

“Trabajo presentado en el VI Congreso Uruguayo de Ciencia Política,  
Montevideo, 10-12 de julio de 2019”.

**Determinantes del empleo público en las provincias argentinas.**

**Un análisis de su evolución reciente (2004-2016) (\*)**

**Leonardo Grottola**

[lgrottola@modernizacion.gob.ar](mailto:lgrottola@modernizacion.gob.ar)

Instituto Nacional de la Administración Pública (INAP)  
Universidad de Buenos Aires (UBA)

**Jorge Zappino**

[jzappino@modernizacion.gob.ar](mailto:jzappino@modernizacion.gob.ar)

Instituto Nacional de la Administración Pública (INAP)

(\*)Agradecemos muy especialmente al Lic. Stefano Beltrame por su contribución al diseño de la estrategia metodológica, fundamentalmente en lo que respecta a la especificación final del modelo econométrico.

## **Introducción**

El presente trabajo pretende indagar en los determinantes del empleo público a nivel provincial en Argentina. Más precisamente, buscamos establecer cuáles son las razones que contribuyeron para que se registrara una mayor o menor incidencia del empleo público en la fuerza de trabajo de las provincias argentinas a lo largo del período 2004-2016. Ponemos el foco en posibles determinantes tales como: el grado de desarrollo económico, la disponibilidad de “ingresos rentísticos”, el “seguro económico” y el “ciclo electoral”.

En lo que respecta al nivel de desarrollo, por un lado, la “ley de Wagner” postula que los países más ricos tienden a exhibir un mayor tamaño del Estado. Esta relación positiva se funda en que la creciente sofisticación de la demanda de servicios públicos, por parte de una ciudadanía que incrementa su nivel de ingresos, trae aparejado un aumento del empleo público. Por el contrario, la hipótesis “redistributiva” plantea que, a mayores niveles de desigualdad y pobreza dentro de una región o país, el nivel de empleo público tiende a crecer. En efecto, allí donde el sector privado no puede generar suficientes puestos de trabajo, es el Estado el que lo reemplaza, adoptando un rol subsidiario.

A los fines de la investigación, consideramos “ingresos rentísticos” a aquellos recursos provinciales obtenidos sin gran esfuerzo recaudatorio, tales como transferencias nacionales y regalías derivadas de la explotación de recursos naturales. La teoría rentista tradicional plantea que la disponibilidad de este tipo de recursos genera incentivos para la ampliación del empleo público con fines clientelares. No obstante, esta aseveración resulta cuestionada, por lo menos en lo que respecta a la renta petrolera, por quienes entienden que el aumento de la recaudación correspondiente a regalías, vinculado al incremento de la producción de hidrocarburos, suele estar asociado a un alza del empleo en el sector que reduce las presiones para contratar empleados públicos adicionales.

En cuanto al “seguro económico”, esta hipótesis surgió para referirse al presunto rol compensatorio que cumpliría el empleo público ante las vulnerabilidades derivadas de shocks externos negativos en economías con una elevada exposición a las fluctuaciones del comercio internacional. Al tratarse de un estudio a nivel provincial, corresponde

reformular la idea del “seguro económico” para adaptarla a nuestro propósito de una comparación al interior de un país. En este contexto, consideramos que el empleo público provincial puede representar un factor de amortiguación ante la caída de la demanda laboral por parte del sector privado.

Por último, quienes sugieren una vinculación entre ciclo electoral y empleo público entienden que es dable esperar una tendencia al incremento del empleo público en la etapa previa a las elecciones en virtud de la expectativa de los políticos oficialistas de incrementar sus chaces electorales a través de mecanismos clientelistas.

Nos proponemos indagar en la incidencia relativa de las variables mencionadas como factores explicativos de las variaciones en el empleo público entre provincias y en el tiempo a través de la construcción de modelos de regresión con datos de panel.

### **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 algo vagamente por el economista alemán Adolph Wagner hacia el final del siglo XIX, esta proposición 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: 8).

Con base en esta definición, se intentó 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:

Wagner identificó tres factores que causarían un mayor crecimiento de la actividad estatal respecto de otros sectores de la economía. En primer lugar, el 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: 37).

El interés de la literatura sobre finanzas públicas se ha centrado fundamentalmente en el estudio de la dimensión del gasto público y su relación con el grado de desarrollo económico<sup>1</sup>. Más específicamente, Musgrave (1969) propuso una formulación de la “ley de Wagner” que la entiende 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 trabajos basados en el análisis de series de tiempo -entre los más destacados, puede mencionarse a Bird (1970), Goffman y Mahar (1971), Gupta (1967), Mann (1980), Musgrave (1969)- corroboraron la tendencia al crecimiento de la incidencia del gasto público en el producto total, a medida que la economía se desarrolla.

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. A los efectos de analizar su validez en países en vías de desarrollo, dadas las mayores dificultades para acceder a información referida a períodos de tiempo lo suficientemente prolongados, se recurrió a estudios de sección cruzada, como el llevado a cabo por Diamond (1977). Este trabajo, que compara 41 países en desarrollo a partir de datos correspondientes a la década del '60, no encuentra evidencia favorable a la ley, salvo en el caso africano.

Luego, 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 que se analiza a 115 países durante el período 1960-1980. Los resultados de la investigación no resultan concluyentes. De hecho, es posible hallar

---

<sup>1</sup> Una hipótesis alternativa a “ley de Wagner” sobre el devenir del tamaño del Estado en términos de la magnitud del gasto público es la del “efecto desplazamiento”, esbozada por Peacock y Wiseman (1961). Según esta teoría, el comportamiento histórico del nivel de gasto público seguiría un patrón ascendente de saltos discontinuos, gestados a partir de eventos de agitación social especialmente traumáticos como, por ejemplo, guerras (Henrekson, 1990).

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 otra 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 carácter espurio, por haber sido realizadas con variables no estacionarias, que no se encuentran cointegradas. A su vez, llevó a cabo un estudio referido a 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 unitaria 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 encuentra 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” a partir de diseños metodológicos similares al propuesto por este autor o que elaboran sobre esta base. Dichas investigaciones pueden ser clasificadas de acuerdo a dos criterios, si estudian casos nacionales o subnacionales y si los resultados corroboran o rechazan la hipótesis wagneriana. A continuación, mencionamos las características definitorias de los estudios de países que encuentran evidencia favorable a la ley.

En el caso de Chang (2002), se analizan los casos de Corea del Sur, Estados Unidos, Japón, Reino Unido, Tailandia y Taiwán durante 1951-1996 y verifica la vigencia de la relación en todos los casos, salvo Tailandia. A su vez, Akitoby Clements, Gupta e Inchauste (2006) estudian 51 países “en desarrollo” durante 1970-2002 y hallan evidencia favorable en la mayoría de los casos. Por su parte, Gokmenoglu y Alptekin (2013) construyen un panel de 16 países desarrollados pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) para el período 1995-2010 y obtienen también un resultado que avala la hipótesis. En cuanto a Bayrak y Esen (2014),

se trata de una investigación sobre un panel de 27 países de la OCDE durante 1995-2012 que nuevamente corrobora la existencia de una relación entre gasto público y crecimiento económico.

En lo que respecta a Magazzino, Gioli y Mele (2015), los autores estudian un panel de países de la Unión Europea durante 1980-2013. Este trabajo puede ser destacado porque, además de encontrar nueva evidencia que avala la existencia de una relación de largo plazo entre gasto y producto, discute el sentido de la causalidad entre las variables mediante la prueba de Granger, a los efectos de determinar si prevalece la visión de Wagner -el crecimiento causa el incremento del gasto- o de Keynes -el alza del gasto estimula el crecimiento-. Si bien los resultados varían de acuerdo al país, tiende a prevalecer la hipótesis wagneriana.

En contraposición a los hallazgos que acabamos de reseñar, Mohammadi y Ram (2015), en un estudio de 6 países del este asiático -Corea del Sur, Japón, Filipinas, Malasia, Singapur y Tailandia- no encuentran evidencia favorable a la “ley de Wagner”, salvo indicios no concluyentes en el caso de Japón y, tal vez, Corea del Sur. Por último, resta referirse a investigaciones en el ámbito subnacional. En este sentido, podemos resaltar el trabajo de Jaen García (2011), quien analiza un panel de comunidades autónomas españolas durante el período 1984-2003 mediante pruebas de cointegración y de causalidad (Granger). En este caso, la evidencia resulta favorable a los postulados de la “ley de Wagner”.

Una vez concluida esta digresión sobre el estudio de la relación entre gasto público y desarrollo, nos centraremos a continuación 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 centradas en el estudio del empleo público, en tanto que 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 ya sea en relación a la población o al empleo total-.

Entre los trabajos pioneros en este sentido podemos señalar el de Kraay y Van Rijkeghem (1995), quienes recurren al análisis de regresión con datos de panel -

integrado por 34 países en desarrollo y 21 países de la OCDE durante 1972-1992- con el empleo público cada 1000 habitantes como variable dependiente. Además de someter a prueba la “ley de Wagner” -se valen del PBI per cápita en dólares de 1985 como indicador del nivel de desarrollo-, los autores analizan el posible rol del Estado como “empleador de última instancia” -para ello recurren a variables tales como la proporción de empleo privado en relación a la población y el porcentaje de matriculación en la escuela secundaria-. Se parte de suponer, por un lado, que un mercado de trabajo privado dinámico contribuye a relajar las “presiones para contrataciones contracíclicas” y, por el otro, que aquellos trabajadores relativamente calificados no absorbidos por el sector privado reclamarán ser empleados por el Estado. Cabe señalar que 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 que propondremos luego.

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<sup>2</sup> 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 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 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, especialmente en el caso de los países de la OCDE.

A partir de una estrategia metodológica diferente -análisis de regresión de sección cruzada, con datos de 105 países a principios de los '90-, Schiavo-Campo, De Tommaso

---

<sup>2</sup> Se estima que el crecimiento de las ciudades impulsa tanto la demanda de infraestructura y servicios públicos y como la presunta tendencia al crecimiento inherente a las organizaciones burocráticas.

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 dicha investigación, se recurre al análisis de regresión con datos de panel, con una observación para cada década (70’, 80’ y 90’) 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 el PBI per cápita y empleo público como porcentaje de la PEA se cumple para bajos niveles de desarrollo económico. De hecho, en lo que consiste 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 14000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo 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 desbalanceado que abarca 111 países para los años 1985, 1990, 1995, 2000 y 2005, que analizan a partir de un enfoque de mínimos cuadrados en dos etapas y del método generalizado de momentos. Encuentran que se verifica una relación positiva y significativa entre producto bruto 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 27000 dólares per cápita a precios de paridad de poder adquisitivo 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.

### **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.

A fin de someter a prueba su hipótesis, Rodrik (1997) recurre al análisis de regresión de sección cruzada -comprende a entre 44 y 118 países según la variable y los datos corresponden a la década del '80- a partir de un modelo que utiliza alternativamente al 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-. A fin de evitar problemas de endogeneidad, Rodrik (1997) 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-. Las restantes variables independientes incluidas en el modelo son el ingreso per cápita, la tasa de urbanización -ambas en logaritmo- y *dummies* regionales.

En virtud de su investigación, Rodrik (1997) encuentra respaldo empírico para su hipótesis del “seguro económico”. En efecto, del análisis realizado 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) previamente reseñado y también por Martínez Vázquez y Yao (2009).

Hasta el momento nos hemos referido a aquellos estudios que analizan los determinantes del empleo público nacional. No obstante, la literatura especializada ha desarrollado hipótesis sobre la problemática del empleo a nivel subnacional. Seguidamente, nos centramos en el abordaje de esta cuestión.

### **El empleo público como mecanismo de redistribución del ingreso**

Alesina, Baquir e Easterly (1998) proponen una nueva mirada respecto del rol del empleo público, centrada -como adelantamos- en el plano subnacional. De hecho, el análisis de los autores se focaliza en la potencial utilización del empleo público como mecanismo de redistribución del ingreso hacia los grupos sociales más desaventajados -aquejados por la pobreza, el desempleo, los bajos ingresos o víctimas de la discriminación racial-. Entonces, de acuerdo con esta hipótesis, el empleo público tenderá a ser mayor en aquellas regiones de un país en que la desigualdad en la distribución del ingreso, la desocupación, la pobreza y la fragmentación étnica sean más elevadas.

En efecto, allí donde el sector privado no puede generar suficientes puestos de trabajo, es reemplazado por el Estado, que adopta un rol subsidiario. Concretamente, se postula

que el empleo público es utilizado como elemento de compensación dirigido hacia los sectores más desfavorecidos de la sociedad. De hecho, de acuerdo con esta visión, la creación de empleo público resulta un mecanismo de redistribución del ingreso políticamente más viable y eficaz que las transferencias directas. Por lo tanto, esta hipótesis resulta, en principio, contrapuesta a la “ley de Wagner” en el ámbito subnacional, dado que provincias y ciudades menos desarrolladas, por ende, más propensas a albergar estratos sociales vulnerables, podrían llegar a exhibir un mayor nivel de empleo público.

A fin de contrastar esta conjetura en el plano subnacional -más específicamente, municipal- de Estados Unidos, los autores recurren al análisis de regresión de sección cruzada con datos de ciudades estadounidenses de más de 25000 habitantes en 1991. Los autores se valen, alternativamente, del empleo público municipal cada 1000 habitantes y cada 1000 habitantes en edad de trabajar como indicadores del tamaño del empleo público municipal. Entre los factores determinantes consideran a la distribución del ingreso -utilizan los siguientes indicadores: coeficiente de Gini, razón entre el ingreso familiar promedio y mediano, porcentaje de hogares y de individuos por debajo de la línea de pobreza-, la fragmentación étnica, la desocupación, la tasa de dependencia -población de 65 años o más-<sup>3</sup>, la población, el capital humano -población de 25 años o más con título universitario o superior- y el ingreso per cápita (Alesina, Baquir e Easterly, 1998).

Entre los principales hallazgos de la investigación se destaca la evidencia favorable a la “hipótesis redistributiva” a nivel subnacional. En efecto, se observa que el empleo público municipal es mayor en aquellos distritos más desiguales en términos de distribución del ingreso y más fragmentados étnicamente. También se aprecia el crecimiento del empleo público asociado a la gran demanda de servicios de salud y bienestar por parte de una extendida población de adultos mayores. En lo que respecta la vigencia de la “ley de Wagner” a nivel subnacional, no se registra asociación alguna entre empleo público municipal e ingreso per cápita (Alesina, Baquir e Easterly, 1998).

---

<sup>3</sup> Se supone que la población anciana demanda más servicios vinculados a la salud y el cuidado, por ende, una mayor prevalencia de este segmento poblacional estaría directamente asociada a una expansión del aparato del Estado, fundamentalmente ligada a la de aquellas áreas encargadas de la prestación de tales servicios.

Otro trabajo liderado por Alesina pero, en este caso, referido al caso de Italia, busca someter a prueba nuevamente la “hipótesis redistributiva” recurriendo a una metodología diferente. En esta oportunidad, a partir de datos de sección cruzada de las provincias italianas durante 1993-1995, los autores estiman la magnitud de la transferencia de ingresos hacia el sur de Italia, la región relativamente menos desarrollada del país, a través del empleo público. Se observa que aproximadamente la mitad del gasto público salarial en el sur italiano puede ser considerado un “subsidio”, conformado por una cantidad de empleados públicos “excesiva” respecto de la “dotación óptima” estimada y por un nivel salarial superior al teóricamente previsto. Por lo tanto, estos hallazgos constituyen evidencia empírica adicional en favor de la “hipótesis redistributiva” en el ámbito subnacional (Alesina, Danninger & Rostagno, 1999).

### **Redistribución del ingreso y “seguro económico” a nivel subnacional**

A los efectos de profundizar nuestro análisis de la literatura abocada a estudios a nivel subnacional, resulta sumamente provechoso reseñar la investigación llevada a cabo por Gimpelson, Treisman y Monusova (2000) sobre determinantes del empleo público en las regiones rusas durante la década del '90. Este trabajo somete a contrastación empírica diversas hipótesis sobre el tamaño del empleo público. En algunos casos constituyen pruebas adicionales sobre dimensiones ya exploradas y, en otros, se trata del desarrollo de nuevas conjeturas sobre la cuestión. El estudio analiza un panel de 78 regiones rusas durante 1993-1998. Se utiliza como variable dependiente al empleo en la administración pública y otros sectores predominantemente estatales -salud y educación, cultura, arte y ciencia- como porcentaje del empleo total regional, sin distinguir entre empleados del gobierno nacional y regional.

En primer lugar, nos referimos a aquellos aspectos ya abordados anteriormente como la “hipótesis redistributiva” y la “ley de Wagner”. En este sentido, los autores hallan cierta evidencia favorable sobre la utilización del empleo público regional como herramienta de redistribución del ingreso en favor de minorías étnicas, dado que este tiende a ser mayor donde estas se asientan. A su vez, el trabajo parece confirmar que la “ley de

Wagner” no rige a nivel subnacional, en esta oportunidad a partir de los datos correspondientes al caso ruso<sup>4</sup>.

Seguidamente, nos referimos a las nuevas conjeturas introducidas por este trabajo que lo vuelven de especial interés. En primera instancia, cabe mencionar la reformulación de la hipótesis del “seguro económico” para estudios a nivel subnacional que, como ya advertimos, resulta en buena medida asimilable al análisis del rol del Estado como “empleador de última instancia” llevado a cabo por Kraay y Van Rijckeghem (1995).

En efecto, de acuerdo con esta visión, el empleo público subnacional puede representar un factor de amortiguación ante la caída de la demanda laboral por parte del sector privado, ya sea por un evento recesivo generalizado a nivel nacional o debido a particularidades regionales específicas. Por lo tanto, en este caso, se busca determinar si la fluctuación coyuntural de la actividad económica regional, puntualmente la situación del mercado de trabajo en el sector privado, trae aparejados cambios en las dotaciones de empleados públicos, teniendo en cuenta su posible rol en la mitigación de las crisis laborales. En el caso de las regiones rusas, Gimpelson, Treisman y Monusova (2000) encuentran que el nivel del empleo público regional se incrementa cuando el desempleo es mayor, por lo que se presume que los gobernadores lo utilizan con fines compensatorios ante la debilidad del mercado de trabajo privado<sup>5</sup>.

En otro orden de cosas, los autores se encuentran entre quienes sugieren una vinculación entre el “ciclo electoral” y el tamaño de las dotaciones públicas. De acuerdo con esta mirada, es dable esperar una tendencia al incremento del empleo público en la etapa previa a las elecciones, en virtud de la expectativa de los políticos oficialistas de incrementar sus chaces electorales a través de mecanismos clientelistas. Una vez transcurrida la elección, se evidenciaría la tendencia contraria, ya sea producto de una

---

<sup>4</sup> Entre los antecedentes de análisis de la relación entre grado de desarrollo y tamaño del empleo público podemos mencionar también los trabajos de Marqués Sevillano y Rosselló Villalonga (2004) -sobre las comunidades autónomas españolas en la década del '90- y Rajaraman y Saha (2008) -referido a 21 estados de la India en 2001-2002-. En el caso español se observa que tanto el gobierno central como los gobiernos regionales tienden a ver incrementada su plantilla en aquellas regiones donde el producto per cápita es menor. En cambio, en la India no se registra una relación significativa entre tamaño del empleo público y producto bruto estadual per cápita.

<sup>5</sup> Marqués Sevillano y Rosselló Villalonga (2004) encuentran que el gobierno central español destinaría una mayor cantidad de empleados a aquellas regiones donde se registra un desempleo más elevado.

mayor conciencia de las restricciones fiscales, o bien, de producirse la derrota del oficialismo, por el despido de partidarios del oponente. En este sentido, Gimpelson, Treisman y Monusova (2000) aportan cierta evidencia que corroboraría el impacto del “ciclo electoral” en el empleo público en Rusia, ya que este tiende a crecer antes de una elección a gobernador y a reducirse luego.

Otro aspecto sumamente relevante introducido por los autores tiene que ver con el posible rol de las transferencias del gobierno central como factor de relajación de la restricción presupuestaria de los gobiernos subnacionales. En efecto, se prevé que la disponibilidad de estos fondos redunde en una expansión de las dotaciones públicas provinciales. En lo que respecta a esta cuestión, la investigación sobre las regiones rusas evidenciaría que, efectivamente, el mayor acceso a transferencias y préstamos nacionales por parte de los gobernadores incrementa su disposición a contratar empleados adicionales (Gimpelson, Treisman y Monusova, 2000). Abundaremos extensivamente sobre este punto a continuación, al vincularlo explícitamente con la hipótesis del “Estado rentista”.

### **“Estado rentista” y empleo público subnacional**

A partir de la caracterización como “Estados rentistas” de aquellas entidades estatales en que predomina como fuente de ingresos la percepción de rentas derivadas de la explotación de recursos naturales (Beaulieu, 2008), surge una profusa literatura que estudia las consecuencias sociales, políticas y económicas de este tipo de configuración estatal.

Si bien tradicionalmente había sido considerada una circunstancia favorable para el desarrollo de las naciones, aproximadamente a partir de la década del '80, la abundancia de recursos naturales adquiere una connotación negativa, en principio, ligada a la dimensión económica. En efecto, en este período surge la hipótesis de la “maldición de los recursos naturales”, que asocia su disponibilidad con el estancamiento y el deterioro de las perspectivas de desarrollo, puntualmente a través del fenómeno de la “enfermedad holandesa” (Corden y Neary, 1982; Corden, 1984; Sachs y Warner, 1999 y Sachs y Warner, 2001). Esta fue caracterizada como el proceso en el que «...tanto la abundancia de recursos naturales como los episodios de repentina prosperidad derivados

de incrementos de productividad o precios detraen recursos de sectores económicos con externalidades positivas para el crecimiento, tales como la industria manufacturera con viabilidad exportadora (Patrucchi y Grottola, 2011: 101)».

Además de la cuestión económica, otras variantes de la literatura sobre el “Estado rentista” ponen el foco en sus posibles efectos políticos perjudiciales, tales como el ascenso o consolidación de regímenes autoritarios y el estallido o agudización de guerras civiles. Esta discusión es reseñada por Rosser (2006) quien advierte que, si bien considerable, la evidencia sobre el efecto negativo de la abundancia de recursos naturales dista de ser concluyente. De hecho, los resultados varían, entre otras cosas, según qué indicador se emplee para medirla. Hay básicamente tres tipos de indicadores alternativos, aquellos ligados al peso de los recursos naturales en el comercio exterior -participación de la exportación de recursos naturales en el PBI o en el total de exportaciones-, a su nivel de producción -o reservas- y a su impacto fiscal -participación de las rentas en la recaudación total del Estado-. Además, existen divergencias en torno a qué recursos naturales considerar. Mientras algunos estudios ponen el foco en determinados *commodities* -petróleo, minerales, recursos forestales, productos agropecuarios- otros proponen tener en cuenta la abundancia del factor tierra o el tamaño del sector primario en general. A su vez, en lo que respecta específicamente a los *commodities*, la discusión se centra en si corresponde tener en cuenta o no a los productos agropecuarios (Patrucchi y Grottola, 2011).

Por otra parte, la falta de acuerdo sobre la plausibilidad de la hipótesis del “Estado rentista” se vincula también con los elevados niveles de desarrollo alcanzados por ciertos países indudablemente favorecidos por la dotación de recursos naturales. En el caso de la renta petrolera, suele citarse el caso de Noruega que, a través de la constitución de un fondo de estabilización financiado por las regalías, habría alcanzado una administración virtuosa de la abundancia. El éxito de algunos países lleva a preguntarse por sus razones y desplaza el núcleo de la indagación hacia las mediaciones políticas e institucionales que hacen de los recursos naturales una bendición o una maldición (Rosser, 2006).

La presunción acerca del carácter potencialmente perjudicial de las rentas derivadas de la explotación de recursos naturales tiene que ver con su carácter de ingresos “no

ganados”, es decir, obtenidos sin esfuerzo recaudatorio. En efecto, los “Estados rentistas” no requieren de un gran desarrollo de sus capacidades fiscales, su política de finanzas públicas se centra en las decisiones de gasto. En consecuencia, al no depender del aporte de sus ciudadanos para extraer recursos y financiarse, el Estado se autonomiza de la sociedad y se deteriora el proceso de rendición de cuentas. Más específicamente, se suele identificar como “ingresos rentísticos” a las regalías y a los tributos a la exportación de *commodities*.

A partir de la caracterización habitual, Gervasoni (2011) propone extender la lógica explicativa sobre los “Estados rentísticos” más allá de los recursos naturales. En efecto, de acuerdo con la clasificación esbozada por este autor, los ingresos provenientes de la explotación de dichos recursos constituirían una variante de una categoría más amplia, las “rentas fiscales”, que define como «...ingresos estatales procedentes de una fuente externa, que no dependen de la tributación general de la economía local y que no son necesariamente proporcionales al tamaño de esta» (Gervasoni, 2011: 583). Por lo tanto, en el plano subnacional, esta definición incluye también a las transferencias nacionales percibidas por las provincias.

A los fines de la indagación propuesta, nos interesa explorar el impacto de la disponibilidad de rentas en el tamaño de las dotaciones estatales, en tanto que dimensión del “efecto del gasto” identificado por Ross (2001). Como ya señalamos, aunque sin vincularlo explícitamente con el concepto de “rentas” desarrollado aquí, Gimpelson, Treisman y Monusova (2000) analizan los posibles vínculos entre el acceso a transferencias nacionales por parte de los gobiernos regionales rusos y la expansión del empleo público.

Por último, resta referirse al aporte de González (2018), que retoma la discusión sobre las razones para el éxito o el fracaso de los países con una dotación favorable de recursos naturales -se refiere puntualmente al caso del petróleo- y busca analizar en qué condiciones el incremento de la renta hidrocarburiífera deriva en una expansión del gasto clientelista y, cuando, por el contrario, es invertido en gastos de capital para la mejora de la infraestructura y los servicios públicos.



A nuestro modo de ver, el aspecto más interesante de lo planteado por González (2018) tiene que ver con que, en contraposición a la teoría rentista convencional, el incremento del gasto público con fines clientelares -con su correlato en el empleo público- estaría asociado a la reducción de los ingresos derivados de la explotación petrolera, ligada a la destrucción de puestos de trabajo en el sector, y no a su auge. En efecto, los procesos de expansión del gasto apuntarían a objetivos compensatorios, de contención social, vinculados a la hipótesis del “seguro económico” y el rol del Estado como “empleador de última instancia”. Por el contrario, el alza en la recaudación de regalías petroleras -si se produce en un contexto de creación de puestos de trabajo en el sector- tenderá a destinarse a un crecimiento virtuoso del gasto de capital, destinado a mejoras en la infraestructura y los servicios públicos.

### **Bases conceptuales para un análisis del caso argentino a nivel provincial**

Una vez discutidas las principales hipótesis sobre determinantes del empleo público elaboradas en el marco de la literatura especializada en “finanzas públicas”, nos proponemos precisar la naturaleza específica de los principales conceptos involucrados, de modo de sentar las bases para un análisis del caso argentino a nivel provincial.

El concepto de desarrollo económico ha evolucionado a lo largo de la historia desde una concepción más bien estrecha, ligada exclusivamente al crecimiento económico -medido a través de indicadores como el PBI-, hacia planteos más complejos que incorporan nuevas dimensiones a la tradicional mirada únicamente centrada en los niveles de riqueza y producción<sup>6</sup>. No obstante dar cuenta de esta evolución, en aras de la simplicidad y a tono con el criterio prevaleciente en la literatura consultada, adoptamos una noción sumamente acotada de “desarrollo económico” y recurrimos al producto bruto geográfico per cápita como indicador. Por lo tanto, en lo que respecta a la “ley de Wagner”, adoptamos un enfoque similar al que predomina en los antecedentes reseñados, según el cual el desarrollo económico resulta asimilado al ingreso per cápita.

---

<sup>6</sup> De hecho, tanto la “teoría de la modernización” como el “estructuralismo”, desde distintos puntos de vista, entienden al desarrollo, no solo como crecimiento económico, sino también como un proceso de transformación sociopolítica. Más recientemente, el enfoque del “desarrollo humano” incorporó la dimensión sanitaria y la educativa, como complemento a la tradicional vinculada al nivel de ingresos, a fin de obtener una aproximación más acabada al grado de bienestar que disfruta una sociedad.

En cambio, en el caso de la “hipótesis redistributiva”, nos apartamos del abordaje metodológico habitual y empleamos nuevamente al producto bruto per cápita como indicador aunque, naturalmente, en este caso prevemos una relación negativa entre este y el tamaño del empleo público provincial. Esta diferencia se debe, en el caso de indicadores generalmente utilizados, como el índice de Gini o el porcentaje de población por debajo de la línea de pobreza, a falta de información o déficits en su calidad<sup>7</sup>. A su vez, en la que respecta a la fragmentación étnica, no la consideramos una variable relevante en el caso argentino.

Teniendo en cuenta que la hipótesis del “seguro económico” resulta originalmente asociada a la idea del empleo público como posible herramienta de compensación ante *shocks* externos negativos, debe ser modificada a los efectos de una comparación entre provincias de un mismo país, dado que el impacto diferencial de las crisis externas en las distintas regiones del país resulta difícil de capturar. Dicha reformulación implica considerar al empleo público como un posible seguro ante los riesgos derivados de la merma en la demanda laboral del sector privado en cada provincia.

En virtud de esta caracterización de la hipótesis del “seguro económico” a nivel interno, proponemos recurrir a la cantidad de puestos de trabajo registrados en el sector privado en cada provincia como indicador de la eventual propensión de los gobiernos provinciales a valerse del empleo público como factor compensador ante las dificultades derivadas del debilitamiento de la demanda laboral del sector privado.

Cabe hacer una distinción entre los efectos que buscamos capturar con esta variable, de índole más bien coyuntural, vinculados a fluctuaciones en el ciclo económico acontecidas al interior de cada provincia a lo largo del tiempo y los fenómenos de carácter más permanente, cuyas diferencias se verifican más bien entre provincias, como los respectivos niveles de desarrollo económico alcanzados, analizados en el marco de las “hipótesis redistributiva” y de la “ley de Wagner”.

---

<sup>7</sup> La cobertura de los indicadores de incidencia de pobreza por ingresos elaborados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) comprende solo a ciertos aglomerados urbanos y, por lo tanto, no permite hacer estimaciones que abarquen a buena parte de la población de cada una de las provincias.

Por otra parte, entendemos por “ciclo electoral” del empleo público el presunto fenómeno ligado a fluctuaciones en el tamaño de las dotaciones públicas en función del calendario electoral. Como ya fue enunciado previamente, de acuerdo a esta visión, los líderes políticos oficialistas tendrían incentivos para incrementar las plantillas a su cargo ante la proximidad de una elección, con el objeto de mejorar sus chances electorales a través de mecanismos asistenciales o clientelares.

En lo que respecta a la caracterización de los “Estados rentistas” provinciales y su relación con el tamaño del empleo público, elaboramos sobre la base de la definición de “rentas fiscales” (Gervasoni, 2011) e identificamos dos fuentes de “ingresos rentísticos” en el ámbito subnacional argentino. La primera de ellas tiene que ver con la concepción tradicional que asocia este tipo de ingresos a la disponibilidad de recursos naturales. En efecto, teniendo en cuenta que las provincias argentinas con explotación minera y petrolera perciben regalías derivadas de dichas actividades, estas conforman indudablemente una primera categoría de “ingresos rentísticos” provinciales. A su vez, entendemos que, en el marco de estudios sobre unidades provinciales, existe otro tipo de ingresos, ajenos a la habitual caracterización ligada a los recursos naturales, que puede ser considerado de tipo rentístico, por lo que se justifica ampliar el concepto tradicional. Nos referimos a las transferencias nacionales a las provincias por coparticipación federal de impuestos y otros recursos de origen nacional, que, si bien implican una carga fiscal para los ciudadanos de cada provincia, no comportan un esfuerzo recaudatorio por parte de los Estados provinciales, dado que su percepción corresponde al Estado nacional.

Por último, resta referirse a la conceptualización del empleo público provincial en el caso argentino. En esta oportunidad, de acuerdo con el criterio prevaleciente en la literatura especializada, proponemos medir su tamaño a través de un indicador de cantidad de empleados per cápita en cada Administración Pública Provincial. Es decir que se compara la dotación de empleados públicos provinciales -sin tomar en consideración a los empleados del gobierno nacional con asiento en la provincia y a los empleados municipales- con la población de cada provincia en un año determinado. El hecho de no incluir ni a empleados nacionales ni municipales vuelve más precisa la estimación dado que se pretende analizar qué factores contribuyen a que los gobiernos provinciales decidan contratar una mayor o menor cantidad de empleados a su cargo.

## **La estructura del panel**

Una vez concluido el proceso de construcción del marco teórico, nos adentramos en los apartados metodológicos. Comenzamos por la descripción de la estructura del panel de provincias elaborado a los fines de la investigación. En efecto, 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 provincial, producto bruto geográfico, transferencias, regalías y empleo privado registrado provincial para 24 jurisdicciones -23 provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA)- durante el período 2004-2016.

La característica más importante de este tipo de estructura es que durante un intervalo de tiempo -años- se estudian las mismas unidades -provincias- de un corte transversal. Como para cada jurisdicción se cuenta con datos sobre 13 años, el panel consta de 312 registros -24 x 13-.

Utilizamos la estructura de panel para analizar dimensiones a las que no se puede responder si el conjunto de datos se encuentra conformado como una simple combinación de cortes transversales. La ventaja más importante es que, al tener varias observaciones de las mismas unidades, es posible controlar determinadas características no observadas de las jurisdicciones.

## **Hipótesis**

De acuerdo con la reseña efectuada en apartados anteriores, en el marco de la literatura sobre “finanzas públicas” surgen las siguientes hipótesis sobre los “determinantes del empleo público” a nivel subnacional, la “ley de Wagner”, la “hipótesis redistributiva”, la del “seguro económico”, la del “Estado rentista” y la del “ciclo electoral”.

A los efectos de medir el nivel de desarrollo económico, empleamos como indicadores al producto bruto geográfico (PBG) per cápita y a su valor elevado al cuadrado, ambos transformados a su logaritmo natural. La inclusión del PBG elevado al cuadrado tiene que ver con que, de acuerdo con los hallazgos empíricos previamente comentados,

intuimos que la relación entre ingreso per cápita y tamaño del empleo público tiene una forma no monotónica, sino cuadrática.

A fin de someter a prueba la hipótesis del “seguro económico” a nivel subnacional, recurrimos al empleo registrado en el sector privado de cada provincia -transformado a su logaritmo natural-. Esto nos permitirá evaluar si la fluctuación coyuntural del mercado de trabajo en el sector privado regional tiene influencia en las dotaciones de empleados públicos provinciales.

En cuanto al estudio de la hipótesis del “Estado rentista”, nos valemos tanto de la transformación logarítmica de las transferencias nacionales per cápita como de las regalías per cápita, a partir de considerar a cada una de ellas como una dimensión de los “ingresos rentísticos”. Por último, en lo que respecta al “ciclo electoral”, decidimos utilizar una variable *dummy* que asigna el valor 1 a los años donde se realizaron elecciones de autoridades provinciales o nacionales que representan a las provincias.

### **Construcción de las variables utilizadas**

A continuación, detallamos las variables que serán incluidas en la especificación econométrica y los correspondientes indicadores seleccionados para su medición (Cuadro 1). Como se verá luego, la estimación econométrica final se encuentra también controlada por los efectos temporales y provinciales. Cabe aclarar que los datos sobre “empleo público provincial cada 1000 habitantes” surgen de la información provista por la Dirección Nacional de Asuntos Provinciales (DNAP) del Ministerio de Hacienda de la Nación.

**Cuadro 1. Variables e indicadores incluidos en el modelo**

VARIABLES		INDICADORES	DENOMINACION
Variable dependiente o explicada	Empleo Público Provincial cada 1.000 habitantes	Empleados de la Administración Pública Provincial	ep
Variables independientes o explicativas	Producto Bruto Geográfico per cápita	Logaritmo natural del Producto Bruto Geográfico per cápita	lnpbgpc
	Cuadrado del Producto Bruto Geográfico per cápita. Esta variable se utiliza debido a que se supone que la relación entre la variable dependiente y las independientes no es monótonica sino cuadrática.	Logaritmo natural del Cuadrado del Producto Bruto Geográfico per cápita	lnpbgpc2
	Transferencias del Gobierno Nacional per cápita	Logaritmo natural de las Transferencias Nacionales per cápita	Intnpc
	Regalías per cápita	Logaritmo natural de las Regalías per cápita	lnregpc
	Años electorales	Variable <i>dummy</i>	electoral
	Empleo Privado Provincial	Logaritmo natural del Empleo Privado Provincial	lnprivt

Fuente: Elaboración propia

A continuación, describimos el proceso de construcción de la variable “producto bruto geográfico (PBG) per cápita”. En virtud de este propósito, utilizamos los datos sobre producto bruto interno por provincia a precios de mercado del año 2004 -en miles de pesos de 2004- publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). A partir de esos datos, se estimaron los PBG por provincia para los años 2005 a 2016 en función del Indicador Sintético de Actividad Provincial (ISAP), desarrollado por Muñoz y Trombetta (2015). La fórmula empleada para el cálculo es la siguiente:

$$PBG_{i;t} = \frac{ISAP_{i;t} * PBI_{i;2004}}{ISAP_{i;2004}}$$

Donde i: CABA, Catamarca, Chaco, Chubut, Córdoba, Corrientes, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, La Rioja, Mendoza, Misiones, Neuquén, Río Negro, Salta, San Juan, San Luis, Santa Cruz, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego, Tucumán; t: 2005-2016

A su vez, para calcular cada PBG per cápita, realizamos, en primer lugar, una proyección de población por provincia para el periodo estudiado. Al tal fin, recurrimos a la siguiente combinación de estimaciones: cantidad de población según los respectivos Censos Nacionales de Población, Hogares y Viviendas -para los años 2001 y 2010, Fuente: INDEC-, proyecciones de población elaboradas por el INDEC -para los años 2011 a 2016- y la proyección resultante de realizar un promedio geométrico de la variación entre 2001 y 2010 para cada provincia -para los años 2002 a 2009-, lo que implica asumir que la población creció al mismo ritmo durante ese periodo. El crecimiento de la población de cada provincia durante el período 2001-2010 se calculó a partir de la siguiente fórmula:

$$\text{Tasa crecimiento acumulado 2001 – 2010} = \frac{Pob_{i;2010} - Pob_{i;2001}}{Pob_{i;2001}} * 100$$

Una vez establecida la magnitud del incremento poblacional provincial durante el período intercensal, se procedió a determinar su variación anual promedio, a partir del promedio geométrico del crecimiento poblacional registrado entre 2001 y 2010. La fórmula del promedio geométrico es como sigue:

$$\text{Tasa Crecimiento Promedio Anual de Población}_i = \sqrt[t]{\frac{Pob_{i;2010}}{Pob_{i;2001}}} - 1$$

Donde t: 9 períodos

Luego, a los efectos de estimar la población provincial para cada año entre 2002 y 2009, se procedió al siguiente cálculo:

$$Pob_{i;t+1} = Pob_{i;t} * (1 + \text{Tasa Crecimiento Promedio Anual de Población})$$

Donde t: 2002 a 2009

Finalmente, se calculó el PBG per cápita por año y por provincia de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$PBGpc_{i,t} = \frac{PBI_{i,t}}{Pob_{i,t}}$$

Donde i: CABA, Catamarca, Chaco, Chubut, Córdoba, Corrientes, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, La Rioja, Mendoza, Misiones, Neuquén, Río Negro, Salta, San Juan, San Luis, Santa Cruz, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego, Tucumán; t: 2005-2016

Las “transferencias del gobierno nacional per cápita” a cada provincia comprenden conceptos de coparticipación y otros-en pesos de 2004- (Fuente: Dirección Nacional de Asuntos Provinciales, Ministerio de Hacienda), divididas por la población estimada de la provincia en cada año. A partir del año 2009, además, incluyen al Fondo Federal Solidario (Decreto 206/2009).

Las “regalías per cápita” de cada provincia son ingresos -en pesos de 2004- derivados de la explotación de recursos naturales -hidrocarburos, minería y generación de energía hidroeléctrica- (Fuente: Dirección Nacional de Asuntos Provinciales, Ministerio de Hacienda), divididos por su población.

Como ya mencionamos, la variable *dummy* de años electorales asigna el valor 1 a los años donde se realizaron elecciones de autoridades provinciales o nacionales que representan a las provincias.

Finalmente, el “empleo privado provincial” es la cantidad de trabajadores registrados en el sector privado en cada provincia y año (Fuente: Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial, Ministerio de Producción y Trabajo).

Vale aclarar que todas las variables explicativas, excepto la *dummy* de años electorales, son transformadas a su logaritmo natural. En este modelo, denominado “nivel-log”, la variable dependiente conserva su expresión original -nivel-, mientras que todas las



regresoras son transformadas a su logaritmo natural. A los efectos de su interpretación, seguimos a Wooldridge (2010: 46), de manera que:

$$\Delta y = \left( \frac{\beta_k}{100} \right) \% \Delta x$$

### **Estrategia econométrica**

A continuación, presentamos la especificación econométrica que detalla el conjunto de hipótesis sometidas a contrastación empírica:

$$ep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln pb gpc_{i,t} + \beta_2 \ln pb gpc 2_{i,t} + \beta_3 \ln tn pc_{i,t} + \beta_4 \ln reg pc_{i,t} + \beta_5 \ln epriv t_{i,t} + \beta_6 \text{electoral}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde  $\beta_1 \ln pb gpc_{i,t}$  y  $\beta_2 \ln pb gpc 2_{i,t}$  refieren a las variables asociadas a la “ley de Wagner” y a la “hipótesis redistributiva”;  $\beta_3 \ln tn pc_{i,t}$  y  $\beta_4 \ln reg pc_{i,t}$  remiten a las variables vinculadas a la hipótesis del “Estado rentista”;  $\beta_5 \ln epriv t_{i,t}$  a la del “seguro económico” y  $\beta_6 \text{electoral}_{i,t}$  a la del “ciclo electoral”.

Seguidamente, describimos sucintamente la estrategia econométrica adoptada, basada en los planteos de Aparicio y Márquez (2005), Fernandez López (2013) y Wooldridge (2010). En primer lugar, procedimos a calcular las medidas de tendencia central correspondientes al panel, lo que permite una primera aproximación a la estructura de los datos (Cuadro 1, Anexo).

Luego, construimos una matriz de correlaciones entre todas las variables incluidas en el modelo. Del análisis de la matriz de correlaciones se desprende que se registra una correlación positiva moderadamente fuerte entre “empleo público provincial cada 1.000 habitantes” y “producto bruto geográfico per cápita” -tanto en su versión original como cuadrática-. Se observa también una correlación positiva todavía algo más poderosa entre “transferencias del gobierno nacional per cápita” y el indicador del tamaño del empleo público, mientras que, en el caso de “regalías per cápita”, la fortaleza es similar a la de la correlación con el producto per cápita. Por último, la correlación entre “empleo público provincial cada 1.000 habitantes” y “empleo privado provincial” resulta más bien débil y casi inexistente en lo que respecta a la *dummy* electoral (Cuadro 2, Anexo).

La descripción de la estrategia econométrica continúa con la exposición de los resultados obtenidos a partir de la estimación -mediante el empleo de Stata 12- de sucesivos modelos, hasta alcanzar la más adecuada a los fines de la investigación. En primera instancia, del análisis del modelo de datos agrupados se desprende que todas las variables resultan significativas al 5 %, excepto la *dummy* electoral y “empleo privado provincial”, ambas no significativas. En cuanto a la fuerza, el sentido y la forma de la relación entre las variables regresoras significativas y “empleo público provincial cada 1.000 habitantes”, se aprecia que, en el caso del “producto bruto geográfico per cápita”, esta es no monotónica sino cuadrática, con un primer tramo de pendiente negativa que luego deviene positiva, aunque con un carácter menos pronunciado. Tanto en el caso de “transferencias del gobierno nacional per cápita” como de “regalías per cápita”, la relación es positiva, aunque más débil cuando se trata de esta última variable (Cuadro 3, Anexo).

Con respecto a lo señalado en el caso del modelo *pooled*, en la estimación de efectos fijos, la variable “transferencias del gobierno nacional per cápita” pierde significatividad y se invierte el signo de la relación entre “regalías per cápita” y tamaño del empleo público provincial. A su vez, por un lado, la relación entre la variable dependiente y el “producto bruto geográfico per cápita” conserva una forma similar a la del modelo de datos agrupados y, por el otro, tanto la *dummy* electoral como el “empleo privado provincial” mantienen su falta de significatividad (Cuadro 3, Anexo).

En cuanto al modelo de efectos aleatorios, este presenta un mejor ajuste, ya que solo resulta no significativa la *dummy* electoral. Tanto el “producto bruto geográfico per cápita” como las “regalías per cápita” mantienen una relación del mismo signo que con efectos fijos. A su vez, “transferencias del gobierno nacional per cápita” y “empleo privado provincial” devienen significativas, la primera de ellas con signo positivo y la segunda con signo negativo (Cuadro 3, Anexo).

Luego, mediante la prueba de Breusch-Pagan, confirmamos que el modelo de efectos aleatorios ajusta mejor que el de datos agrupados y, a través de la prueba de Hausman, corroboramos que también brinda estimaciones más precisas que el de efectos fijos. Seguidamente, mediante las pruebas de Wooldridge y Wald, confirmamos la presencia

de heterocedasticidad y autocorrelación (Cuadro 4, Anexo). A su vez, a través de una prueba de restricciones sobreidentificadas, dada la presencia de heterocedasticidad y la autocorrelación, corroboramos nuevamente que el modelo de efectos aleatorios es el de mejor ajuste (Cuadro 5, Anexo).

Finalmente, en virtud de las características de nuestro panel -presenta problemas de heterocedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación-, optamos por el modelo de regresión de panel con errores estándar de Prais-Winsten<sup>8</sup>, ya que consideramos que brinda las estimaciones más precisas. Incluimos además variables dicotómicas temporales y transversales, con el objetivo de capturar efectos en ambas dimensiones<sup>9</sup>. Por lo tanto, la expresión definitiva del modelo es la siguiente:

$$ep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln pbgpc_{i,t} + \beta_2 \ln pbgpc2_{i,t} + \beta_3 \ln tnpc_{i,t} + \beta_4 \ln regpc_{i,t} \\ + \beta_5 \ln privt_{i,t} + \beta_6 \text{electoral}_{i,t} + \beta_p v_i + \beta_a v_t + \varepsilon_{i,t}$$

Donde:

$\beta_p v_i$  : Vector de *dummies* provinciales (p;i : CABA, Catamarca, Chaco, Chubut, Córdoba, Corrientes, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, La Rioja, Mendoza, Misiones, Neuquén, Río Negro, Salta, San Juan, San Luis, Santa Cruz, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego, Tucumán).

$\beta_a v_t$  : Vector de *dummies* temporales (a;t : 2005 – 2016).

A continuación, exhibimos los resultados de la regresión (Cuadro 2).

---

<sup>8</sup> De acuerdo con 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 (*Feasible Generalized Least Squares*, FGLS), por lo que recurrimos a aquel método.

<sup>9</sup> Las pruebas de significancia conjunta, tanto para las variables dicotómicas temporales como las transversales, nos indican que ambas forman parte de la explicación de la variable dependiente (Cuadro 6, Anexo).

**Cuadro 2. Determinantes del empleo público en las provincias argentinas  
(2004-2016)**

Regresión de Prais-Winsten. Errores Estándar Corregidos para Panel	
Variable dependiente: ep	
Variable	Coefficiente
lnpbgpc	-152,6 (50,64)**
lnpbgpc2	8,4 (2,73)**
lntnpc	-9,67 (5,32)
lnregpc	-0,83 (0,34)*
lnprivt	-5,0 (9,44)
electoral	0,99 (1,29)
CABA	-3,68 (13,81)
Catamarca	71,50 (10,88)***
Chaco	30,38 (9,50)***
Chubut	39,33 (7,33)***
Córdoba	1,86 (4,10)
Corrientes	24,14 (7,85)**
Entre Ríos	30,45 (6,33)***
Formosa	45,34 (12,54)***
Jujuy	47,42 (8,18)***
La Pampa	41,86 (8,38)***
La Rioja	66,53 (9,24)***
Mendoza	18,10 (3,81)***
Misiones	18,52 (6,51)**
Neuquén	53,81 (10,29)***
Río Negro	49,94 (6,44)***
Salta	19,58 (6,08)***
San Juan	24,40 (7,36)***
San Luis	22,38 (7,73)**
Santa Cruz	62,96 (12,47)***
Santa Fe	3,82 (4,53)
Santiago del Estero	24,43 (10,24)*
Tierra del Fuego	84,30 (14,08)***
Tucumán	20,38 (7,18)**
2005	2,47 (1,76)
2006	5,87 (1,85)**
2007	8,09 (2,82)**
2008	10,52 (2,67)***
2009	11,61 (2,83)***
2010	15,11 (2,92)***
2011	15,56 (3,53)***
2012	16,54 (3,31)***
2013	17,26 (3,66)***
2014	19,26 (3,28)***
2015	19,74 (3,77)***
2016	20,75 (3,20)***
Constante	798,17 (231,10)***
Observaciones	312
R <sup>2</sup>	0,93

Fuente: Elaboración propia

Nota: Errores estándar corregidos por panel entre paréntesis. Los asteriscos indican el nivel de significatividad estadística de los coeficientes: \* (95 %), \*\* (99 %) y \*\*\* (99,9 %).

## **Análisis de los resultados empíricos y reflexiones finales**

Entre los hallazgos empíricos de nuestro trabajo (Cuadro 2), se destaca la confirmación de una relación cuadrática entre el grado de desarrollo económico y el tamaño del empleo público a nivel provincial en Argentina durante 2004-2016. En efecto, logramos establecer que, en los niveles más bajos de desarrollo, su relación con el tamaño del empleo público provincial es inversa, es decir, acorde a la “hipótesis redistributiva”. Más específicamente, los resultados indican que, por cada punto porcentual de crecimiento del producto bruto geográfico per cápita, el empleo público provincial se reduce en 1,5 empleados cada 1000 habitantes. No obstante, a partir de cierto nivel de desarrollo -que estimamos en \$ 8622 de 2004 per cápita-, la relación cambia de signo, es decir que pasa a ser directa, por lo que se comporta de acuerdo a la “ley de Wagner”. Esta relación positiva es, sin embargo, más débil, dado que, por cada punto porcentual de crecimiento del producto bruto per cápita, el empleo público provincial aumenta en 0,08 empleados cada 1000 habitantes<sup>10</sup>.

En lo que respecta a la hipótesis del “Estado rentista”, los resultados que surgen del modelo empleado en nuestra investigación no permiten capturar un eventual efecto rentístico de las transferencias nacionales y los ingresos por regalías per cápita sobre el tamaño del empleo público. Esto se debe a que, por un lado, la relación entre “transferencias del gobierno nacional per cápita” y tamaño del empleo público provincial no es significativa, y, por el otro, a que el vínculo entre los ingresos por regalías y el empleo público provincial es negativo, es decir, contrario a lo previsto por la teoría rentista tradicional.

En efecto, la relación entre regalías per cápita y tamaño del empleo público provincial es inversa, de acuerdo a lo previsto por González (2018). Tal como enunciamos oportunamente, según este autor, ante el incremento de la recaudación por regalías - asociado a un auge del sector extractivo-, el empleo público tiende a disminuir, dado que se produce un desplazamiento de los trabajadores al sector privado vinculado al recurso natural -“efecto sustitución”-. En función de los resultados obtenidos, entendemos que, en el panel de provincias estudiado, prevalece la relación inversa

---

<sup>10</sup> Si bien en ambos casos se trata de una función cuadrática, el sentido de la relación difiere respecto del descripto por Rama (1997) y Martínez Vázquez (2009) en el caso de la comparación entre países.

descripta, que opera al interior de cada provincia, por encima de un eventual efecto rentista positivo, que tendría lugar entre provincias. Resta señalar que la relación negativa observada entre regalías per cápita y tamaño del empleo público provincial resulta más bien débil. Más precisamente, se aprecia que por cada punto porcentual de aumento de las regalías per cápita, el empleo público provincial decrece en 0,008 empleados cada 1000 habitantes. La debilidad del “efecto sustitución” puede vincularse con las características particulares de los perfiles laborales demandados por el sector extractivo, presumiblemente de una especificidad y calificación tales que restringen las posibilidades de movilidad desde las capas administrativas del sector público.

Otro aspecto destacado del análisis de los resultados alcanzados tiene que ver con la evidencia -que surge a partir de la introducción de variables dicotómicas temporales- de una tendencia temporal al crecimiento del empleo público provincial en el periodo considerado. En efecto, de acuerdo a la estimación econométrica, se produjo un incremento acumulado promedio de 20 empleados públicos cada 1000 habitantes por provincia durante 2004-2016. Esta suba resulta atribuible a una propensión a aumentar las dotaciones públicas provinciales característica de la etapa estudiada. Otra explicación posible, no específicamente vinculada a un período en particular, tiene que ver con la presunta tendencia secular a la expansión de las organizaciones burocráticas.

Por otra parte, la inclusión de variables dicotómicas transversales permite apreciar divergencias estructurales entre cada una de las provincias argentinas y la de Buenos Aires, empleada como provincia de referencia. En primer lugar, se observa que las provincias con mayor diferencial de empleo público per cápita respecto de Buenos Aires son la mayoría de las patagónicas -Tierra del Fuego, Santa Cruz, Neuquén y Río Negro-, ciertas provincias del Noroeste Argentino (NOA) -Catamarca, La Rioja y Jujuy-, y, en menor medida, del Noreste Argentino (NEA) -Formosa-.

En el caso de los distritos patagónicos, puede entreverse que se trata de provincias con un elevado nivel de riqueza -en términos de su ingreso per cápita-, asociado fundamentalmente a actividades tales como la explotación petrolera, con un bajo grado de diversificación en su estructura productiva. Estas características permitirían presumir que las fuentes laborales alternativas a la industria extractiva dominante tienden a concentrarse en el ámbito del sector público, que termina por absorber a buena parte de

la mano de obra restante, en cumplimiento de un rol de “empleador de última instancia”. La limitada capacidad del sector de hidrocarburos para sustituir empleo público a la que nos referimos con anterioridad contribuye a corroborar la vigencia de esta función del empleo público en las provincias mencionadas y a explicar su carácter estructural.

En el caso de las provincias norteñas mencionadas, la falta de diversificación de la estructura productiva se combina con un menor grado de desarrollo en términos de producto per cápita -salvo en el caso de Catamarca, que se ve positivamente influenciado por el avance de la explotación minera (Cetrángolo y Gatto, 2003 y Osatinsky, 2014)-, por lo que puede afirmarse que el papel del Estado como “empleador de última instancia” adquiere un tinte más bien compensatorio, ligado a la “hipótesis redistributiva”.

Los resultados correspondientes a Córdoba, Santa Fe y CABA -los coeficientes resultan no significativos, es decir, que no presentan diferencias estructurales apreciables en el tamaño del empleo público respecto de la provincia de Buenos Aires- abonan la interpretación que sugerimos, ya que se trata de distritos pertenecientes a la región pampeana, con una estructura productiva similar, de mayor desarrollo y diversificación relativos, asociada a un menor peso del empleo público provincial.

En cuanto a la hipótesis del “seguro económico” -según la cual el empleo público tendría una función compensatoria ante crisis laborales o ante el menor dinamismo del sector privado-, el carácter no significativo de la variable “empleo privado provincial”, en principio, la contradice. De todas formas, consideramos que la evidencia aportada por este trabajo no permite descartar definitivamente dicha conjetura, dado que esta función compensatoria podría ser cumplida por el empleo público municipal -a grandes rasgos, con regímenes contractuales más flexibles que en el ámbito provincial-, que no fue tenido en cuenta en el marco de esta investigación.

Por último, resta referirse a la cuestión del “ciclo electoral” como posible determinante del tamaño del empleo público en las provincias. En este sentido, la falta de significatividad de la *dummy* de años electorales nos conduce a afirmar que, de acuerdo a esta evidencia, el ciclo electoral no tiene impacto en las dotaciones públicas provinciales. Sin embargo, nuevamente entendemos que dicha hipótesis no puede ser

definitivamente descartada, dado que, dada la presunta mayor flexibilidad de sus dotaciones, podría operar a nivel municipal.

## Referencias

Akitoby, B., B. Clements, S. Gupta & G. Inchauste (2006). «Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries». En *European Journal of Political Economy*, 22, pp. 908– 924.

Alesina, A., R. Baquir, R., & W. Easterly (1998). «Redistributive Public Employment». En *NBER Working Papers*, 6746, pp. 1-20.

Alesina, A., S. Danninger & M. Rostagno (1999). «Redistribution through Public Employment: The Case of Italy». En *NBER Working Papers*, 7387, pp. 1-46.

Aparicio, J. y J. Márquez (2005). *Diagnóstico y especificación de modelos panel en Stata 8.0*. México: Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE), División de Estudios Políticos.

Bayrak, M. & O. Esen (2014). «Examining the Validity of Wagner's Law in the OECD Economies». En *Research in Applied Economics*, 6, (3), pp. 1-16.

Beaulieu, I. (2008). «El éxito de un Estado rentista: el caso de Malasia». En *Economía Informa*, 354, pp. 39-58.

Beck, N. y J. Katz (1995). «What to Do (and not to Do) with Time-Series Cross-Section Data». En *American Political Science Review*, 89(3), pp. 634-647.

Bird, R. M (1970). *The Growth of Government Spending in Canada*. Toronto: Canadian Tax Foundation.

Cetrángolo, O. y F. Gatto (2003). *Las provincias en la crisis argentina. Algunos elementos para discutir las prioridades de la cooperación internacional*. Buenos Aires: CEPAL (Oficina de Buenos Aires).



Chang, T. (2002). «An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques». En *Applied Economics*, 34, pp. 1157-1169.

Corden, W.M. y J.P. Neary (1982). «Booming Sector and De – Industrialization in a Small Open Economy». En *The Economic Journal*, 92, (368), pp. 825-848.

Corden, W.M. (1984). «Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation». En *Oxford Economic Papers, New Series*, 36, (3), pp. 359-380.

Diamond, J. (1977). «Wagner's "Law" and the Developing Countries». En *The Developing Economies*, 15, (1), pp. 37–59.

Fernandez López, J. (2013). *Determinantes de la inversión en I+D: un análisis empírico en empresas europeas de software y servicios informáticos* (Tesis de maestría). Facultad de Ciencias Económica y Empresariales (Universidad de Valladolid), España.

Gervasoni, C. (2011). «Una teoría rentística de los regímenes subnacionales: federalismo fiscal, democracia y autoritarismo en las provincias argentinas». En *Desarrollo Económico*, 50, (200), pp. 579-610

Gimpelson, V., D. Treisman y G. Monusova (2000). «Public Employment and Redistributive Politics: Evidence from Russia's Regions». En *IZA Discussion Papers*, 161:1-32.

Goffman, I.J. & D.J. Mahar (1971). «The Growth of Public Expenditures in Selected Developing Nations: Six Caribbean Countries». En *Public Finance*, 26, (1), pp. 57–74.

Gokmenoglu, K. & V. Alptekin (2013). «Re-examination of Wagner's Law for OECD Countries». En *Annals of the Constantin Brâncuși University of Târgu Jiu Economy Series*, 1/2013, pp. 28-37.

- González, L. (2018). «Oil Rents and Patronage: The Fiscal Effects of Oil Booms in the Argentine Provinces». En *Comparative Politics*, 51, (1), pp. 101-119.
- Gupta, S.P. (1967). «Public Expenditure and Economic Growth: A Time Series Analysis». En *Public Finance*, 22, (2), pp. 423-461.
- Henrekson, M. (1990). «The Peacock and Wiseman Displacement Effect. A Reappraisal and a New Test». En *European Journal of Political Economy*, 6, pp. 245-260.
- Henrekson, M. (1993). «Wagner's Law. A Spurious Relationship». En *Public Finance*, 48, (2), pp. 406-415.
- Jaén-García, M. (2011). «Empirical Analysis of Wagner's Law for the Spain's Regions». En *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 1, (1), pp. 1-17.
- Kraay, A. & C. Van Rijckeghem (1995). «Employment and Wages in the Public Sector. A Cross-Country Study». En *IMF Working Papers*, 70/95, pp. 1-44.
- Magazzino, C., L. Giolli & M. Mele (2015). «Wagner's Law and Peacock and Wiseman's Displacement Effect in European Union Countries: A Panel Data Study». En *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5, (3), pp. 812-819.
- Mann, A.J. (1980). «Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925–1976». En *National Tax Journal*, 33, (2), pp. 189–201.
- Marqués Sevillano, J. & J. Rossello Villalonga (2004). «Public Employment and Regional Redistribution in Spain». En *Hacienda Pública Española*, 170, pp. 59-80.
- Martínez Vázquez, J. & M. Yao (2009). «Fiscal Decentralization and Public Sector Employment: A Cross-Country Analysis». En *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 13/09, pp. 1-60.

Mohammadi, H. & R. Ram (2015). «Economic Development and Government Spending: An Exploration of Wagner's Hypothesis during Fifty Years of Growth in East Asia». En *Economies*, 3, pp.150-160.

Muñoz, F. y Trombetta, M. (2015). «Indicador Sintético de Actividad Provincial (ISAP): un aporte al análisis de las economías regionales argentinas». En *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, 33, pp. 71-96.

Musgrave, R.A. (1969). *Fiscal Systems*. New Haven: Yale University Press.

Osatinsky, A. (2014). «Catamarca entre los siglos XIX y XXI. Del estancamiento económico al crecimiento sin desarrollo». En *Hic Rhodus. Crisis capitalista, polémica y controversias*, 7(4), pp. 17-34.

Patrucchi, L. y L. Grottola (2011). «Estructura tributaria, ingresos rentísticos y regresividad en América Latina. Un análisis de la situación actual». En *Leviathan – Cadernos de Pesquisa Política*, 2, pp. 96-122.

Peacock, A. & J. Wiseman (1961) *The Growth of Public Expenditure in The United Kingdom*. Princeton: Princeton University Press.

Rajaraman, I. & D. Saha (2008). «An Empirical Approach to the Optimal Size of the Civil Service». En *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». En *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?». En *NBER Working Papers*, 6141: 1-27.

República Argentina (2009). Decreto 206/2009. Publicado en el B. O. el 20 de marzo.

República Argentina, Ministerio de Hacienda, Dirección Nacional de Asuntos Provinciales (DNAP) [en línea]. Disponible en < [www2.mecon.gob.ar/hacienda/ssrp](http://www2.mecon.gob.ar/hacienda/ssrp)> [Consulta: 21 de febrero de 2019].

República Argentina, Ministerio de Hacienda, Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) «Producto Interno Bruto por provincia. Año 2004» [en línea]. Disponible en < [https://www.indec.gob.ar/nivel4\\_default.asp?id\\_tema\\_1=3&id\\_tema\\_2=9&id\\_tema\\_3=138](https://www.indec.gob.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=3&id_tema_2=9&id_tema_3=138)> [Consulta: 21 de febrero de 2019].

República Argentina, Ministerio de Producción y Trabajo, Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial (OEDE). «Boletín de empleo registrado y privado por provincial. Serie anual – Año 2017» [en línea]. Disponible en < <http://www.trabajo.gob.ar/estadisticas/oede/estadisticasregionales.asp>> [Consulta: 21 de febrero de 2019].

Ross, M. (2001). «Does Oil Hinder Democracy?». En *World Politics*, 53, (3), pp. 325-361.

Rosser, A. (2006). «The Political Economy of the Resource Curse: A Literature Survey». En *Institute of Development Studies Working Paper Series*, 268, pp. 1-34.

Sachs, J. y A. Warner (1999). «The Big Push, Natural Resource Booms and Growth». En *Journal of Development Economics*, 59, pp. 43-76.

Sachs, J. y A. Warner (2001). «The Curse of Natural Resources». En *European Economic Review*, 45, pp. 827-838.

Schiavo-Campo, S.; G. De Tommaso & A. Mukherjee (1997). «An International Statistical Survey of Government Employment and Wages». En *Policy Research Working Papers*, 1806, pp. 1-83.

Wagner, A. (1967). «Three Extracts on Public Finance». En Musgrave, R. & A. Peacock (cords.). *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Macmillan.

Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. México: Cengage Learning Editores.

## Anexo

**Cuadro 1. Estadística descriptiva según variables del modelo**

Variable	Observaciones	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
ep	312	61,9	22,9	28,0	131,0
pbgpc	312	18946,0	12459,1	4908,7	53274,4
tnpc	312	1728,9	818,8	194,6	4236,5
regpc	312	277,5	566,2	0,0	3010,3
eprivt	312	134,4	95,4	28,1	552,9

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 2. Matriz de correlaciones entre variables del modelo**

	ep
ep	1,0000
pbgpc	0,5264
pbgpc <sup>2</sup>	0,5339
tnpc	0,5955
regpc	0,5448
eprivt	0,2092
electoral	0,0115

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 3. Determinantes del empleo público. Modelo de datos agrupados MCO, modelo de efectos fijos y modelo de efectos aleatorios**

Variable	Datos agrupados MCO	Efectos fijos	Efectos aleatorios
Variable dependiente: ep			
lnpbgpc	-319,99 (39,78)***	-186,79 (41,75)***	-188,16 (38,91)***
lnpbgpc <sup>2</sup>	17,49 (2,01)***	11,83 (2,26)***	11,63 (2,04)***
lntnpc	22,43 (1,66)***	6,30 (4,27)	16,29 (2,86)***
lnregpc	0,64 (0,31)*	-2,14 (0,55)***	-1,59 (0,48)***
electoral	-0,39 (1,37)	-0,51 (0,61)	-0,46 (0,62)
lnprivt	-5,20 (3,12)	-7,21 (8,01)	-13,43 (6,26)*
Constante	1373,58 (193,94)***	752,21 (197,41)***	739,35 (183,23)***
Observaciones	312	312	312
R <sup>2</sup>	0,73	0,53	

Fuente: Elaboración propia

Nota: Errores estándar entre paréntesis. Los asteriscos indican el nivel de significatividad estadística de los coeficientes: \* (95 %), \*\* (99 %) y \*\*\* (99,9 %).

**Cuadro 4. Prueba de Breusch-Pagan (efectos aleatorios contra datos agrupados), Prueba de Hausman (efectos aleatorios contra efectos fijos), Prueba de Wooldridge para autocorrelación y Prueba de Wald para heterocedasticidad en datos de panel**

<b>Prueba de Breusch-Pagan (efectos aleatorios contra datos agrupados)</b>	
chibar <sup>2</sup> (1)	1074,76
Prob > chibar <sup>2</sup>	0,0000
<b>Prueba de Hausman (efectos aleatorios contra efectos fijos)</b>	
Chi <sup>2</sup> (6)	16,45
Prob > chi <sup>2</sup>	0,0115
<b>Prueba de Wooldridge para autocorrelación</b>	
F(i, 23)	199,554
Prob > F	0,0000
<b>Prueba de Wald para heterocedasticidad en datos de panel</b>	
Chi <sup>2</sup> (24)	2409,55
Prob > chi <sup>2</sup>	0,0000
<b>Prueba de heterocedasticidad para efectos aleatorios</b>	
W0	0,0000
W50	0,0000
W10	0,0000

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 5. Prueba de Hausman robusta –restricciones sobreidentificadas-**

<b>Prueba de Hausman robusta –restricciones sobreidentificadas-</b>		
Sargan-Hansen statistic 17,045	Chi-sq(6)	P-value = 0,0091

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 6. Prueba F de significancia conjunta de las variables dicotómicas temporales y transversales**

<b>Prueba F de significancia conjunta de las variables dicotómicas temporales</b>	
Chi <sup>2</sup> (12)	94,22
Prob > chi <sup>2</sup>	0,0000
<b>Prueba F de significancia conjunta de las variables dicotómicas transversales</b>	
Chi <sup>2</sup> (23)	1274,20
Prob > chi <sup>2</sup>	0,0000

Fuente: Elaboración propia