones entre variables, desde el punto de vista econométrico, existen varios modelos posibles de estimar y diferentes métodos aplicables a estos.

A continuación, realizaremos un resumen teórico de dichos métodos y modelos, tomando como referencia a Greene (2000), Aparicio y Márquez (2005), Wooldridge (2002 y 2010) y Beck y Katz (1995).

3.1. Regresión agrupada (*pooled OLS*)

El modelo más simple y utilizado consiste en hacer caso omiso de las dimensiones de espacio (países) y tiempo (años) de los datos agrupados, y proceder a calcular la regresión mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Dicho método se expresa como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k X_{it} + e_{it}$$

donde:

$i = 1, 2, 3, \dots, N$ observaciones muestrales (países).

$t = 1, 2, 3, \dots, T$ instantes temporales (años).

k = Número de variables independientes.

y = Variable dependiente.

x = Variables independientes.

β = Parámetros que serán estimados.

e = Términos de error en cada instante temporal.

Entre los posibles inconvenientes que se pueden presentar al aplicar este método de estimación, se destaca la falta de independencia entre los residuos y las variables explicativas del modelo, de la que se deriva el consecuente sesgo en los estimadores.

3.2. Efectos fijos (*fixed effects*)

El modelo de efectos fijos asume que la heterogeneidad inobservable permanece constante en el tiempo y varía entre los sujetos. Los residuos pueden descomponerse en un componente α_i relativo a las observaciones transversales, independiente del tiempo, un componente θ_i relativo a los instantes temporales, independiente de los individuos, y un componente ε_{it} relativo a la variación entre individuos y a través del tiempo. De esta manera, se puede expresar el modelo de panel de la siguiente forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k X_{it} + \alpha_i + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

Cuando existen muchos datos transversales y pocos instantes temporales, se capta la variación debida a los efectos temporales mediante la inserción de $t-1$ variables *dummy*, asociadas a cada uno de los instantes temporales menos uno, que se toma como base de referencia a fin de evitar la multicolinealidad. Cada variable toma el valor 1 (uno) cuando la observación pertenece a ese año y el valor 0 (cero) para el resto de las unidades temporales. De la misma forma, cuando hay pocos datos transversales y muchos instantes temporales, los efectos fijos son capturados a través de la inserción de $n-1$ variables

dicotómicas asociadas a cada uno de los individuos menos uno, que se utiliza como referencia para evitar la multicolinealidad⁷. Cada variable dicotómica asume el valor 1 (uno) cuando la observación pertenece a ese dato transversal y el valor 0 (cero) para los restantes.

Para estimar este modelo, se supone que el error cumple todos los supuestos clásicos y que las variables explicativas no están correlacionadas con el error de la observación, por lo cual el mejor estimador lineal insesgado sería el estimador MCO incorporando N-1 variables *dummy*, lo cual podría expresarse matricialmente del siguiente modo:

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\mu} \end{pmatrix} = (Z'Z)^{-1}Z'Y$$

donde Z es una matriz NT x (K+(N-1)) con todas las K variables explicativas (X) y las N-1 variables ficticias. Si N o T tienden a infinito, el estimador es consistente. De esta manera, cuando se trata de efectos fijos, el modelo final estimado por MCO es el siguiente:

$$y_{it} = \beta_0 + p_k e_k + q_k d_k + \beta_k X_{it} + e_{it}$$

Mientras que los parámetros p_k corresponden a los efectos fijos relativos a los datos transversales, los parámetros q_k remiten a los efectos fijos relativos a cada instante temporal. El modelo puede presentar uno de los efectos fijos o ambos. A su vez, los parámetros β_k estiman los coeficientes de las variables del modelo que son comunes a los individuos y a los instantes temporales.

7 La multicolinealidad es la relación de dependencia lineal fuerte entre más de dos variables explicativas en una regresión múltiple que incumple el supuesto de Gauss-Markov cuando es exacta. En otras palabras, es la correlación alta entre más de dos variables explicativas (Wooldridge, 2010).

Para decidir entre el modelo de datos agrupados y el de efectos fijos, utilizamos una prueba F restrictiva, cuya hipótesis nula es que $v_1 = v_2 = \dots = v_i = \mathbf{0}$ —o sea, que todas las variables *dummies* nacionales son iguales a cero—. Si la prueba es rechazada, significa que al menos alguna variable *dummy* pertenece al modelo y, por lo tanto, es preciso aplicar el método de efectos fijos.

3.3. Efectos aleatorios (*random effects*)

En el modelo de efectos aleatorios, los α_i y/o los θ_i varían de forma aleatoria a través de los datos transversales y del tiempo. Es decir que el modelo carece de componentes deterministas. Su expresión es similar a la de efectos fijos:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k X_{it} + \alpha_i + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

No obstante, a diferencia de aquel modelo, el término de error μ_{it} tiene un componente individual aleatorio α_i invariable en el tiempo y característico de cada uno de los datos transversales. Este componente se denomina «entre grupos» (*between*).

A su vez, el error μ_{it} tiene un componente individual aleatorio θ_i invariable entre los datos transversales y que caracteriza a cada uno de los instantes temporales. Este componente se denomina «intragrupos» (*within*). Por último, el error μ_{it} también tiene un componente aleatorio ε_{it} .

En este modelo, todos los componentes del error son aleatorios con distribución normal de media 0. Además, no están correlacionados consigo mismos, tienen varianza constante, es decir, son homocedásticos, y cumplen

con la hipótesis de exogeneidad para todo dato transversal $i \neq j$, y para todo instante temporal $t \neq s$.

Las condiciones de ortogonalidad del modelo de efectos aleatorios incluyen que los regresores estén incorrelacionados con el error de la observación

$$E(X_{it} * e_{it}) = 0$$

y con el error derivado de cada individuo

$$E(X_{it} * \mu_{it}) = 0$$

El mejor estimador lineal insesgado en el modelo de efectos aleatorios sería el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), dado que es probable que el modelo tenga problemas de autocorrelación inherentes.

El modelo de MCG, en su versión matricial, es como sigue:

$$y = X\beta + \mu$$

$$E(\mu) = 0$$

$$V(\mu) = (\mu * \mu') = \sigma^2 I_T$$

donde:

$$y^* = P^{-1}y, X^* = P^{-1}X, \mu^* = P^{-1}\mu$$

De esta manera, al aplicar MCO a la anterior transformación, se obtiene el estimador MCG:

$$\hat{\beta}_{\text{MCG}} = (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \Omega^{-1} \mathbf{y}$$

El Estimador Lineal Insesgado Óptimo (ELIO) para β en el modelo de efectos aleatorios sería el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), dado que el mencionado modelo tiene problemas de autocorrelación inherentes a su propio diseño.

A los efectos de determinar si resulta más adecuado utilizar el modelo de efectos aleatorios que el de datos agrupados, realizamos la prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios, de Breusch y Pagan, cuya hipótesis nula es que $\sigma_u^2 = 0$. Si se rechaza la prueba, quiere decir que existen diferencias entre los modelos, por lo tanto, es aconsejable emplear el modelo de efectos aleatorios.

3.4. Efectos fijos o efectos aleatorios: el test de Hausman

Seguidamente, corresponde referirse a la disyuntiva respecto de qué modelo prevalece entre el de efectos fijos y aleatorios. En este sentido, cabe señalar que la selección depende de la posible correlación entre el componente de error individual u_i y las variables independientes. El modelo de efectos aleatorios supone que esta correlación es igual a 0. Si los u_i y las variables independientes están correlacionadas, la no inclusión de u_i en el modelo producirá un sesgo de variable omitida en los coeficientes de las variables regresoras. Hausman demostró que la diferencia entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios

puede ser usada para probar si u_i y las variables regresoras están o no correlacionadas.

De esta forma, la hipótesis nula (H_0) de la prueba de Hausman plantea que los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos no difieren sustancialmente. Si H_0 resulta rechazada, los estimadores difieren y, por lo tanto, corresponde concluir que el modelo de efectos fijos es más conveniente que el de efectos aleatorios. Si no es posible rechazar H_0 , no hay sesgo y, por ende, el modelo de efectos aleatorios se revela como más eficiente.

3.5. Pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y correlación contemporánea

Llegados a este punto, es importante verificar que, aunque hayamos contemplado la heterogeneidad transversal y temporal, el modelo puede estar mal especificado en otros aspectos. De acuerdo con los supuestos de Gauss-Markov, los estimadores de MCO son los mejores estimadores lineales insesgados, siempre y cuando los errores sean independientes entre sí y se distribuyan idénticamente con varianza constante.

Sin embargo, estas condiciones son, a menudo, violadas en el marco del análisis de regresión con datos de panel, dado que dicha independencia se quiebra cuando los errores de diferentes unidades transversales están correlacionados —correlación contemporánea—, o cuando los errores dentro de cada unidad se correlacionan temporalmente —correlación serial—, o ambos. A su vez, puede existir heterocedasticidad, en tanto la varianza no sea constante.

A los efectos de probar la existencia o no de autocorrelación, debemos realizar el test de Wooldridge, cuya hipótesis nula es que no existe autocorrelación.

A fin de determinar si se presenta heterocedasticidad, utilizamos la prueba modificada de Wald para heterocedasticidad, que plantea como hipótesis nula que no existe heterocedasticidad, es decir, $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para toda $i=1\dots N$, donde N es el número de unidades transversales. Naturalmente, cuando se rechaza la hipótesis nula, nos encontramos ante un problema de heterocedasticidad.

En lo que respecta a la existencia de correlación contemporánea, nos valemos de la prueba de Breusch y Pagan, que sostiene como hipótesis nula que existe independencia transversal (*cross-sectional independence*), es decir que los errores entre las unidades son independientes entre sí. Si esta es rechazada, nos hallamos ante la existencia de correlación contemporánea.

3.6. Regresión de Prais-Winsten (errores estándar corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad)

Se trata de una variante de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (*Feasible Generalized Least Squares*, MCGF)⁸. Este método supone que las perturbaciones aleatorias presentan heterocedasticidad y autocorrelación, y para solucionarlos utiliza estimaciones consistentes que soportan ambos problemas. Las transformaciones que realiza se detallan a continuación:

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

8 La transformación fue diseñada por Prais y Winsten (1954) para resolver problemas de autocorrelación con un proceso estocástico AR(1).

donde ε_t es la perturbación aleatoria y, si suponemos que existe autocorrelación AR(1), verificamos que

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + c_t \quad |\rho| < 1$$

donde c_t es una perturbación aleatoria ruido blanco (con esperanza nula, varianza constante y covarianza nula).

Para neutralizar el proceso y obtener un modelo con ruido blanco, el procedimiento Prais-Winsten reproduce el proceso AR(1) en el modelo de la siguiente manera:

$$y_t - \rho y_{t-1} = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + c_t$$

donde c_t es ruido blanco.

Luego, se realiza otra transformación introduciendo raíces que, para $t=1$, sería la siguiente:

$$\sqrt{1 - \rho^2} y_1 = \alpha \sqrt{1 - \rho^2} + (\sqrt{1 - \rho^2} X_1) \beta + \sqrt{1 - \rho^2} c_1$$

Finalmente, se procede a estimar por cualquier método de mínimos cuadrados.

En este caso, utilizaremos la variante de Prais-Winsten que provee el software estadístico STATA que, además, corrige heterocedasticidad por medio del cálculo de errores estándar y de la matriz de varianzas y covarianzas.

3.7. Estrategia econométrica

A continuación, presentamos la especificación econométrica que detalla las hipótesis sometidas a contrastación empírica:

$$Y_{it} = a_1 + \beta_0 + \beta_k \text{Wagner}_{it} + \beta_k \text{Seguro económico}_{it} + \beta_k \text{Estado rentista}_{it} + \beta_k \text{Descent.Fiscal}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En términos de indicadores, la expresión es la siguiente:

$$Y_{it} = a_1 + \beta_0 + \beta_1 \text{lnpibpc}_{it} + \beta_2 \text{lnpibpc2}_{it} + \beta_3 \text{idh}_{it} + \beta_4 \text{OCDE}_i + \beta_5 \text{ACDE}_{it} + \beta_6 \text{emp_priv}_{it} + \beta_7 \text{corrup}_{it} + \beta_8 \text{df}_{it} + \beta_9 \text{recauda}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

En primer lugar, procedimos a realizar un estudio descriptivo de las variables dependiente e independientes, lo que permite una primera aproximación a la estructura de los datos (Anexo: Cuadro 2).

Luego, construimos una matriz de correlaciones entre todas las variables incluidas en el modelo. Del análisis de la matriz de correlaciones se desprende que los signos de la mayoría de las variables se corresponden con la intuición, excepto la variable que mide la apertura económica, aquella que indica la pertenencia o no a la OCDE y la que mide el empleo privado, las tres con sentido contrario (Anexo: Cuadro 3).

La descripción de la estrategia econométrica continúa con la exposición de los resultados obtenidos a partir de la estimación de sucesivos modelos, hasta alcanzar la más adecuada a los fines de la investigación. En primer lugar, realizamos la estimación por el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los resultados pueden verse en el Anexo: Cuadro 4 Columna 1.

Las variables explicativas son casi todas significativas estadísticamente a cualquier nivel de significancia razonable. Sin embargo, y dadas las características de la estimación mediante MCO, procedimos a estimar los residuos y a realizar una regresión de estos sobre las variables explicativas, para luego testear los residuos, a fin de confirmar o no su falta de independencia frente las variables regresoras. El test demostró que los errores están fuertemente correlacionados con las regresoras, de manera que los estimadores no son insesgados (Anexo: Cuadro 4 Columna 2). Debido a esto, no utilizaremos este método, ya que las técnicas estadísticas de panel más recientes pueden corregir estos problemas.

Además, la estimación mediante MCO supone que el intercepto de la regresión es el mismo para todos los países cuando, en realidad, es probable que necesitemos controlar características propias de cada uno de ellos. Para esto, la econometría cuenta con los modelos de efectos fijos (*fixed effects*) y de efectos aleatorios (*random effects*).

Al realizar la regresión mediante el modelo de efectos fijos (Anexo: Cuadro 4 Columna 3), se observa que, a cualquier nivel de significancia razonable, el contraste del estadístico F rechaza la hipótesis nula de que el conjunto de los coeficientes estimados son iguales a cero. Sin embargo, si se considera la misma hipótesis individualmente para cada uno de los coeficientes estimados mediante los p valores de los estadísticos t, se percibe que solo son significativas las variables que miden el nivel de corrupción, el IDH, la descentralización fiscal y el empleo privado. La variable de pertenencia o no a la OCDE es omitida, ya que identifica una característica que no es apta para el análisis de efectos fijos.

Las variables explicativas mantienen, en general, el mismo signo respecto a la variable dependiente que en el análisis de la matriz de correlaciones, salvo en el caso de las variables que miden la corrupción, el grado de concentración de exportaciones y la descentralización fiscal.

En nuestro caso, los coeficientes de correlación (*within*, *between* y *overall*) no serán tenidos en cuenta debido a que, como se verá más adelante, se ha determinado la existencia de heterocedasticidad y autocorrelación, lo que reduce significativamente la confiabilidad del R^2 como medida de la bondad del ajuste. Para decidir entre el modelo de datos agrupados y el de efectos fijos, miramos el resultado de la prueba F restrictiva al final de los resultados de la estimación y vemos que la hipótesis nula es rechazada. Por lo tanto, el método de efectos fijos es el más adecuado de los dos.

A continuación, realizamos la estimación mediante el modelo de efectos aleatorios (Anexo: Cuadro 4 Columna 4). Los resultados no muestran evidencia de mejorar los p valores de cada coeficiente individual. Lo mismo ocurre con el signo de cada variable con relación al que mostraba en el análisis de la matriz de correlaciones.

Luego de las estimaciones por efectos fijos y efectos aleatorios, corresponde realizar el contraste de Hausman para decidir entre el primero o el segundo (Anexo: Cuadro 5).

El test de Hausman rechaza la hipótesis nula, es decir, existen diferencias entre los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios y, en consecuencia, es preferible el de efectos fijos. Sin embargo, esta prueba no es robusta cuando existe la posibilidad de que los datos exhiban autocorrelación y/o heterocedasticidad, por lo cual pasaremos a analizar estos problemas.

Pero antes realizaremos un contraste para testear la pertinencia de las técnicas de panel mediante la prueba del multiplicador de Lagrange (Anexo: Cuadro 6).

El contraste de Breusch y Pagan rechaza la hipótesis nula de que todos los errores específicos del país son cero. En consecuencia, una vez más se justifica la utilización de técnicas de panel.

El análisis de autocorrelación se efectúa mediante la prueba de Wooldridge, que fue desarrollada por Wooldridge (2002) y tiene la particularidad de detectar autocorrelación en los errores de los modelos lineales de datos de panel.

La hipótesis nula es que no existe autocorrelación de primer orden. Este contraste sirve tanto para efectos fijos como para efectos aleatorios (Anexo: Cuadro 7).

El resultado de la prueba nos permite rechazar la hipótesis nula para todos los niveles de significancia razonables, lo cual indica que existe autocorrelación en nuestros datos de panel.

Los contrastes de heterocedasticidad no son los mismos para efectos fijos y para efectos aleatorios. Para efectos fijos, utilizamos la prueba de Wald. La hipótesis nula es la homocedasticidad (varianzas iguales) de los residuos de la regresión de efectos fijos (Anexo: Cuadro 8).

La prueba de Wald rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad para cualquier nivel de significancia razonable. Por tanto, existe heterocedasticidad en el panel estudiado.

A los efectos de testear la heterocedasticidad en efectos aleatorios, nos valemos de un procedimiento que consiste en realizar la regresión con efectos aleatorios y, luego, estimar los residuos. Sobre dichos residuos se efectúa una prueba de igualdad de varianzas controlada por la variable que identifica a cada país en el panel (en nuestro caso, id). Este contraste es un test robusto de Levene, en el que la hipótesis nula es la igualdad de varianzas entre grupos (Anexo: Cuadro 9).

Puede verse que tanto el test de Levene (identificado como $w0$) como sus variantes ($w50$ y $w10$) rechazan la hipótesis nula para cualquier nivel de significancia razonable, por lo que admitimos heterocedasticidad también en el modelo estimado con efectos aleatorios.

Una vez que hemos detectado la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación, retomamos el test de Hausman, del cual ya dijimos que no era robusto frente a estos dos problemas. En su lugar, utilizaremos el enfoque de regresión artificial de Wooldridge (2002, pp. 290-291), que es robusto a la heterocedasticidad y a la autocorrelación. Esta prueba se denomina test de Restricciones Sobreidentificadas, y su hipótesis nula es que se cumplen las condiciones de ortogonalidad para que el estimador de efectos aleatorios sea consistente (Anexo: Cuadro 10).

Los resultados rechazan la hipótesis nula para cualquier nivel de significancia razonable y, por lo tanto, resulta adecuado el modelo de efectos fijos.

Por último, testeamos que la especificación no presenta endogeneidad mediante el test de Wooldridge (Wooldridge, 2010) y encontramos que se rechaza la hipótesis nula de endogeneidad de los regresores y la variable explicada (Anexo: Cuadro 11).

De acuerdo con las estimaciones realizadas y los resultados de los contrastes, el panel con el que trabajamos presenta autocorrelación y heterocedasticidad. Para corregir estos problemas, decidimos optar por el procedimiento de regresión Prais-Winsten.

Según Beck y Katz (1995), la estimación por Errores Estándar Corregidos para Panel (*Panel Corrected Standard Errors*, PCSE) resulta más precisa que la de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF), pues se trata de un procedimiento robusto a la correlación serial del tipo AR(1) en un modelo lineal que resulta de una modificación de la estimación Cochrane-Orcutt, en el sentido de que no pierde la primera observación, lo que conduce a una mayor eficiencia como resultado y lo convierte en un caso especial de MCGF. Los autores consideran que los mínimos cuadrados ordinarios con errores estándar corregidos para panel son superiores al enfoque generalizado de mínimos cuadrados de Parks para la estimación de modelos de secciones transversales de series de tiempo.

La regresión estimada mediante Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE) resultó satisfactoria (Anexo: Cuadro 4 Columna 5).

4

Análisis de los resultados empíricos y contrastes de hipótesis

Como resultado del conjunto de estimaciones y pruebas realizadas, el contraste de hipótesis se muestra en el Anexo: Cuadro 12.

Entre los hallazgos empíricos de nuestro trabajo, se destaca la confirmación de una relación no monótona entre el grado de desarrollo económico y el tamaño del empleo público a nivel nacional en el período 1995-2017. En efecto, logramos establecer que, en los niveles más bajos de desarrollo, su relación con el tamaño del empleo público es positiva, es decir que se confirmaría la ley de Wagner.

Más específicamente, los resultados indican que, por cada punto porcentual de crecimiento del PBI per cápita, el empleo público crece en 1,54 empleados/as cada 1000 habitantes. Recordemos que el empleo público a población está medido en nivel y el PBI per cápita en logaritmos, con lo que el efecto de esta variable sobre la dependiente debe entenderse como una semielasticidad. No obstante, a partir de cierto nivel de desarrollo⁹, en el caso de nuestra muestra cuando el

9 Rama (1997) estima el nivel en el que cambia de signo el efecto del PBI per cápita en 14 000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo de 1985, mientras que Martínez Vázquez y Yao (2009) lo ubican en aproximadamente 27 000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo de 2000. Las divergencias podrían explicarse por las diferencias en el año base del índice de precios, en la conformación de la muestra y en el período de tiempo seleccionado.

nivel de ingresos es de alrededor de 33 000 dólares per cápita (PPA base 2011), la relación cambia de signo, y pasa a ser negativa. De todos modos, solo cinco países ostentan un PBI per cápita mayor a ese nivel. En este sentido, confirmaríamos tanto el trabajo de Rama (1997) como el de Martínez-Vázquez y Yao (2009), ya que dado un cierto nivel de desarrollo, el crecimiento del tamaño del empleo público a población tiende a estancarse.

Tanto el signo de la variable Índice de Desarrollo Humano como el de la variable que indica la pertenencia o no del país a la OCDE confirman este razonamiento. En este sentido, el control por pertenencia o no a la OCDE indica una relación negativa, como era de esperarse, ya que si el país es miembro de dicha organización, el empleo público cae en promedio 33 empleados/as cada 1000 habitantes relativo a aquellos países no miembros de la OCDE. El mismo razonamiento vale para el IDH que, mostrando una relación positiva que indica un crecimiento de 5,31 empleados/as públicos cada 1000 habitantes por cada aumento de un punto en el IDH.

En lo que respecta a la hipótesis de búsqueda o apropiación de renta, los resultados que surgen de nuestra estimación no permiten capturar un eventual efecto rentístico sobre el tamaño del empleo público. El signo del estimador en nuestra regresión de panel es negativo pero no significativo. Esto puede deberse a la debilidad del indicador de nivel de corrupción como *proxy* de la búsqueda de rentas. En efecto, la relación entre nivel de corrupción es inversa y no significativa. En la literatura sobre el tema, no se dispone de estudios entre países sobre esta hipótesis. Todos los trabajos consultados refieren a análisis entre estados o provincias de un país en particular. En efecto, los estudios empíricos a nivel subnacional, en varios casos, encuentran evidencia

empírica de la utilización del empleo público como mecanismo de redistribución del ingreso¹⁰. En nuestro caso, no hallamos ningún otro indicador que pudiera probar esta relación. Probamos con el índice de Gini con iguales resultados. De esta manera, la hipótesis de búsqueda o apropiación de renta resulta, para este trabajo, rechazada.

En cuanto a la hipótesis del seguro económico —según la cual el empleo público tendría una función compensatoria ante crisis económicas que derivan en pérdida de empleo privado producto de *shocks* externos— el riesgo externo medido por la apertura comercial no resulta significativo, pero sí comporta el signo esperado.

A pesar de que el control realizado mediante la medición de la tasa de empleo privado no presenta el signo esperado, los resultados confirman que, ante una economía más vulnerable a *shocks* externos, no presentan una tendencia a la reducción del empleo público.

En conclusión, una economía con mayor grado de apertura y exposición a los términos del intercambio no presenta necesariamente más vulnerabilidad en el empleo privado ante los *shocks* y, por ende, un incremento del empleo público frente a esos *shocks*. Este resultado podría deberse al cambio de patrones de comercio entre los países y la menor exposición al riesgo de los términos del intercambio en virtud del empleo privado o a que las actividades económicas que afectan los *shocks* externos podrían ser relativamente intensivas en trabajo y más en capital humano, físico y tecnología.

10 Entre estos trabajos pueden citarse los de Alesina, Baquir y Easterly (1998) para Estados Unidos; Alesina, Danninger y Rostagno (1999) para el caso italiano; Gimpelson, Treisman y Monusova (2000) sobre las regiones rusas; Marqués Sevillano y Roselló Villalonga (2004) para las regiones españolas; Rajaraman y Saha (2008) para la India; y Rauf, Qayum y Saman (2012) para Pakistán.

En lo que respecta a la hipótesis de la descentralización fiscal, esta queda confirmada por el análisis, dado que ambas variables de medición son significativas a cualquier nivel de confianza razonable y presentan el signo esperado. En este sentido, la regresión indica que un mayor grado de descentralización impositiva implica un crecimiento del empleo público (93 empleados/as cada 1000 habitantes por cada punto más de descentralización), mientras que un aumento de la proporción de la recaudación en el PBI indica que el empleo gubernamental aumenta en 2 empleados/as cada 1000 habitantes por cada punto más de recaudación de impuestos. En resumen, encontramos que prevalece el efecto positivo de la descentralización sobre el empleo público en términos de la población.

Finalmente, realizamos una prueba de robustez, tomando, por un lado, los países pertenecientes a la OCDE y, por otro lado, los no pertenecientes a dicha organización (Anexo: Cuadro 4 Columna 6 y Columna 7). Los resultados son similares en lo que respecta a las hipótesis de «seguro económico», «búsqueda de rentas» y «descentralización fiscal». Sin embargo, la relación entre empleo público y PBI per cápita para ambas pruebas continúa siendo no monotónica, pero sus signos se invierten para terminar siendo, en primer lugar, negativa y, en segundo lugar, positiva, lo cual indicaría que, en los niveles más bajos de desarrollo, la relación con el tamaño del empleo público es inversa, es decir, contraria a la «ley de Wagner», y esta se invierte a partir de cierto nivel de desarrollo, es decir que pasa a ser positiva, por lo que sí se estaría comportando según dicha hipótesis. En resumen, y dadas estas coincidencias, si bien no es unánime, existe cierto consenso en torno a que la relación entre tamaño del empleo público y grado de desarrollo económico tiene características similares a las esbozadas por Rama (1997) cuando se trata de una comparación entre países.

Conclusiones

En el presente trabajo de investigación, hemos analizado los determinantes del tamaño del empleo público a través de 60 países en 23 años, 1995-2017. Para ello, realizamos un estudio econométrico de panel con modelos de estimadores con corrección de errores que arroja estimadores consistentes, insesgados y eficientes, y sin endogeneidad. Nos preguntamos si dichos determinantes son estadísticamente significativos y, en tal caso, si comportan el signo esperado y el impacto que llevan sobre el nivel de empleo público por cada 1000 habitantes, controlando por efectos fijos la pertenencia o no de un país a la OCDE y por el efecto de sustitución del empleo privado.

De nuestros resultados empíricos, encontramos que existe una relación significativa entre la mayoría de las variables independientes analizadas y la variable dependiente estudiada. Primero, hemos confirmado una relación positiva pero no monotónica entre el grado de desarrollo económico y el tamaño del empleo público a nivel nacional en el período 1995-2017, es decir, positiva hasta cierto nivel de ingreso per cápita (33 000 dólares a PPA 2011) y negativa posteriormente, aunque débilmente y para pocos países. Esta conclusión se halla en línea con lo verificado por Rama (1997) y por Martínez-Vázquez y Yao (2009), ya que, dado un cierto nivel de ingreso per cápita, el tamaño del empleo público tiende a estancarse.

Segundo, no pudimos confirmar la hipótesis de búsqueda o apropiación de renta, ya que la variable *proxy* presenta el signo correcto, pero no es estadísticamente significativa, entre otras razones como consecuencia de la debilidad del indicador de nivel de corrupción como *proxy* de la búsqueda de rentas y porque esta hipótesis tiene mayor probabilidad

de contraste y verificación en estudios de corte subnacional, es decir, entre provincias o estados subnacionales. La alternativa de utilizar indicadores de desigualdad de ingresos como el coeficiente de Gini se ve limitada por la falta de datos para nuestro panel en algunos países y por la subjetividad de esos indicadores, que también es propia de algunos índices de percepción de corrupción.

Tercero, hallamos un efecto negativo y no significativo de la variable representativa del seguro frente a *shocks* externos. Este resultado podría deberse al cambio gradual de patrones de comercio entre los países durante el período examinado y a la menor exposición al riesgo de los términos del intercambio de los países en desarrollo y emergentes en virtud del empleo privado, o bien a que las actividades económicas afectadas por los *shocks* externos son menos intensivas relativamente en el factor trabajo que en otros, como el capital humano y la tecnología.

Por último, nuestros resultados econométricos indican una verificación de la hipótesis de la descentralización fiscal, corroborando el efecto significativo y positivo neto de la descentralización de la provisión de bienes y servicios públicos, como educación, salud o seguridad, sobre el empleo público por cada 1000 habitantes.

Algunas futuras líneas de investigación, que permitirían nuevos tests e investigaciones y darían mayor robustez a nuestras estimaciones, podrían ser, entre otras:

- 1) Efectuar estudios de panel más detallados a nivel subnacional para chequear la hipótesis de la apropiación de renta y desigualdad, para períodos más recientes que el abarcado por la literatura existente y en países latinoamericanos.

- 2) Agregar un componente dinámico en los modelos estimados, esto es, rezagos de la variable dependiente y de algunas independientes, que podrían tener potencial persistencia y efectos de rezago, como, por ejemplo, las asociadas a la ley de Wagner o al seguro contra *shocks* externos (ya que las otras no tienen tanta variación en el tiempo).
- 3) Fomentar estudios sobre diferentes niveles de gobierno, como, por ejemplo, municipal versus provincial.

Referencias bibliográficas

- Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. y Inchauste, G. (2006). «Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries». *European Journal of Political Economy*, 22, pp. 908-924.
- Alesina, A., Baquir, R. y Easterly, W. (1998). «Redistributive Public Employment». *NBER Working Papers*, 6746, pp. 1-20.
- Alesina, A., Danninger, S. y Rostagno, M. (1999). «Redistribution through Public Employment: The Case of Italy». *NBER Working Papers*, 7387, pp. 1-46.
- Aparicio, J. y Márquez, J. (2005). *Diagnóstico y especificación de modelos panel en Stata 8.0*. México: Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE), División de Estudios Políticos.
- Bayradkar, S., Demez, S. y Yapar, M. (2015). «Testing the Validity of Wagner's Law: 1998-2004, The Case of Turkey». En Seda Bayrakdar et al., *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195, pp. 493-500.
- Bayrak, M. y Esen, O. (2014). «Examining the Validity of Wagner's Law in the OECD Economies». *Research in Applied Economics*, 6, (3), pp. 1-16.
- Beck, N. y Katz, J. (1995). «What to Do (and not to Do) with Time-Series Cross-Section Data». *American Political Science Review*, 89(3), pp. 634-647.
- Brennan, G. y Buchanan, J. M. (1980). *The Power to Tax*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Bird, R. M. (1970). *The Growth of Government Spending in Canada*. Toronto: Canadian Tax Foundation.
- Chang, T. (2002). «An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques». *Applied Economics*, 34, pp. 1157-1169.
- Diamond, J. (1977). «Wagner's 'Law' and the Developing Countries». *The Developing Economies*, 15, (1), pp. 37-59.
- Frankel, J. y Romer, D. (junio 1999). «Does Trade Cause Growth». *The American Economic Review*, Vol. 89, N.º 3, pp. 379-433.

- Gimpelson, V., Treisman, D. y Monusova, G. (2000). «Public Employment and Redistributive Politics: Evidence from Russia's Regions». *IZA Discussion Papers*, 161, pp. 1-32.
- Gokmenoglu, K. y Alptekin, V. (2013). «Re-examination of Wagner's Law for OECD Countries». *Annals of the Constantin Brâncuși University of Târgu Jiu Economy Series*, 1/2013, pp. 28-37.
- Goffman, I. J. y Mahar, D. J. (1971). «The Growth of Public Expenditures in Selected Developing Nations: Six Caribbean Countries». *Public Finance*, 26, (1), pp. 57-74.
- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. Nueva York: Prentice-Hall.
- Gupta, S. P. (1967). «Public Expenditure and Economic Growth: A Time Series Analysis». *Public Finance*, 22, (2), pp. 423-461.
- Henrekson, M. (1993). «Wagner's Law. A Spurious Relationship». *Public Finance*, 48, (2), pp. 406-415.
- Kraay, A. y Van Rijckeghem, C. (1995). «Employment and Wages in the Public Sector. A Cross-Country Study». *IMF Working Papers*, 70/95, pp. 1-44.
- Magazzino, C., Giolli, L. y Mele, M. (2015). «Wagner's Law and Peacock and Wiseman's Displacement Effect in European Union Countries: A Panel Data Study». *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5, (3), pp. 812-819.
- Magazzino, C. (2012). «Wagner's Law and Augmented Wagner's Law in EU-27. A Time-Series Analysis on Stationarity, Cointegration and Causality». *International Journal of Economics and Financial Issues*, 89, pp. 205-220.
- Mann, A. J. (1980). «Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976». *National Tax Journal*, 33, (2), pp. 189-201.
- Marqués Sevillano, J. y Rosselló Villalonga, J. (2004). «Public Employment and Regional Redistribution in Spain». *Hacienda Pública Española*, 170, pp. 59-80.
- Martínez-Vázquez, J. y Yao, M. (2009). «Fiscal Decentralization and Public Sector Employment: A Cross-Country Analysis». *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 13/09, pp. 1-60.
- Mohammadi, H. y Ram, R. (2015). «Economic Development and Government Spending: An Exploration of Wagner's Hypothesis during Fifty Years of Growth in East Asia». *Economies*, 3, pp.150-160.

- Musgrave, R. A. (1969). *Fiscal Systems*. New Haven: Yale University Press.
- Oates, W. (1985). «Searching for Leviathan: An Empirical Study». *American Economic Review*, 1985, vol. 75, pp. 4, 748-57.
- Organización Internacional del Trabajo (2018). «World Employment Social Outlook», Trends. Recuperado de https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/-dcomm/---publ/documents/publication/wcms_615594.pdf [Fecha de consulta: 13/10/2020].
- Prais, G. J. y Winsten, C. B. (1954). Trend Estimates and Serial Correlation. *Cowles Commission Discussion Paper*, Stat. N.º 383. Chicago: University of Chicago.
- Rauf, A., Qayum, A. y Zaman, K. (2012). «Relationship between public expenditure and national income: an empirical investigation of Wagner's law in case of Pakistan». *Academic Research International*, Vol. 2, N.º 2, pp. 533-538.
- Rajaraman, I. y Saha, D. (2008). «An Empirical Approach to the Optimal Size of the Civil Service». *Public Administration and Development*, 28, (3), pp. 223-233.
- Ram, R. (1987). «Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from 'Real' Data for 115 Countries». *The Review of Economics and Statistics*, 69, (2), pp. 194-204.
- Rama, M. (1997). *Efficient Public Sector Downsizing*. Washington D.C.: World Bank.
- Rodrik, D. (1997). «What Drives Public Employment?». *NBER Working Papers*, 6141, 1-27.
- Schiavo-Campo, S., De Tommaso, G. y Mukherjee, A. (1997). «An International Statistical Survey of Government Employment and Wages». *Policy Research Working Papers*, 1806, pp. 1-83.
- Wagner, A. (1967). «Three Extracts on Public Finance». En Richard Musgrave y Alan Peacock (eds.). *Classics in the Theory of Public Finance*. Londres: Macmillan.
- Woolridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge (MA): MIT Press.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. México: Cengage Learning Editores.

Anexo

Cuadro 1. Hipótesis, variables y efectos esperados

Hipótesis	Variable	Signo esperado
Ley de Wagner: A mayor desarrollo económico, ingresos, consumo y esperanza de vida, mayor empleo público.	PBI per cápita	+
	PBI per cápita al cuadrado	-
	IDH	+
	OCDE	-
Búsqueda o apropiación de renta: Un aumento en los niveles de corrupción (menor índice de percepción de este fenómeno) puede impulsar al Estado a generar empleo público, actuando de manera clientelar.	Percepción de corrupción	-
Seguro económico: A mayor apertura externa, mayor riesgo de <i>shocks</i> y, consecuentemente, mayor empleo público.	Apertura comercial	+/-
	Tasa de empleo privado	-
Descentralización fiscal: A mayor grado de descentralización fiscal, mayor empleo público.	Descentralización fiscal	+
	Recaudación fiscal	+

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2. Estadística descriptiva según variables del modelo

Variable	Observaciones	Media aritmética	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
ep	1380	83,10	48,50	9,91	321,18
lnpibpc	1380	9,63	0,81	7,26	11,23
lnpibpc2	1380	93,36	15,25	52,74	126,20
corrup	1103	47,23	21,44	15,00	100,00
idh	1380	0,78	0,10	0,46	0,95
ACDE	1318	329,32	339,84	2,07	2602,69
df	823	0,32	0,16	0,03	0,77
emp_priv	1380	56,00	7,57	36,75	76,82
recauda	1192	28,80	9,51	8,37	51,02

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 3. Matriz de correlaciones entre variables del modelo

	ep	lnpibpc	lnpibpc2	corrup	idh	ACDE	Df	emp_priv	recauda	ocde
ep	1,00									
lnpibpc	0,28	1,00								
lnpibpc2	0,27	1,00	1,00							
corrup	0,02	0,35	0,35	1,00						
idh	0,37	0,94	0,94	0,33	1,00					
ACDE	-0,15	-0,25	-0,24	-0,03	-0,27	1,00				
df	0,24	0,34	0,35	0,17	0,31	-0,19	1,00			
emp_priv	0,06	0,08	0,10	-0,02	0,11	0,18	0,24	1,00		
recauda	0,44	0,35	0,35	0,12	0,38	-0,24	-0,21	-0,40	1,00	
OCDE	0,13	0,67	0,67	0,30	0,73	-0,23	0,16	-0,03	0,35	1,00

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4. Tabla de resultados

Variables	MCO	Residuos MCO	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Prais-Winsten	Prais-Winsten OCDE	Prais-Winsten No OCDE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Inpibpc	271,449*** (55,278)	0,000 (55,278)	22,098 (20,952)	18,158 (21,372)	154,064* (60,436)	-95,0451 (84,205)	-335,909* (156,156)
Inpibpc2	-17,175*** (2,855)	0,000 (2,855)	-1,832 (1,064)	-1,721 (1,086)	-10,6403*** (3,122)	3,04946 (4,209)	15,558 (8,626)
corrup	-0,158* (0,067)	0,000 (0,067)	-0,153*** (0,032)	-0,143*** (0,032)	-0,071182 (0,069)	-0,006344 (0,049)	-0,598378* (0,249)
idh	577,248*** (52,567)	0,000 (52,567)	105,877*** (34,274)	128,797*** (34,607)	531,691*** (56,796)	219,138*** (61,762)	845,615*** (100,587)
ACDE	0,005 (0,004)	0,000 (0,004)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	0,005171 (0,004)	-0,001464 (0,003)	0,00786 (0,010)
df	107,652*** (9,707)	0,000 (9,707)	-25,351** (8,578)	-19,075* (8,580)	93,3567*** (10,319)	81,885*** (10,024)	117,494*** (22,133)
emp_priv	1,522*** (0,242)	0,000 (0,242)	1,029*** (0,178)	0,994*** (0,179)	1,05005*** (0,225)	1,49815*** (0,277)	1,45472** (0,492)
recauda	3,105*** (0,192)	0,000 (0,192)	0,187 (0,167)	0,362* (0,166)	2,57613*** (0,202)	2,50734*** (0,148)	3,23198*** (0,786)
ocde	-31,621*** (4,493)	0,000 (4,493)	(omitida)	10,819 (12,152)	-33,2962*** (7,221)	2,50734*** (0,148)	
Inpoblacion	0,0000028*** (168829,5)						

Intercepto	-1557,921*** (268,836)	0,000 (268,836)	-77,003	-86,325 -102,606	-957,165** (303,543)	369,883 (427,891)	1070,44 (696,505)
R2	0,503		0,0205	0,098	0,604	0,765	0,564
N.º de observaciones	630	630	630	630	630	440	190

Fuente: Elaboración propia - * p<.05; ** p<.01; *** p<.00

Cuadro 5. Test de Hausman

Coeficientes				
	(b) fijos	(B) alea	(b-B) difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lnpibpc	22,09786	18,15777	3,940092	
lnpibpc2	-1,832332	-1,721417	-0,1109148	
corrup	-0,1531807	-0,1431888	-0,0099919	
idh	105,8769	128,7973	-22,92037	
ACDE	-0,0006213	-0,0007813	0,0001601	
df	-25,35127	-19,07474	-6,276526	
emp_priv	1,029039	0,9938781	0,0351611	
recauda	0,1866811	0,3622158	-0,1755347	0,0082387

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi}^2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 348,58$$

$$\text{Prob}>\text{chi}^2 = 0,0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 6. Prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios (Breusch y Pagan)

$ep[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$		
Estimated results:	Var	sd = sqrt(Var)
ep	2395,427	48,9431
ep	60,43913	7,774661
u	1370,128	37,01524
Test: Var(u) = 0		
chibar2(01) =	2550,3	
Prob > chibar2 =	0,0000	

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 7. Prueba Wooldridge para autocorrelación (efectos fijos y efectos aleatorios)

HO: no first-order autocorrelation
F(1, 42) = 246,401
Prob > F = 0,0000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 8. Prueba de Wald para heterocedasticidad (efectos fijos)

H0: $\sigma^2(i) = \sigma^2$ for all i

chi2 (44) = 37545,37

Prob>chi2 = 0,0000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 9. Prueba de heterocedasticidad (efectos aleatorios)

Levene W0 =	13,787321	df(43, 586)	Pr > F = 0,00000000
-------------	-----------	-------------	---------------------

Brow W50 =	6,5157009	df(43, 586)	Pr > F = 0,00000000
------------	-----------	-------------	---------------------

Forsythe W10 =	12,018713	df(43, 586)	Pr > F = 0,00000000
----------------	-----------	-------------	---------------------

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 10. Test de restricciones sobreidentificadas

Test of overidentifying restrictions: fixed vs random effects

Cross-section time-series model: xtreg re robust cluster(id)

Sargan-Hansen statistic 71,160 Chi-sq(8) P-value = 0,0000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 11. Test de endogeneidad de Wooldridge

$F(1, 620) = 19,71$

Prob > F = 0,0000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 12. Contrastes de hipótesis

Hipótesis	Variable	Signo esperado	Aceptación o rechazo de hipótesis
Ley de Wagner: A mayor desarrollo económico, ingresos, consumo y esperanza de vida, mayor empleo público.	PBI per cápita	+	Aceptada
	PBI per cápita al cuadrado	-	
	IDH	+	
	OCDE	-	
Búsqueda o apropiación de renta: Un aumento en los niveles de corrupción (menor índice de percepción de este fenómeno) puede impulsar al Estado a generar empleo público, actuando de manera clientelar.	Percepción de corrupción	-	Rechazada por no resultar significativa estadísticamente
Seguro económico: A mayor apertura externa mayor riesgo de <i>shocks</i> y, consecuentemente, mayor empleo público.	Apertura comercial	+/-	Aceptada, con signo negativo
	Tasa de empleo privado	-	
Descentralización fiscal: A mayor grado de descentralización fiscal, mayor empleo público.	Descentralización fiscal	+	Aceptada
	Recaudación fiscal	+	

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 13. Países que forman parte de la muestra

Alemania	Croacia	Honduras	Paraguay
Argentina	Dinamarca	Hungría	Perú
Armenia	Ecuador	India	Polonia
Australia	Egipto	Irlanda	Portugal
Austria	Eslovaquia	Israel	Reino Unido
Bélgica	Eslovenia	Italia	República Dominicana
Bielorrusia	España	Japón	Rumania
Bolivia	Estados Unidos de América	Letonia	Sudáfrica
Botsuana	Estonia	Lituania	Suecia
Brasil	Federación de Rusia	Malasia	Suiza
Bulgaria	Finlandia	México	Tailandia
Canadá	Francia	Noruega	Turquía
Chile	Georgia	Nueva Zelanda	Ucrania
Colombia	Grecia	Países Bajos	Uruguay
Costa Rica	Guatemala	Panamá	Vietnam

CUINAP | Argentina, Cuadernos del INAP

Año 1 - N.º 44 - 2020

Instituto Nacional de la Administración Pública

Av. Roque Sáenz Peña 511, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina

C. P.: C1035AAA - Tel.: 4343-9001

Correo electrónico: cuinap@jefatura.gob.ar

ISSN 2683-9644

Editor responsable

Alejandro M. Estévez

Idea original

Carlos Desbouts

Edición y corrección

Patricia Iacovone

Arte de tapa

Roxana Pierri

Federico Cannone

Diseño y diagramación

Roxana Pierri

Las ideas y planteamientos contenidos en la presente edición son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no comprometen la posición oficial del INAP.

INAP no asume responsabilidad por la continuidad o exactitud de los URL de páginas web externas o de terceros referidas en esta publicación y no garantiza que el contenido de esas páginas web sea, o continúe siendo, exacta o apropiada.

Los Cuadernos del INAP y su contenido se brindan bajo una Licencia Creative Commons Atribución-No Comercial 2.5 Argentina. Es posible copiar, comunicar y distribuir públicamente su contenido siempre que se cite a los autores individuales y el nombre de esta publicación, así como la institución editorial.

El contenido de los Cuadernos del INAP no puede utilizarse con fines comerciales.

Esta publicación se encuentra disponible en forma libre y gratuita en: publicaciones.inap.gob.ar

Noviembre 2020

Secretaría de
Gestión y Empleo Público



Jefatura de
Gabinete de Ministros
Argentina