

Parte II

Impacto y determinantes del gasto público rural



CAPÍTULO V

Crecimiento, inversión privada y eficiencia del gasto público en las áreas rurales de América Latina y el Caribe¹

Józimo Santos Rocha y Jorge Ortega²

1. INTRODUCCIÓN

En el último tiempo, en varios estudios empíricos sobre los países de América Latina y el Caribe se ha medido el aporte del sector agrícola al crecimiento de la economía nacional. Según se desprende de esos estudios, la expansión de la producción agrícola se traduce en importantes beneficios no solo para el agro, sino también para los restantes sectores y, en consecuencia, para la economía en su conjunto. Conforme a un estudio del Banco Mundial (De Ferranti et al., 2005) aunque los resultados no son homogéneos en los distintos países, la expansión del sector agrícola tiene en promedio un impacto sobre el crecimiento y el bienestar nacionales casi dos veces mayor que la participación del PIB agrícola en el PIB nacional. De igual manera, Valdés y Foster (2005), en un análisis sobre las externalidades de la agricultura en Chile, determinaron que un aumento de 4,5 por ciento del PIB agrícola reducía en aproximadamente 7,4 por ciento la pobreza nacional. Hechos tan importantes como estos justifican con creces el propósito de analizar más a fondo los mecanismos que contribuyen al crecimiento agrícola.

1 Los autores agradecen la revisión de este artículo y las valiosas indicaciones de Ramón López, profesor del Department of Agricultural and Resource Economics de la Universidad de Maryland. Así como también el aporte de todo el equipo del Proyecto de Cooperación entre la FAO y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID).

2 Jozimo Santos es Coordinador del Componente de Gasto Público Rural del Proyecto de Cooperación FAO y Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Jorge Ortega es Consultor en economía y políticas alimentarias de la Oficina Regional de la FAO para América Latina y el Caribe.

A partir del modelo clásico de Harrod-Domar (Harrod, 1939; Domar, 1946), pero sobre todo a partir del modelo neoclásico de Solow (1956), la teoría del crecimiento económico ha evolucionado rápidamente, pasando desde modelos en donde la tasa de crecimiento es considerada exógena (Solow, 1956; Cass, 1965; Koopmans, 1965) a modelos en donde se considera el crecimiento como una variable endógena y, por lo tanto, puede ser explicado por un grupo de variables del ámbito político-económico-institucional. Varios autores han estudiado diferentes grupos de determinantes del crecimiento, entre los que destacan el nivel de capital humano (Romer, 1989; Barro, 1991), la política fiscal (Easterly y Rebelo, 1993; Kneller, Bleaney y Gemmell, 1999), las características geográficas (Gallup y Sachs, 1999), la distribución del ingreso (Okun, 1975; Alesina y Rodrick, 1994), la calidad del gobierno (Kaufmann y Kraay, 2002), y el gasto público (Fan y Rao, 2003; López, 2004; Allcott, Lederman y López, 2005). Particularmente importantes son los estudios empíricos realizados por investigadores del Banco Mundial (Loyaza y Soto, 2002), que describen cinco grupos de determinantes del crecimiento, entre los que sobresalen las políticas estructurales e institucionales. Estos autores indican que variables como el nivel educacional, la profundidad financiera, la infraestructura pública, la apertura comercial y la calidad del gobierno tienen un efecto significativo sobre el crecimiento económico.

Un determinante menos estudiado, aunque estrechamente relacionado con las variables de políticas públicas, es el gasto público. Uno de los primeros estudios en esta área es el de Aschauer (1989), quien plantea un modelo que establece la relación entre los niveles de productividad agregada y el monto del gasto público. Más recientemente, Fan y Rao (2003) analizaron el impacto de diversas modalidades de gasto público sobre el crecimiento económico en varios países de Asia, África y América Latina y el Caribe. Sin embargo, los estudios de López y asociados (2004 y 2006) son sin duda los que más influencia han tenido últimamente en la región. Estos autores demuestran empíricamente que la dimensión fundamental de la estructura del gasto fiscal, desde el punto de vista de la eficiencia económica, es la distinción entre bienes públicos y bienes privados (subsidios no sociales). De hecho, una de las conclusiones más importantes de estos estudios es que aunque el nivel de gasto público rural tiene un efecto positivo sobre el ingreso agrícola per cápita, su estructura (porcentaje del gasto destinado a subsidios no sociales) tiene un impacto negativo. A partir de este valioso hallazgo es posible concluir, por lo tanto, que en los países de la región podría aumentar considerablemente el impacto del gasto fiscal si mejorara su composición, en el sentido de una mayor asignación del gasto a bienes públicos.

Estos autores analizaron también los factores político-institucionales que determinan la composición del gasto fiscal. Sobre esa base, demostraron que variables como el año de elección, el grado de corrupción, de estabilidad política, de competencia política e incluso de equidad en la distribución de la riqueza, influyen de modo significativo sobre la forma en que se asignan los recursos fiscales. El punto principal de este análisis es que el gasto en subsidios no sociales favorece por lo general a las elites, por lo cual, mientras más fácil les resulte a los gobiernos beneficiar a las elites, mayor sesgo habrá en la composición del gasto hacia más subsidios no sociales y menos bienes públicos. En particular, pudo comprobarse que mientras mayor sea la concentración inicial de la riqueza, más poder político adquieren las elites, lo que redundará en un aumento del gasto en subsidios no sociales.

Pese a la contundencia de tales resultados, en el presente estudio se pretende —además de aplicar estos análisis a una muestra de datos más amplia y de estudiar la eficiencia del gasto público mediante

un modelo de fronteras estocásticas— identificar y cuantificar aquellos mecanismos específicos en virtud de los cuales la estructura del gasto afecta al crecimiento económico de los países de la región. En particular se analiza la relación entre inversión agrícola privada y niveles y estructura de gasto público rural (efecto *crowding-out* o efecto *crowding-in*). Los datos correspondientes a la región son ambiguos: por ejemplo, Ribeiro y Teixeira (2001) encontraron que en Brasil existe cierta complementariedad entre ambos tipos de inversión (*crowding-in*), mientras que Acosta y Loza (2004) comprobaron que la inversión pública produce en Argentina cierto desplazamiento de la inversión privada (*crowding-out*).

El análisis se basará, en primer lugar, en la estimación de un modelo unidireccional del ingreso agrícola per cápita, el cual estima en forma simultánea cuatro ecuaciones: ingreso agrícola per cápita, porcentaje de subsidios no sociales, nivel de gasto público, e inversión agrícola privada. Este modelo unidireccional incluye una importante modificación, a saber, la incorporación de la inversión privada como determinante del ingreso per cápita, lo que da al modelo un carácter más estructural. En segundo lugar se explora un modelo de ingreso agrícola per cápita frontera. Con este modelo, una vez que se controla por el nivel de inversión privada, el nivel de gasto público y otras variables relacionadas con la disponibilidad de factores productivos y precios, se analiza cómo inciden la estructura del gasto público y otras variables político-institucionales en la eficiencia productiva. En algunos trabajos empíricos se ha encontrado que la estructura del gasto público es un determinante importante de la eficiencia productiva (Puig-Junoy, 2001; Gupta y Verhoeven, 2001).

En el estudio se utilizará un panel de datos integrado por 18 países de la región, en un período que se extiende de 1985 a 2004. Los principales indicadores se extrajeron de GPRural (FAO, 2006), que reúne datos sobre el gasto público destinado a las áreas rurales de los países de la región. El resto del estudio se divide de la siguiente manera: en la Sección 2 se desarrolla el marco conceptual; en la 3 se revisan aspectos metodológicos relacionados con la estimación de los modelos de determinantes del crecimiento, del gasto público y su estructura y de la inversión privada. En la Sección 4 se examinan los resultados, y en la 5 se presentan algunas conclusiones y recomendaciones.

2. MARCO CONCEPTUAL

2.1 Crecimiento agrícola y gasto público rural

Aunque diversos autores habían estudiado los mecanismos por medio de los cuales la política fiscal afecta al crecimiento económico (Anschauer, 1989; Easterly y Rebelo, 1993 y Kneller y Gemmell, 1999), López (2004) propuso un enfoque innovador a este respecto, pues planteó una clasificación diferente de las tradicionales, donde el gasto público es dividido en dos grupos principales: gasto público rural en subsidios no sociales (bienes privados) y gasto en bienes públicos. Según López, además de examinar la relación existente entre gasto público rural e ingreso rural per cápita, es importante considerar también la presencia de ciertos tipos de gastos (subsidios no sociales), que son transferencias socialmente perversas y tienen una tasa de retorno social particularmente baja.

Dado que por definición la provisión de bienes públicos depende casi exclusivamente del Estado, y dado que su déficit raramente es suplido por los agentes privados, una alta asignación del ingreso fiscal a subsidios no sociales tendrá como contrapartida una disminución del gasto en

bienes públicos, lo que se traducirá a su vez en una baja eficiencia productiva del gasto ejecutado. Por el contrario, un aumento del porcentaje del gasto fiscal destinado a bienes públicos constituye un poderoso mecanismo que permite al Estado hacer más eficaces sus intervenciones, sin necesidad de disponer para ello de más recursos, que son lo más difícil de obtener.

En el presente estudio se utilizará la clasificación propuesta por López (2004), y se analizará el efecto que tienen el gasto público y su estructura (porcentaje del gasto en subsidios no sociales) en el ingreso agrícola per cápita. Como se indicó, la inclusión de la inversión agrícola privada como variable explicativa del ingreso agrícola per cápita le da un carácter más estructural al modelo, a diferencia del enfoque reducido usado por López (2004).

2.2 Determinantes del gasto público rural

Allcott, Lederman y López (2006) presentan una interesante revisión de los determinantes del gasto público. La hipótesis de que el suministro de bienes públicos en las zonas rurales de la región es insuficiente ha sido ampliamente respaldada en la literatura (De Ferranti *et al.*, 2005). Según este último estudio, ello obedece a varios factores. Primero, al marcado sesgo pro urbano de las políticas públicas de la región; segundo, a la importancia excesiva que se concede a aquellos subsidios ineficientes y regresivos destinados a algunos grupos específicos de productores (gasto en subsidios no sociales). Aunque las razones de este sesgo son bastante complejas, se proponen allí tres razones principales para el caso de la región: i) los consumidores urbanos y los productores de bienes públicos tienen una mayor participación política; ii) la sobrerrepresentación política de los intereses de los productores agrícolas, y iii) los consumidores de bienes públicos urbanos expresan sus necesidades con mayor fuerza que los del campo (hay un mayor poder electoral en las grandes ciudades). Esto permite pensar que en la política fiscal (asignación del gasto público rural a bienes públicos o privados) influyen poderosamente ciertas características socioeconómicas, políticas, institucionales y demográficas de los diversos países.

Varios estudios apoyan esta hipótesis. En ellos se hace hincapié, en general, en dos grupos de determinantes exógenos de la política fiscal. El primer grupo es el de las variables económicas, donde se destaca la fuerte relación existente entre el PIB per cápita y el gasto público, relación que se conoce como ley de Wagner. Según esta, el tamaño del Estado aumenta conforme crece la economía de un país (Wagner, 1883). El segundo grupo tiene que ver con las variables estructurales de la constitución política, que comprende los modelos de competencia electoral y los de negociación legislativa (*legislative bargaining models*) mencionados en Allcott, Lederman y López (2006).

Según los modelos de competencia electoral, los candidatos maximizan las posibilidades de ser elegidos cambiando votos por promesas. Milesi-Ferretti, Perotti y Rostango (2002) estudiaron los efectos de algunas características de la institucionalidad electoral sobre el tamaño y la composición del gasto público en varios países de la OCDE y de América Latina. El estudio clasificó el gasto público en dos categorías: gastos en compra de bienes y servicios (bienes públicos) y gastos en transferencias. Los autores indican que en los sistemas proporcionales, un determinado distrito electoral puede estar representado por políticos de diferentes partidos, mientras que en los sistemas mayoritarios varios políticos del mismo partido representan a diferentes distritos geográficos. De esta manera, los autores demostraron que en los sistemas proporcionales hay

una mayor tendencia a gastar en transferencias, mientras que en los mayoritarios hay una mayor propensión a gastar en bienes públicos.

Por su parte, Persson (2002), sobre la base de análisis de política comparativa, estudiaron de qué manera ciertos aspectos de la institucionalidad política inciden en la composición y la magnitud del gasto público. En particular, se centraron en dos características fundamentales de la política institucional: el tipo de régimen de gobierno (presidencial frente a parlamentario) y las reglas electorales (sistema proporcional frente a sistema mayoritario). Conforme a sus resultados, en los sistemas presidenciales el tamaño del Estado tiende a ser menor, mientras que los sistemas mayoritarios favorecen las transferencias en desmedro de la inversión en bienes públicos. El punto es que en los sistemas mayoritarios aumenta la competencia entre los partidos, lo que induce un aumento del tamaño del Estado y una disminución de la proporción del gasto en bienes públicos (modelos de competencia electoral). Por otro lado, en el contexto de un *legislative bargaining model*, en los regímenes presidenciales se incrementa la competencia dentro de los grupos políticos y entre los votantes, lo que conduce a una menor asignación de recursos a bienes públicos y a un Estado más pequeño. Estos resultados se oponen en parte a los obtenidos por Milesi-Ferretti, Perotti y Rostagno (2002), por lo que es importante analizar qué ocurre a este respecto en los países de la región.

Además de las variables relacionadas con la institucionalidad electoral, se han propuesto otros determinantes de la política fiscal. Por un lado, se pueden mencionar aquellas vinculadas al grado de información que recibe la población (índice de libertad de prensa, nivel educacional de la población, transparencia, etc.), y, por otro, las que reflejan la capacidad de organización de los grupos sociales (índice de libertades civiles y políticas, fraccionamiento étnico, lingüístico, religioso y geográfico, etc.). Ambos grupos de variables están directamente relacionados con la capacidad de la población de hacer valer sus derechos civiles. Es probable que mientras menos información tengan los ciudadanos acerca de lo que está haciendo el gobierno, mayor libertad tendrá este para asignar el gasto de la forma que más beneficie a sus grupos de interés. Lo mismo podría ocurrir mientras mayores sean las dificultades de la población para organizarse en forma colectiva.

Otra no menos importante variable explicativa del gasto público rural y su estructura es el grado de desigualdad en la distribución del ingreso. En los años noventa, varios estudios mostraron que había una relación ambigua entre desigualdad y crecimiento económico (por ejemplo, Alesina y Rodrick, 1994, Aghion *et al.*, 1999). Sin embargo, Allcott, Lederman y López (2006) sugieren una relación particular entre ambas variables y la política fiscal, pues, a su juicio, en sociedades más desiguales, el cabildeo de las elites incita a los políticos a asignar los recursos a favor de sus intereses (mayor asignación del gasto a bienes privados), lo que afecta negativamente al crecimiento a través de los mecanismos ya explicados. Con esto, en definitiva, se forma un ciclo vicioso, pues conforme las elites cobran mayor importancia (lo que ocurre a medida que las sociedades son más desiguales), el gasto público tiende a favorecer a esas mismas minorías (mayor porcentaje de subsidios no sociales), lo que permite a su vez que las elites ganen aún más poder político.

Este círculo vicioso puede analizarse de una manera aún más amplia, donde el poder político de las elites puede aumentar también de forma indirecta. Una mayor asignación del gasto público a subsidios no sociales tiene efectos negativos sobre el crecimiento económico, lo que contribuye a su vez al aumento de la pobreza, con lo cual la desigualdad en la distribución de la riqueza se

agudiza todavía más, lo que contribuye a una mayor participación política de las elites. A pesar de todo, es posible romper este círculo vicioso, prueba importante de lo cual son las variables que influyen en la decisión de invertir en bienes públicos o privados. Como se dijo, variables como el sistema electoral, el régimen de gobierno, la estabilidad política y democrática, la transparencia y los índices de libertad pueden ser perfectamente manejadas por los países, con el objeto de obtener una composición del gasto público mucho más propensa a reducir la desigualdad.

En definitiva, utilizando las variables descritas, el modelo de determinantes del gasto público rural y su estructura permitirá investigar a fondo los factores que han determinado que en los países de la región se hayan destinado proporciones tan altas del ingreso fiscal a subsidios no sociales. Esto permitirá a la vez atenuar o eliminar los posibles problemas de endogeneidad de las variables del gasto, problemas que podrían sesgar los efectos estimados.

2.3 Crecimiento, gasto público e inversión privada

En la literatura hay claro consenso en torno a que la inversión privada es fundamental para el logro de altos niveles de crecimiento económico. Por ello, en el modelo de determinantes del ingreso rural per cápita es imprescindible considerar una variable que registre cómo ha evolucionado la inversión privada en el sector agrícola durante los años en análisis. Además, es importante tener en cuenta que, al igual que las variables de gasto público, la inversión privada debe ser integrada en los modelos como una variable exógena, lo que hace necesario controlarla por un grupo de variables que la determinen.

El modelo de acelerador flexible es uno de los más utilizados en estudios empíricos. Este sostiene que la inversión privada en un período determinado (I_t) es una función de la diferencia entre el nivel óptimo de capital (K^*) y el nivel del monto de capital al final del período anterior (K_{t-1}). El modelo supone que las empresas se ajustan de modo gradual a su monto de capital óptimo, porque la inversión no se materializa en forma inmediata. El modelo puede representarse de la siguiente forma:

$$I_t = \lambda[K^*(p) - K_{t-1}] \quad (\text{Ecuación } 1)$$

donde λ es una constante positiva menor que 1 y p es un vector de factores que afectan al nivel óptimo o deseado del monto de capital. Normalmente este vector incluye variables que inciden en la tasa de retorno del capital (como precios esperados del producto y políticas comerciales esperadas) y factores políticos, como estabilidad democrática y grado de corrupción del gobierno. De esta manera, la inversión será una función de tales variables y del monto de capital en el período anterior.

Sin embargo, la inversión pública puede ser otro importante determinante de la inversión privada. López (2004) demuestra que algunos subsidios a la inversión en capital físico y financiero, aun con fallas en el mercado de crédito, no se justifican, ya que afectan negativamente a la eficiencia y el crecimiento económico. Lo contrario ocurre con la inversión en capital humano, donde sí se justifican los subsidios públicos. Este efecto negativo de los subsidios no sociales sobre el crecimiento puede tener distintas interpretaciones. Una de ellas es que los subsidios desplazan la inversión privada, lo que reduce a su vez los niveles de crecimiento. Otra interpretación es que los

subsidios propician la inversión, pero su impacto negativo sobre el crecimiento se debe a otros efectos, no necesariamente relacionados con la inversión privada.

Con este modelo de inversión privada podrán analizarse no solo los determinantes de esta, sino también la relación existente entre la magnitud y estructura de la inversión pública y la inversión privada. Lo más importante es establecer si los altos niveles de inversión en subsidios no sociales cursados en los países de la región a la agricultura son en definitiva pro inversión o si, por el contrario, están de algún modo desplazando o sustituyendo la acción de los agentes privados.

2.4 Eficiencia técnica del gasto público rural

Los estudios que han abordado una función del PIB per cápita han ratificado, hasta cierto punto, que el gasto público incide positivamente sobre aquel. En un trabajo realizado en los Estados Unidos se estimó una función del PIB per cápita frontera para 48 estados del país, con el objetivo de determinar cómo influye la estructura del gasto en su eficiencia productiva. En el estudio se determinó que al utilizar el capital privado, el nivel de empleo y el capital público (inversión pública) como variables explicativas, había ineficiencias técnicas en la utilización de estos factores, que en gran medida eran atribuibles a la composición del gasto público (Puig-Junoy, 2001).

La función de ingreso agrícola utilizada en el presente estudio puede ser abordada también desde la perspectiva de un modelo de fronteras estocásticas, donde pueden estimarse índices de eficiencia técnica relativa para todos los países de la muestra. Este análisis permitirá examinar de qué modo la estructura del gasto fiscal (porcentaje de subsidios no sociales) y algunas variables político-institucionales afectan a la eficiencia o al grado de ineficiencia productiva de los países de la región. Lo que hace esta metodología es especificar el PIB agrícola per cápita, controlando lo menos posible por factores que inciden directamente en la productividad, de manera que en la segunda etapa (determinantes de la eficiencia técnica) se expliquen las diferencias no estocásticas de productividad entre los países por medio de factores que afecten a la productividad.

En este sentido, el PIB per cápita, a diferencia de la función de producción, es solo una función de categorías productivas y de valoración, como el precio de los productos y los insumos. Esto significa que al estimar el residuo compuesto de esta función, es posible separar el factor puramente estocástico y el índice de eficiencia técnica, el cual estaría reflejando en gran medida el grado de eficiencia o de ineficiencia de los países en la utilización de sus recursos productivos, principalmente los de origen fiscal.

Lo que se pretende con los distintos modelos usados en este estudio es encontrar respuesta, entre otras, a las siguientes preguntas: i) ¿El gasto público rural y su composición desempeñan o no un rol importante en el crecimiento económico sectorial y en el mejoramiento de la productividad rural? ii) ¿Hay variables del ámbito socioeconómico, político e institucional que expliquen los niveles y la composición del gasto público rural? iii) ¿Los subsidios no sociales tienen o no un efecto pro inversión privada en América Latina y el Caribe? iv) ¿Hay diferencias significativas en el grado de ineficiencia técnica de los países? v) ¿Cuales son sus determinantes?

G_{it} , que representa el nivel total gasto público rural; E_{it} , que es el porcentaje del gasto público rural asignado a bienes privados (subsidios); I_{it} , el índice de inversión en el sector agrícola; N_{it} , que es una medida del PIB no agrícola per cápita; T_{it} , un índice de apertura comercial estimado; P_{it} , un índice de precios agrícolas construido con datos de precios y cantidades, y finalmente M_{it} , una variable binaria de control que absorbe el efecto económico ocasionado por el huracán Mitch en Centroamérica en 1999. Junto con lo anterior, se pudieron observar μ_i , que es un error de efecto fijo de país o, alternativamente, un efecto aleatorio, y ε_{it} , un error aleatorio e independientemente distribuido con media cero y varianza constante σ^2 . A continuación se hace una descripción un poco más intuitiva de las principales variables:

- 1) Hay algunas variables propias de cada país que pueden afectar al PIB agrícola, pero no están explicitadas en el modelo. Por eso, se pretende controlar estas variables omitidas con efectos fijos o efectos aleatorios de cada país mediante μ_i . La omisión de μ_i podría provocar el sesgo de los parámetros, debido a posibles correlaciones de las variables omitidas con las variables explicativas que sí integran el modelo.
- 2) Dada la naturaleza de los recursos públicos destinados a las áreas rurales, es posible que su efecto sobre los indicadores de desempeño del sector agrícola sea dinámico (esto es, lleva cierto retraso). Por ello podría ser adecuado, alternativamente, utilizar el monto del gasto público rural como variable explicativa del ingreso. Para eso se recurrió a la fórmula utilizada por Fan y Rao (2003) para calcular el monto del gasto público rural:

$$skgp_t = I_t + (1 - \delta)skgp_{t-1} \quad (\text{Ecuación 4})$$

$$skgp_0 = \frac{I_0}{(r + \delta)} \quad (\text{Ecuación 5})$$

donde I_t es el gasto público real en el período t (*proxy* de inversión); δ es la tasa de depreciación del capital, y r es la tasa de interés real. En este caso se utilizó una tasa de depreciación de 10 por ciento y una tasa de interés real de 6 por ciento. Con este modelo con monto del gasto público rural se pretende confirmar los resultados obtenidos con los modelos que incorporan el nivel del gasto.

- 3) La variable de subsidios no sociales representa el fragmento del gasto rural total que se destina a aquellos subsidios regresivos que atienden a un grupo muy pequeño y pudiente de la población. Dado que estos subsidios son discriminatorios, contribuyen muy poco al aumento de la productividad, por lo cual su efecto esperado sobre el crecimiento del sector agrícola no es positivo. Esta variable representa las siguientes partidas de gasto presentes en GPRural (2006): comercialización interna y externa de productos, fomento forestal, fomento productivo rural focalizado y programas especiales, infraestructura de riego o irrigación agrícola, programas de desarrollo rural integral y programas de compra de tierras y expropiaciones para dotación agraria. Para estas tres últimas partidas del gasto se consideró solo el 50 ciento de su valor, dado que están compuestas no solo de subsidios, sino que son asignadas también, en gran parte, a bienes públicos. Ejemplo claro de esto último es el gasto en infraestructura de riego, que subsidia inversiones

- en obras de riego hechas por agentes privados, pero financia también obras de riego grandes y medianas, como canales, embalses y otros.
- 4) El índice de inversión incluido en los modelos tiene como objetivo explorar el modo en que evoluciona la inversión privada en el sector agrícola en los años estudiados. El índice se calculó mediante la técnica estadística de análisis de componentes principales (ACP), cuya finalidad es hallar combinaciones lineales de variables representativas de cierto fenómeno multidimensional, con la propiedad de que exhiban varianza máxima y correlación nula entre sí. Este análisis permitió obtener un índice de inversión a partir de la evolución de los cambios en la cantidad de maquinaria agrícola per cápita (tractores) y de superficie bajo riego per cápita. Por medio del ACP se redujeron estas variables a un índice, que retuvo aquellas características del conjunto de datos que contribuyen a su varianza (el índice de inversión utilizado representa aproximadamente el 86 por ciento de la varianza existente en las variables). Este índice representa el logaritmo natural de flujo de inversión agrícola privada per cápita recibida en maquinaria y en riego en los períodos estudiados. En el caso de los modelos con monto de gasto público, se utilizó un índice de inversión que refleja la magnitud de la inversión.
 - 5) Otro factor que influye en el crecimiento agrícola es la intensidad del comercio entre los países. En primera instancia, podría utilizarse un índice de apertura comercial obtenido a partir de la ratio entre volumen de comercio y PIB nacional. Sin embargo, este índice no toma en cuenta las diferencias existentes en variables como la superficie del país, el tamaño de la población o la composición de las exportaciones. Por tal motivo, en este trabajo se empleó un índice que es controlado por algunas variables explicativas, como superficie del país, población, y una variable binaria que expresa si el país tiene o no acceso soberano al mar.
 - 6) Al igual que el índice de apertura comercial y el PIB no agrícola per cápita, la variable del índice de precios al productor y la variable binaria del huracán Mitch se agregaron al modelo como variables de control. Se calculó el índice de precios para cada país, combinando datos de producción agrícola y el precio internacional de los productos básicos.

3.2 Modelo de determinantes del gasto público

Como se dijo, el modelo antes estimado podía estar sesgado a causa de una posible endogeneidad de las variables de gasto público rural (G y E), problema que es necesario solucionar mediante el uso de variables instrumentales. En este apartado se plantea un modelo de determinantes del gasto público y su estructura que complementa el avance ya hecho por Allcott, Lederman y López (2006). De acuerdo con los instrumentos elegidos, G y E están en función de las siguientes variables:

$$\{G, E\} = f(\text{elecciones}_{it}, \text{normas electorales}_{it}, \text{dist. ingreso}_{it}, \text{acción colectiva}_{it}, \text{estabilidad}_{it}, \text{controles}, u_{it}) \quad (\text{Ecuación } 6)$$

donde la variable elección representa el año en que hubo elecciones presidenciales durante el período. Esta variable toma valor 1 en el año de elección i para el país j ; en caso contrario,

toma el valor 0. Es posible que en años de elecciones el gasto público tenga un comportamiento muy distinto al de otros años, en el sentido de que se favorece un gasto más focalizado (gasto en subsidios no sociales).

También se utilizaron algunas variables relacionadas con las normas electorales, la principal de las cuales es el grado de proporcionalidad del sistema electoral. Esta variable, que se elaboró con datos de la Database of Political Institution de Beck et al. (2005), se calculó mediante la multiplicación de una variable binaria (que tiene valor 1 si en el país rige un sistema electoral proporcional y un valor 0 si no ocurre así) por una variable que refleja el número promedio de representantes de cada distrito electoral legislativo. En este grupo se consideró también una variable binaria que tiene valor 1 si el régimen político es presidencial y valor 0 si no lo es. Según se desprende de diversos estudios empíricos, los sistemas electorales proporcionales tienden a favorecer el gasto en bienes públicos. Por el contrario, los regímenes presidenciales, además de reducir el tamaño del Estado, favorecen una asignación focalizada del gasto (Persson, 2002).

Como variable de distribución del ingreso se utilizó el promedio del índice de Gini del período en cuestión (1985-2001), en el cual hubo en promedio 10 mediciones de este índice por país, que se recopilieron de distintas fuentes (CEPAL, Banco Mundial, PNUD, etc.). Como se puede observar en los datos, el índice varió muy poco en los diferentes países durante el período. Tal como dijo, una mayor desigualdad en la distribución del ingreso propicia el fortalecimiento político de las elites, lo que redundará a su vez en que el gobierno les asigna mayor cantidad de recursos. Es decir, una menor equidad es sinónimo de una menor asignación del gasto en bienes públicos.

Otro grupo de variables, como acción colectiva y grado de información, tiene ver con la capacidad de la población civil de reivindicar sus derechos. El grado de información de la ciudadanía es de gran trascendencia, y por ello se utiliza un índice de libertad de prensa, que evalúa la capacidad de los medios de comunicación de buscar, analizar y difundir noticias importantes para la ciudadanía en el ámbito político, el económico y el legal. Este índice, que se tomó de Freedom House, adopta valores que van de 0 a 100, siendo 0 un nivel de libertad total. Otra variable que se agrega a este grupo es el índice de libertad, que está constituido por una serie de variables que se clasifican en dos tipos: derechos políticos y libertades civiles. En el caso de los primeros, se consideran variables referidas a transparencia en procesos electorarios, participación y pluralismo político, funcionamiento del gobierno, etc., mientras que en el de las libertades civiles se consideran variables como libertad de expresión y de culto, aplicación de la ley, etc. Para este índice se obtiene una puntuación que va de 1 a 7 (máximo y mínimo grado de libertad respectivamente).

En cuanto al poder de organización de la ciudadanía, se consideró un índice de fraccionamiento étnico-lingüístico, que indica que mientras mayor sea la capacidad de organización de los ciudadanos (esto es, mientras menor sea el fraccionamiento étnico-lingüístico), mayor presión política podrán ejercer, lo que obligará al gobierno a actuar de modo más responsable. Lo mismo debiera ocurrir al aumentar la libertad de prensa y la libertad en general. De este modo, se espera que haya una relación directa entre el índice de libertad y de fraccionamiento étnico-lingüístico y el porcentaje de gasto en subsidios no sociales. El índice de libertad de prensa y el nivel de competencia política deberían ejercer el efecto contrario sobre las variables del gasto.

El grado de estabilidad democrática es otro de los puntos importantes del modelo de determinantes del gasto. Una mayor percepción de estabilidad democrática permite un horizonte más amplio a los políticos en el poder, lo que podría tener efectos negativos sobre la provisión

de bienes públicos y positivos sobre el tamaño del Estado. A todas las variables antes descritas se agrega un grupo de variables de control, a saber, el PIB no agrícola per cápita, el índice de apertura comercial, el índice de precios agrícolas, la variable binaria del huracán Mitch y la superficie agrícola per cápita.

3.3 Modelo de determinantes de la inversión agrícola privada

Al igual que el gasto público y su estructura, la variable de inversión agrícola utilizada en la ecuación 3 tiene un comportamiento endógeno. Por eso, y por la necesidad de analizar la relación existente entre inversión pública e inversión privada, se plantea un modelo de acelerador flexible de la inversión agrícola privada aceleradora (véase la ecuación 1). A partir del modelo de Servén y Solimano (1992) —que propone como posibles determinantes de la inversión privada variables como producto interno, tasa de interés real, inversión pública, crédito disponible para la inversión, magnitud de la deuda externa, tipo de cambio y estabilidad macroeconómica—, se propone aquí el siguiente modelo explicativo para la inversión agrícola privada:

$$I_{it} = f(\text{gasto subsidios}_{it}, \text{gasto rural}_{it}, \text{PIB no agrícola}_{it}, \text{apertura}_{it}, \text{estabilidad}_{it}, \text{corrupción}_{it}, \text{precios de productos}_{it}, K_{t-1}, u_{it}) \quad (\text{Ecuación } 7)$$

donde I_{it} representa el flujo de inversión agrícola privada per cápita, que se espera tenga una relación positiva con el grado de estabilidad democrática, el PIB no agrícola y el índice de apertura comercial, y una relación negativa con el grado de corrupción y el monto de capital agrícola privado en el período anterior (K_{t-1}). Sin embargo, la relación con los niveles de gasto público y la proporción de subsidios no sociales es todavía ambigua.

La estimación de las ecuaciones 3, 6 y 7 en forma independiente permite extraer muchas conclusiones importantes, pero, para evitar cualquier sesgo en los parámetros, lo más adecuado es estimar un sistema de ecuaciones en forma simultánea. Para ello se estimaron algunos sistemas de ecuaciones simultáneas con el método de mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS), siendo el principal de ellos el de cuatro ecuaciones (PIB agrícola per cápita, gasto público rural, porcentaje de subsidios no sociales e inversión agrícola privada). De este se extraerán las principales conclusiones del presente estudio.

3.4 Modelo de eficiencia técnica del gasto público rural

El estudio de la eficiencia productiva tuvo sus inicios con el aporte precursor de Farrel, en 1957, que en el contexto del estudio de las empresas propuso por primera vez una forma de medir la eficiencia técnica y la eficiencia asignativa de estas. La eficiencia técnica exige un aprovechamiento adecuado de los recursos productivos, de modo que no se pueda aumentar la producción sin incrementar el uso de los insumos, o, dicho de otra manera, no se puedan reducir los costos sin modificar la cantidad producida. Por su parte, la eficiencia asignativa exige la elección del proceso productivo más barato, tomando en cuenta para ello la productividad y el precio de los factores.

Varias líneas de trabajo se han originado a partir del estudio precursor de Farrell. Una de ellas es la estimación de fronteras de producción estocásticas, cuyos iniciadores son Aigner, Lovell y Schimidt (1977) y Meeusen y van den Broeck (1977). Se trata de una técnica en que la frontera se estima mediante métodos econométricos, donde se obtienen dos términos de error: un término de error estocástico y otro término de error sistemático, error este último que se origina por las diferencias de eficiencia existentes entre las unidades que toman decisiones (DMU). El método se ha usado no solo para calcular la eficiencia técnica productiva de un grupo de empresas, sino que se ha aplicado también en diferentes ámbitos, más allá del empresarial.

El medir empíricamente la eficiencia productiva de una DMU significa en realidad diferenciar las empresas que tienen buen desempeño de las que no lo tienen, de manera que se puedan sacar lecciones de ello. Las metodologías que se utilizan para la medición difieren básicamente por el modo en que se genera la frontera. Estas aproximaciones pueden dividirse en dos grandes grupos, las aproximaciones paramétricas y las no paramétricas. El primer método, que es el más utilizado, consiste en especificar una forma funcional concreta para la frontera, de manera de estimar sus parámetros con técnicas econométricas. Dentro del método paramétrico, como se detalla a continuación, se destacan dos tipos de fronteras, las deterministas y las aleatorias.

La característica principal de las fronteras deterministas es que todas las diferencias existentes entre la frontera y el comportamiento real de la DMU se consideran ineficiencias. El hecho de que la distancia de la frontera se atribuya exclusivamente a la ineficiencia técnica es una desventaja de este método, pues no toma en cuenta posibles shocks (que no son del control de la DMU), los cuales no afectan en igual medida a todas las empresas.

Por eso, en el método de fronteras estocásticas se agrega la posibilidad de que el desempeño de las DMU pueda ser afectado por factores aleatorios que no están bajo su control. Ahora, por lo tanto, la función que debe ser estimada (ecuación 8) incluye un término de error descompuesto en dos: el primero (v_i) es un error aleatorio y simétrico, i.i.d. con media cero. Este error v_i representa las ocurrencias que no pueden ser controladas por las DMU. El segundo término de error representa el índice de ineficiencia técnica u_i , que se supone es no negativo, se distribuye independientemente de v_i y sigue la distribución asimétrica de una cola.

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) e^{(v_{it} - u_{it})} \quad (\text{Ecuación } 8)$$

Entonces, tomando como punto de referencia la frontera de producción estocástica, el índice de eficiencia técnica para la empresa i en el tiempo t puede ser calculado con la expresión (9).

$$ET_{it} = \frac{y_{it}}{f(x_{it}, \beta) + v_{it}} = \frac{f(x_{it}, \beta) e^{(v_{it} - u_{it})}}{f(x_{it}, \beta) e^{(v_{it})}} = e^{-u_{it}} \quad (\text{Ecuación } 9)$$

Este índice de (in)eficiencia técnica puede ser considerado en un modelo de regresión lineal, de manera que se puedan analizar sus determinantes. Varios autores atribuyen estas ineficiencias a la capacidad de gestión de quienes toman las decisiones (en este caso, los gobiernos), de forma que algunos estudios han conseguido extraer explicaciones haciendo regresiones de los índices de

eficiencia técnica frente a variables explicativas que caracterizan a las DMU y a quienes toman las decisiones. El modelo que se ha utilizado en estas regresiones es el siguiente:

$$\hat{u}_{it} = (w_{it}, \delta) + \omega_{it} \quad (\text{Ecuación 10})$$

donde ω_{it} sigue una distribución normal-truncada en $-\mathbf{z}_{it}\alpha$ con media 0 y varianza constante; w_i es un vector de variables típicas de quienes toman las decisiones, y u_i es el índice de eficiencia técnica antes definido. En la medida en que los paquetes econométricos lo permitan, el modelo de determinantes de la eficiencia técnica y la función frontera deberían ser estimados simultáneamente.

Fuera del ámbito empresarial, muchos autores han analizado la eficiencia productiva de las economías. En numerosos estudios (por ejemplo, Delgado y Álvarez, 2003) se han medido los niveles de eficiencia productiva de los países de la Unión Europea (UE), con el propósito de evaluar cómo ha evolucionado la eficiencia técnica en el contexto de un modelo de crecimiento económico. En el Cuadro 1 se enumeran algunos estudios que han tratado la eficiencia técnica a partir de funciones agregadas.

■ CUADRO 1

ESTIMACIÓN DE ÍNDICES DE EFICIENCIA TÉCNICA A PARTIR DE FUNCIONES AGREGADAS, UTILIZANDO EL GASTO PÚBLICO COMO VARIABLE EXPLICATIVA

Referencia	Período	Tipo frontera	Factores de producción
Delgado y Álvarez (2003)	Países UE (1980-2001)	Frontera estocástica	Empleo Capital privado Capital público Monto gasto público en educación
Delgado y Álvarez (2005)	Países UE (1980-1997)	Frontera estocástica	Empleo Capital privado
Gupta y Verhoeven (2001)	África y Asia (1984-1985)	FDH	Gasto en educación Gasto en salud
Perelman (1995)	Países de la OCDE (1970-1987)	Frontera estocástica DEA	Gasto en I+D Competencia internacional Variables de carácter estructural
Puig-Junoy (2001)	48 estados de Estados Unidos (1970-1983)	Frontera estocástica	Empleo Capital privado Capital público

Fuente: elaboración propia.

Nota: UE: Unión Europea. FDH (Full Diposable Hull) es un método no paramétrico. OCDE: Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos. DEA: Análisis envolvente de datos. ID: Investigación y desarrollo.

En los estudios sobre eficiencia del gasto público pueden distinguirse tres áreas principales de análisis. La primera se refiere a aplicaciones prácticas puntuales en un país o región (por ejemplo, evaluación cualitativa de un programa); la segunda, a análisis cuantitativos, donde se toman en cuenta muchos indicadores, que a la larga demuestran la eficacia del gasto público; la tercera, a análisis en que se considera la estructura o composición del gasto público como determinante de las diferencias en cuanto a eficiencia productiva. Precisamente a este resultado llega, por ejemplo, Puig-Junoy (2001), en un estudio hecho en el contexto de un modelo de crecimiento económico que considera el monto de capital público como variable explicativa.

El modelo de eficiencia técnica del gasto público rural que se plantea en este trabajo utiliza el mismo enfoque, es decir, estima un modelo de crecimiento económico frontera similar al presentado en la ecuación (3), a partir del cual se estima un índice de eficiencia técnica que posteriormente es abordado en un modelo lineal, que utiliza a su vez como variables explicativas la estructura del gasto público (porcentaje de subsidios) y algunas variables político-institucionales. La función del PIB agrícola per cápita frontera se especifica del siguiente modo:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_{it} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 N_{it} + \beta_4 T_{it} + \gamma_1 P_{it} + \gamma_2 M_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (\text{Ecuación 11})$$

donde G_{it} representa el gasto público rural per cápita; I_{it} el índice de inversión en el sector agrícola; N_{it} el PIB no agrícola per cápita, y T_{it} el índice de apertura comercial. También se emplean como variables de control el índice de precios agrícolas y la variable binaria del huracán Mitch. v_{it} representa un término de error aleatorio i.i.d. con media 0 y varianza constante, y u_{it} es un error no negativo que representa el índice de ineficiencia técnica. Por medio de la expresión (9), el término de error u_{it} estimado en el modelo anterior puede ser transformado en un índice de eficiencia técnica, el cual puede a su vez ser especificado en función de un vector de variables Z , como se muestra a continuación:

$$ET_i = \delta_0 + \delta_1 E_i + \delta_2 cpi_i + \delta_3 P_i + \delta_4 C_i + \delta_5 pf_i + \delta_6 S_i + \delta_7 ilp_i + \delta_8 il_i w_i \quad (\text{Ecuación 12})$$

donde ET_i representa el nivel de eficiencia técnica del país i estimado a partir de la función frontera expresada en la ecuación 11. Como variable explicativa se incluyó el porcentaje de subsidios no sociales E_i , que se espera tenga una relación negativa con el nivel de eficiencia productiva. El grado de percepción de la corrupción (cpi_i) es también una variable importante para determinar los niveles de eficiencia, dado que gobiernos más corruptos tienden a malgastar los ingresos fiscales en beneficio de los grupos de mayor representación política, lo que tiene un efecto negativo sobre la eficiencia del gasto. Asimismo, se agregaron otras variables explicativas, a saber, el grado de proporcionalidad de los sistemas electorales (P_i); el grado de competencia política (C_i); una variable binaria si el país es federal (pf_i); una de estabilidad democrática (S_i); el índice de libertad de prensa (ilp_i), y el índice de libertad en general (il_i). El modelo de frontera estocástica del ingreso agrícola per cápita se estimó con el método de máxima verosimilitud, siguiendo lo propuesto por Battese y Coelli (1988) acerca del análisis de la eficiencia técnica con datos de panel.

3.5 Datos del estudio

La mayoría de los datos utilizados en este estudio se extrajeron de la base de datos de estadísticas e indicadores de gasto público de la Oficina Regional de la FAO para América Latina y el Caribe (GPRural). Como se dijo, el presente estudio se refiere al desempeño respectivo de 18 países de la región durante el período 1985-2004.

En un análisis agregado de los datos es posible identificar algunas tendencias muy claras (véase el Cuadro 9 del Anexo). En efecto, en una primera etapa del período analizado, disminuyó la participación del gasto público rural en el gasto total del gobierno, pues bajó de casi ocho por ciento en el subperíodo 1985-1990 a cerca de seis por ciento en el de 1996-2001. La reducción no fue solo en términos relativos, sino también absolutos, pues en el mismo lapso el gasto público rural per cápita promedio de la región cayó de unos 222 dólares EE.UU. (del año 2000) a 143 dólares EE.UU.

La reducción del gasto rural per cápita estuvo acompañada de una baja de la participación de los subsidios no sociales en el gasto rural total. Como se advierte en el Gráfico 1, esa participación disminuyó de 33 por ciento en el subperíodo 1985-1990 a cerca de 25 por ciento en el de 1996-2001 (promedio ponderado). En cuanto a la composición del gasto público rural, destaca la disminución de la participación del gasto en fomento productivo (*proxy* del gasto agrícola) en el gasto rural total. En promedio, el gasto en fomento productivo bajó en igual lapso de cerca del 88 por ciento del gasto rural total a aproximadamente un 71 por ciento. Esta reducción del gasto agrícola se vio acompañada de un aumento del gasto en infraestructura y de las inversiones en servicios sociales. El cambio paulatino en la orientación del gasto rural tuvo consecuencias directas en la asignación del gasto a bienes públicos. La participación de estos gastos aumentó significativamente en el período en análisis, con lo que cambió en alguna medida la tendencia histórica de los países latinoamericanos y caribeños, que asignaban buena parte de sus recursos en subsidios no sociales a grupos reducidos de la población, lo cual, como se ha visto, contribuye muy poco a mejorar la productividad rural.

En promedio, el Índice de Orientación Agrícola (IOA) de la región se redujo, lo que obedeció principalmente a dos causas: en primer lugar, se redujo porque el sector agrícola creció proporcionalmente más que los recursos que se le destinaron, y, en segundo lugar, por la reestructuración de la administración pública de los países, que afortunadamente tendió a asignar cada vez más recursos a inversiones sociales (servicios sociales e infraestructura), las cuales no se incluyen en el cálculo de este índice. Conviene recordar que el IOA refleja la importancia otorgada al sector agrícola desde el punto de vista de la asignación de los recursos públicos. En efecto, el indicador se calcula combinando la información sobre la participación de la agricultura en el PIB nacional y la participación del gasto público agrícola (gasto en fomento productivo) en el gasto público total. Cuanto mayor sea el índice, mayor será la participación del gasto público agrícola en el gasto público total relativo a la contribución del sector agrícola a la economía nacional.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

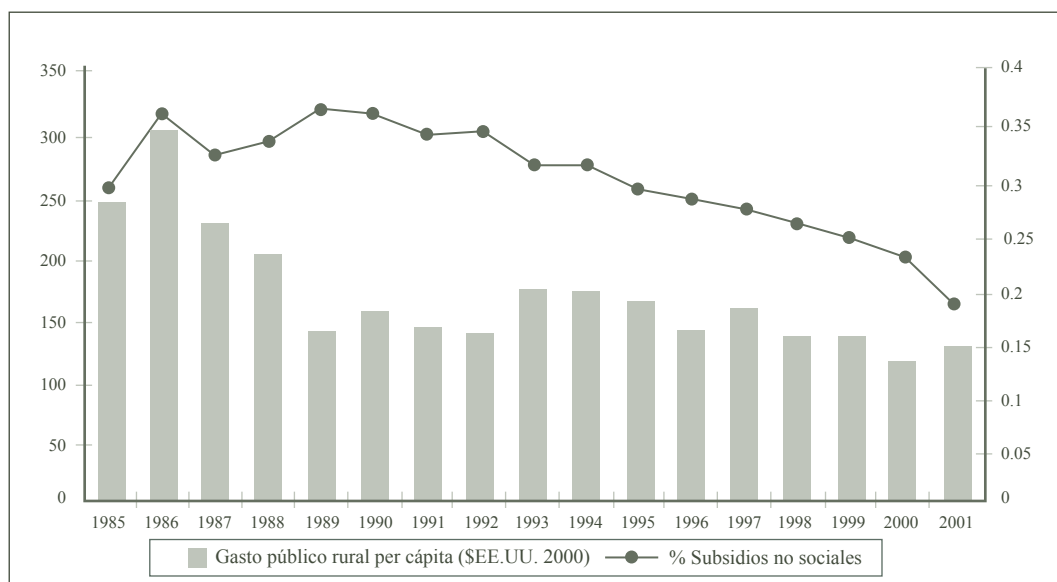
4.1 Determinantes del ingreso agrícola per cápita

En los Cuadros 3 y 4 del Anexo y en el Cuadro 2 del texto se muestran los principales resultados del modelo de determinantes del ingreso agrícola per cápita, estimado con el método de efectos

GRÁFICO 1

AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: EVOLUCIÓN DEL GASTO PÚBLICO RURAL Y DE LOS SUBSIDIOS NO SOCIALES, 1985-2001

(Porcentajes; promedio simple; dólares EE.UU. del año 2000)



Fuente: elaboración propia con estadísticas de la Base de datos GPRural – FAO, 2006.

fijos, el de efectos aleatorios y el método de Arellano-Bover (1995). El resultado general a que se arriba con estos modelos es que el ingreso rural per cápita tiende a elevarse conforme aumenta la cantidad de recursos públicos invertidos en las áreas rurales. Esta relación positiva se advierte sobre todo con el modelo dinámico y, también, con aquel en que se utiliza la variable de gasto como un stock (véase el Cuadro 4 del Anexo). Un resultado aún más importante es el que se obtiene de la estructura del gasto, cuyo parámetro sugiere una fuerte relación negativa entre los niveles de ingreso per cápita y el porcentaje de subsidios no sociales. Las elasticidades indican que al mantener el gasto público rural constante, una reducción de 10 por ciento de la participación de los subsidios no sociales en el gasto permitiría aumentar el ingreso agrícola per cápita en cerca de 2,5 por ciento.

Para examinar el cambio que experimentaría el PIB agrícola per cápita si cada país igualara su asignación de subsidios no sociales al promedio de la región (30 por ciento), se realizó una simulación. Como puede verse en el Cuadro 2 del Anexo, en Brasil se asigna una proporción muy alta del gasto a subsidios (84 por ciento), y una reducción al 30 por ciento permitiría elevar cerca de 16 por ciento el ingreso agrícola per cápita. En Honduras, país de la región que tiene la menor asignación de gasto fiscal a subsidios (7,6 por ciento), la misma operación acarrearía un descenso del PIB agrícola per cápita del orden del 75 por ciento. Estos resultados no dejan de llamar la atención, dado que no suponen un aumento de la cantidad total de recursos estatales destinados a las zonas rurales, por lo que convendría que los encargados de elaborar el presupuesto fiscal se fijaran en ellos.

■ CUADRO 2

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO RURAL PER CÁPITA

VARIABLES	Efectos fijos		Efectos aleatorios		Arellano-Bond	
Variable dependiente: Log PIB agrícola per cápita						
Log PIB agrícola per cápita (-1)					0,910**	(0,017)
% de gasto en subsidios no sociales	-0,267**	(0,103)	-0,257**	(0,102)	-0,112**	(0,040)
Log del gasto público rural PC	0,022	(0,022)	0,035	(0,023)	0,041**	(0,009)
Índice de inversión agrícola per cápita	0,186	(0,379)	0,233	(0,391)	0,424*	(0,225)
Log PIB no agrícola PC	0,579**	(0,113)	0,679**	(0,096)	0,045**	(0,021)
Índice de apertura comercial	0,156**	(0,052)	0,117**	(0,053)	-0,044*	(0,026)
Índice de precios agrícolas	-0,116	(0,078)	-0,092	(0,080)	0,020	(0,042)
Huracán Mitch (ocurrencia =1)	-0,084	(0,072)	-0,084	(0,075)	-0,050	(0,041)
Constante	1,929**	(0,933)	1,027	(0,785)	0,069	(0,132)
R2						
Whitin	0,275		0,269			
Between	0,429		0,476			
Overall	0,418		0,467			
Observaciones	256		256		256	
Test de especificación de Hausman p-value					0,903	
Sargan test p-value			0.704			
Arellano-Bond test AR(2) p-value					0,136	

Nota: los valores entre paréntesis equivalen a la desviación estándar. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

Esta relación entre gasto público e ingreso rural per cápita, además de confirmar en gran parte los hallazgos de López y asociados, ha sido muy consistente a través de todas las estimaciones. Aunque se observan pequeñas diferencias en la magnitud de las elasticidades, los resultados obtenidos con todos los modelos (efectos fijos, efectos aleatorios y Arellano-Bover) arrojan los mismos signos y la misma relación de causalidad.

Los modelos en tres etapas (véanse el Cuadro 3 del texto y los Cuadros 5, 6 y 7 del Anexo) muestran resultados similares a los del Cuadro 2, lo que les da un mayor grado de confiabilidad a los valores de estos parámetros. Estos modelos fueron estimados en cuatro ecuaciones simultáneas (PIB agrícola per cápita, porcentaje de subsidios no sociales, gasto público rural total, e inversión agrícola privada), con el objeto de que sus parámetros representasen el efecto unidireccional de las variables de gasto e inversión privada sobre el ingreso agrícola. El efecto del porcentaje de subsidios sobre el ingreso agrícola per cápita, además de ser negativo, como ya se había encontrado con los otros modelos, presenta una elasticidad aún más alta, del orden de 1,2. Esto indica definitivamente que el camino más expedito para mejorar la eficiencia productiva del gasto fiscal es la optimización de la estructura del gasto.

■ CUADRO 3

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO RURAL PER CÁPITA (3SLS)

Variables	PIB agrícola per cápita		% de gasto en subsidios no sociales		Gasto público rural		Inversión agrícola per cápita ^a	
% de gasto en subsidios no sociales	-1,251**	(0,148)					0,025*	(0,016)
Log del gasto público rural PC	0,262**	(0,034)					-0,006*	(0,003)
Índice de inversión agrícola PC	1,499*	(0,921)						
Log PIB no agrícola PC	0,463**	(0,072)	-0,047*	(0,028)	1,565**	(0,171)	-0,006	(0,017)
Índice de apertura comercial	-0,884**	(0,085)	-0,120**	(0,032)	0,851**	(0,193)	-0,027**	(0,008)
Índice de precios agrícolas	0,063	(0,222)	0,136*	(0,079)	0,107	(0,475)	-0,011	(0,012)
Huracán Mitch (ocurrencia = 1)	-0,305	(0,216)	-0,015	(0,076)	0,398	(0,461)		
Años de estabilidad democrática	0,029**	(0,013)	-0,013**	(0,005)	-0,105**	(0,033)	0,002	(0,002)
Fraccionamiento étnico-lingüístico	-0,065	(0,144)	0,181**	(0,053)	1,679**	(0,317)		
Log superficie agrícola per cápita			-0,084**	(0,010)	0,377**	(0,059)		
Año de elección presidencial			-0,005	(0,020)	-0,107	(0,119)		
Índice de desigualdad (GINI)			1,195**	(0,280)	1,120	(1,676)		
Competencia política			-0,003**	(0,001)	0,003	(0,008)		
Régimen presidencial (presid.=1)			-0,259**	(0,040)	0,424*	(0,239)		
Proporcionalidad			0,085**	(0,013)	0,152*	(0,081)		
Índice de libertad de prensa			-0,009**	(0,001)	0,005	(0,006)		
Índice de libertad			-0,035**	(0,015)	-0,235**	(0,092)		
Países federales (federal =1)			0,295**	(0,036)	-0,204	(0,215)		
Índice de percepción de la corrupción							-0,004	(0,003)
Log del monto de capital agrícola PC (-1)							-0,070**	(0,012)
R2	0,749		0,609		0,594		0,230	
Observaciones	241		241		241		241	

^a Esta ecuación se estimó con efectos fijos, transformando todas las variables en desviaciones respecto a la media de cada país. Se hizo así porque en los modelos de efectos fijos y aleatorios, la prueba de Hausman fue rechazada para esta variable y, por lo tanto, lo más recomendable es el uso de un modelo de efectos fijos.

Nota: los valores entre paréntesis equivalen a la desviación estándar. * Significativo al 10%. **Significativo al 5%. PC: Per cápita.

La variable del PIB no agrícola per cápita también registró una relación positiva con el ingreso agrícola, tal como en los modelos de una sola etapa. Dados los fuertes encadenamientos hacia adelante que tiene el sector agrícola, principalmente como proveedor de materia prima para los otros sectores, el crecimiento de la producción agrícola depende en medida no desdeñable del buen desempeño de los sectores restantes. Este efecto tiene una magnitud cercana a 0,45, lo que significa

que un aumento de 10 por ciento del PIB no agrícola redunda en un aumento de aproximadamente 4,5 por ciento del PIB agrícola.

El efecto positivo ya esperado de la inversión agrícola privada sobre el PIB agrícola per cápita refleja no solo el efecto directo que tiene el nivel de inversión como componente natural del PIB, sino también su efecto indirecto, dado que un alto flujo de inversiones es un indicio de que la economía exhibe condiciones favorables (estabilidad, apertura comercial, crédito, etc.), que le permitirán seguir creciendo. Sin embargo, la variable de apertura comercial registró una relación negativa con el ingreso rural per cápita. Aunque este efecto negativo confirma de alguna manera el argumento de muchos gremios agrarios, en el sentido de que el Estado debería adoptar medidas para proteger la agricultura, en lo fundamental no parece reflejar sino un efecto de corto plazo. Como demuestran Perry *et al.* (2006), si bien la apertura comercial resulta desfavorable en el corto plazo para algunos segmentos de la población, cuyos ingresos disminuyen, a la larga termina por ejercer efectos positivos sobre el crecimiento agrícola.

4.2 Determinantes de la inversión pública

Los modelos de ecuaciones simultáneas del Cuadro 3 arrojan resultados muy particulares acerca de los determinantes de la inversión pública. Los análisis estadísticos apoyan enfáticamente la hipótesis de que en la elaboración del presupuesto fiscal intervienen factores no solo económicos, sino también, y muy principalmente, factores que provienen del ámbito político-institucional. En particular, en la decisión de asignar una mayor o menor cantidad de recursos fiscales a subsidios influyen directamente los procesos electorales y el poder de cabildeo de las elites económicas. Los resultados más llamativos de estos modelos se detallan a continuación, mediante el análisis de algunos grupos de determinantes de las variables de gasto público.

El grado de desigualdad histórica en la distribución del ingreso incide poderosamente en las decisiones de política fiscal. La relación positiva entre desigualdad y porcentaje de subsidios no sociales revela la existencia de un círculo vicioso en los procesos de asignación del gasto público rural. Mientras más desigualdad haya en la distribución de la riqueza, mayor poder político ostentarán las elites, lo que redunda a su vez en un gasto público más sesgado e ineficiente (mayor porcentaje de subsidios no sociales). De esta manera, la inequidad económica se transmite y a veces se magnifica a causa de la asignación sesgada del gasto.

Los procesos presupuestarios y de ejecución del gasto público tampoco son indiferentes a las modalidades electorales vigentes. Los modelos indican que una mayor proporcionalidad del sistema electoral suele traducirse en una mayor asignación del gasto a subsidios no sociales y, también, en un gasto rural total más elevado. Estos resultados corroboran los de Milesi-Ferreti, Perotti y Rostagno (2002) Milesi-Ferreti *et al.* (2001), pero contradicen la afirmación de Persson (2002), que sostiene que los sistemas mayoritarios (opuestos a los sistemas proporcionales) tienden a asignar una mayor parte de los recursos fiscales a transferencias (subsidios). Los regímenes presidenciales deberían provocar un efecto contrario en lo concerniente a la estructura del gasto público (pues por su misma naturaleza tienden a asignar una menor proporción del gasto a subsidios no sociales), y esto es efectivamente lo que ocurre.

Los modelos en tres etapas demostraron también que los factores que inciden en una mejor integración de la sociedad civil (menor fraccionamiento étnico-lingüístico) se reflejan en una estructura

del gasto más eficiente. Una mayor homogeneidad etnolingüística incita directa o indirectamente al Estado a actuar en forma más transparente y a rendir cuentas sobre sus políticas. Por otra parte, aunque el índice de libertad de prensa y el índice de libertad en general presentaron signos contrarios a los esperados, fueron de todos modos significativos, lo que demuestra que la libertad de difundir información y de reaccionar frente a esta influye fuertemente en el accionar del gobierno.

4.3 Determinantes de la inversión privada

Uno de los resultados más novedosos de este estudio se deriva del modelo explicativo de la inversión agrícola privada. Este permitió identificar mecanismos específicos por los cuales la estructura del gasto incide en el crecimiento económico. Los resultados demuestran que una alta asignación del gasto público a subsidios no sociales tiene un efecto negativo sobre el crecimiento agrícola, pese a que tales subsidios favorecen la inversión agrícola privada. En la región, en general, los subsidios son pro inversión privada y elevan en forma significativa la rentabilidad de esta última, lo que redunda a su vez en la afluencia de nuevos capitales al sector. Por lo tanto, los subsidios tienen un efecto *crowding-in* en lugar de un efecto *crowding-out* en la inversión privada. Sin embargo, dado el efecto negativo de los subsidios no sociales sobre el crecimiento, es de esperar que el efecto de los subsidios sobre la productividad total de los factores (PTF), no analizado en este trabajo, sea suficientemente negativo como para superar el efecto positivo que tienen esos mismos subsidios sobre la inversión privada. En otras palabras, una alta asignación del gasto a subsidios no sociales provoca una disminución neta del ingreso agrícola per cápita, porque el efecto sobre la PTF es mucho más poderoso que el efecto positivo sobre la inversión privada. Este resultado encierra una importante lección para los países de América Latina y el Caribe, lección que las autoridades políticas suelen pasar por alto. El hecho de que una política pública promueva la inversión privada no necesariamente significa que sea deseable desde el punto de vista del crecimiento y del bienestar social en general.

Hasta el momento, la explicación más clara para esta importante conclusión es la siguiente: los subsidios no sociales están destinados en general a aumentar el retorno de la inversión privada, lo que repercute en una mayor afluencia de recursos privados. Sin embargo, estos subsidios se financian mediante una reducción del gasto en bienes públicos (salud, educación, ID, extensión agrícola, conservación de los recursos naturales, infraestructura, etc.), reducción que tiene como efecto principal un descenso de la PTF. De este modo, el aumentar la asignación del gasto a subsidios no sociales implica una mayor inversión privada, pero una PTF inferior. Este efecto contradictorio puede manejarse mejor si se identifican y corrigen las fallas en los mercados financieros y las externalidades positivas asociadas a la inversión privada. Si no hay fallas de mercado o externalidades importantes, lo más conveniente es asignar el gasto público a bienes públicos y dejar que los agentes privados inviertan en bienes privados.

4.4 Eficiencia técnica del gasto público rural

La estimación del modelo de fronteras estocásticas del ingreso agrícola per cápita permitió analizar los efectos del gasto público y su estructura sobre el crecimiento económico de la región desde un enfoque diferente, pero con conclusiones muy parecidas a las de otros métodos. En esta oportunidad el estudio de la (in)eficiencia productiva se centró en la estimación de un índice de

(in)eficiencia técnica, que mide el desempeño relativo de los países en el contexto del modelo de ingreso agrícola propuesto. Este índice de ineficiencia se obtiene a partir de la función del PIB agrícola per cápita, la cual es controlada por una serie de factores netamente productivos, como el gasto público rural, la inversión agrícola privada, el grado de apertura comercial, y el precio de los productos agrícolas. En definitiva, este índice mide las diferencias no estocásticas existentes entre los valores observados del PIB de cada país y el valor de la función del PIB agrícola per cápita frontera. El grado de eficiencia productiva promedio de la región es de aproximadamente 0,35, pese a que el rango es bastante amplio, pues va de 0,15 a 0,93 (véase el Cuadro 4).

■ CUADRO 4

MODELO DE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS DEL PIB AGRÍCOLA PER CÁPITA EN DOS ETAPAS

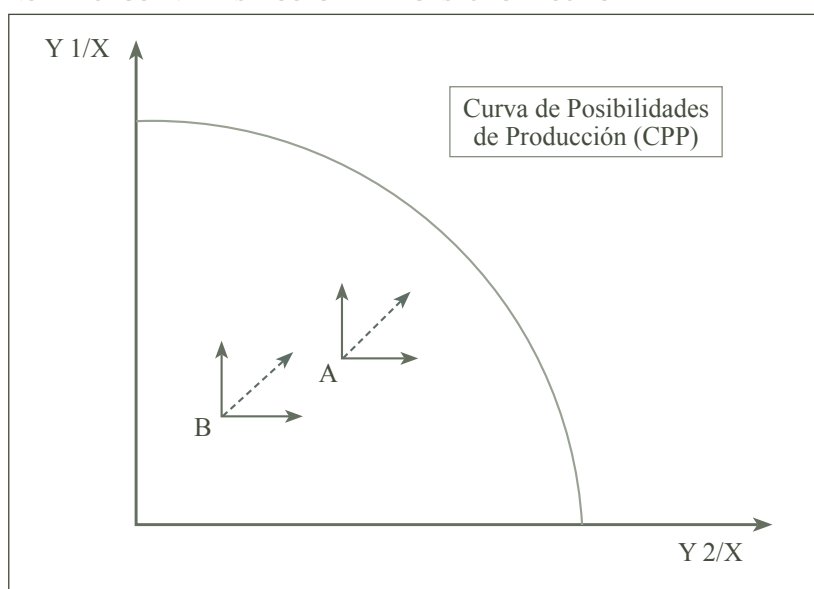
VARIABLES	COEFICIENTE	DESVIACIÓN ESTÁNDAR
Variable dep. Log PIB agrícola per cápita		
Log del gasto público rural PC	0,018	0,022
Índice de inversión agrícola per cápita	0,081	0,375
Log PIB no agrícola per cápita	0,723**	0,090
Índice de apertura comercial	0,154**	0,052
Índice de precios agrícolas	-0,129*	0,077
Huracán Mitch (ocurrencia = 1)	-0,093	0,072
Constante	2,099**	0,871
Log función de verosimilitud		135,948
Observaciones		256
Gama		0,955
Determinantes de la eficiencia técnica		
% de gasto en subsidios no sociales	-0,237**	0,063
Índice de percepción de la corrupción	0,026**	0,012
Proporcionalidad	0,110**	0,012
Países federales (federal = 1)	0,084**	0,027
Competencia política	0,002	0,002
Años de estabilidad democrática	-0,021**	0,006
Índice de libertad	-0,046**	0,018
Índice de libertad de prensa	-0,004**	0,001
Constante	0,418**	0,075
R2		0,394
Observaciones		251

Nota: se trata de un modelo *time-invariant*. * Significativo al 10%. **Significativo al 5%. PC: Per cápita.

El resultado más sugerente proviene del modelo de determinantes de la eficiencia técnica, con el cual, tal como se había demostrado con los otros modelos, se comprobó que la estructura del gasto público (porcentaje de subsidios), junto con algunas variables político-institucionales, inciden en la eficiencia productiva de la región. Una alta participación de los subsidios no sociales en el gasto rural total tiene efectos negativos sobre la eficiencia productiva, lo que se traduce en una disminución considerable del ritmo de crecimiento.

En el Gráfico 2 se considera una situación hipotética de dos países, A y B. En el país A los subsidios no sociales tienen una participación en el gasto público rural menor que en B, pero ambos poseen la misma dotación de factores productivos (gasto público rural y precio de los productos agrícolas). Dado que el gasto público rural del país A contiene una menor proporción de subsidios no sociales que el gasto del país B, el primero puede producir más de al menos uno de los dos productos. Es decir, a pesar de que ambos países utilizan la misma cantidad de factores productivos, el hecho de que la estructura del gasto de B esté más sesgada hacia la entrega de subsidios lo mantiene en un punto más alejado de la curva de posibilidades de producción, o sea, es más ineficiente que el país A (véase el Gráfico 2).

GRÁFICO 2
 EFICIENCIA PRODUCTIVA Y ESTRUCTURA DEL GASTO PÚBLICO RURAL



Fuente: elaboración propia.

La percepción de la corrupción es otro de los factores que determinan la eficiencia productiva. Como se puede observar en el Cuadro 4, el signo del índice de percepción de la corrupción (PCI) hace ver que una mayor percepción de corrupción en los países (menor índice de corrupción) repercute negativamente en su eficiencia productiva. Este resultado coincide de alguna manera con lo que afirma Anríquez (2006), que encontró que el grado de corrupción es un importante determinante en la asignación del gasto a bienes públicos o a bienes privados, por lo que sostiene que un alto grado de corrupción está directamente relacionado con una alta asignación del gasto a subsidios no sociales y, en consecuencia, con bajos niveles de productividad. Nótese que la corrupción del gobierno es un factor al que los inversionistas dan también mucha importancia, de manera que un alto grado de corrupción puede dificultar la llegada de nuevas inversiones privadas, lo que ha de repercutir en una reducción del ritmo de crecimiento. La corrupción es un fenómeno político muy difundido en los países de la región, de manera que este resultado les impone un serio desafío. El disminuir la corrupción podría ayudar también a acelerar el crecimiento.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo se centró en la exploración de las principales conexiones observadas entre la política del gasto público rural, la inversión agrícola privada, las características político-institucionales de los países, y los niveles de crecimiento del sector agrícola. En particular se encontró que el gasto público rural y su estructura tienen efectos significativos sobre el crecimiento económico. Pese a que el gasto rural total ejerce un impacto positivo sobre el ingreso agrícola per cápita, una alta participación de los subsidios no sociales compromete la eficiencia productiva del gasto público rural, es decir, disminuye el ingreso agrícola per cápita. Si se mantiene constante el gasto total, una reducción de aproximadamente 10 por ciento de la participación de los subsidios no sociales induce un incremento del orden de 2,5 por ciento en el PIB agrícola per cápita.

También se pudo demostrar que la asignación de los recursos fiscales es una decisión más bien endógena, en que influyen poderosamente factores del ámbito económico-político-institucional, como distribución del ingreso, grado de proporcionalidad del sistema electoral, estabilidad política y factores que inciden en una mejor información e integración de la sociedad civil. La desigualdad histórica en la distribución del ingreso se relaciona directamente con una mayor asignación del gasto fiscal a subsidios regresivos y discriminatorios, que no solo contribuyen a empeorar la distribución de la riqueza, sino que tienen también un alto costo en términos de eficiencia económica.

Además de ratificar importantes resultados de estudios econométricos recientes (López, 2004; Allcott, Lederman y López, 2006), en los que se analizó el rol de las políticas de gasto público rural en el ingreso agrícola per cápita, el presente trabajo ha permitido identificar también mecanismos por los cuales la estructura del gasto público rural afecta al crecimiento económico de la región. En particular se encontró que los subsidios no sociales tienen un efecto negativo sobre el crecimiento, pese a ejercer un efecto positivo sobre la inversión privada (los subsidios tienen un efecto crowding-in sobre la inversión), aunque seguramente su efecto en la PTF es aún más negativo. Este resultado entraña una importante lección para los países de la región, pues demuestra que una política pública que promueva la inversión privada no es necesariamente la mejor desde el punto de vista del bienestar social. En investigaciones futuras podría estudiarse el efecto de los subsidios no sociales sobre la inversión privada, la generación de empleo y la PTF.

Pese a su contundencia, los resultados de este trabajo deben ser tomados con cautela, pues cada país tiene su propia historia e instituciones diferentes que condicionan el éxito o fracaso de las políticas. Esta es una de las principales lecciones a que arriba el Banco Mundial (2005) en un análisis sobre las reformas de políticas impulsadas en los años noventa, lecciones que se han reiterado en el estudio de Perry et al. (2006). El presente trabajo abre el debate acerca de la importancia de la política de gasto público en 18 países de la región, al poner de manifiesto la necesidad de extender los modelos de análisis hacia datos desagregados a nivel territorial. En este sentido, los países deberían elaborar sus propias agendas de investigación, que consideren el análisis de sus programas específicos, por grupos de población y por territorios subnacionales. A partir de estudios en este nivel de análisis podrán extraerse valiosas conclusiones, que ciertamente contribuirán a un mejor diseño de políticas específicas, que tomen en cuenta las particularidades de los territorios de cada país.

BIBLIOGRAFIA

- Aghion, P., Carol, E. y García-Penalosa, C.** 1999. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth Theory. *Journal of Economic Literature*. December: 1615-60.
- Aigner, D., Lovell, K. y Schmidt, J.** 1977. Formulation and Estimation of Stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics* 6, 21-37.
- Alesina, A., Devleeschauwer, A., Easterly, W., Kurlat, S. y Wacziarg, R.** 2003. Fraccionalization. *Journal of Economic Growth*, 8, 1555-194.
- Alesina, A. y Rodrik, D.** 1994. Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*. 109(3): 465-90.
- Allcott, H., Lederman, D. y López, R.** 2006. *Political institutions, inequality, and agricultural growth: the public expenditure connection*. World Bank Policy Research Working Paper 3902.
- Álvarez, I. y Delgado, M. J.** 2002. *Estimación del capital público, capital privado y capital humano para la UE-15*, Documentos de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales 12. Madrid.
- Anríquez, G.** 2006. *Governance and rural public expenditures in Latin America. The impact in on rural development*. Working Paper, ESA – FAO.
- Aschauer, D.** 1989. Is Government Spending Productive? *Journal of Monetary Economics*. 23:177-200.
- Arellano, M y Bover, O.** 1995. Another look at the instrumental variable estimation of errors-components models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 68(1), pp. 29-51, July.
- Azqueta, D.** 2002. *Introducción a la economía ambiental*. McGraw Hill, Madrid España, 2002. 420 p.
- Banco Mundial.** 2005. *Economic growth in the 1990s: learning from a decade of reform*. Washington, D.C.
- Barro, R.** 1991. Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics* 56 (425): 407-443.
- Battese, G. y Coelli, T.** 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*. 38: 387-399.
- Battese, G.** 1992. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*, 7, 185-208.
- Beck, T., Clarke, G., Groff, A. y Keefer, P.** 2005. *New tools and tests in comparative political economy: the database of political institutions*. World Bank, Washington, DC.
- Blundell, R. y Bond, S.** 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87: 115-43.
- Cass, D.** 1965. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- Coelli, T.** 1996. A guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. Center for Efficiency and Productivity Analysis. Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Australia.

- De Ferranti, D., Perry, P., Foster, W., Lederman, D. y Valdés, A.** 2005. *Beyond the city: the rural contribution to development*. World Bank, Washington, D.C.
- Delgado, M.J. y Álvarez, I.** 2003. Eficiencia técnica y convergencia en los sectores productivos regionales. *Investigaciones Regionales*, 3, 115-126.
- Delgado, M. J. y Álvarez, I.** 2005. Evaluación de la eficiencia técnica en los países de la Unión Europea. *Gestión y Política Pública* 14, 107-128.
- Domar, E.D.** 1939. Capital expansion, rate of growth, and employment. *Econometrica*, pp. 137-147.
- Easterly, W. y Rebelo, S.** 1993. *Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation*. NBER Working Paper No. 4499, Cambridge, MA.
- Fan, S. Y Rao, N.** 2003. *Public spending in developing countries: trends, determination, and impact*. Environment and Production Technology Division, IFPRI, EPTD Discussion paper N° 99.
- FAO.** 2005. Gasto Público Rural (GPRural): Base de Datos de Estadísticas e Indicadores de Gasto Público Agrícola y Rural, FAO RLC. <http://www.rlc.fao.org/prior/desrural/gasto/presentacion.asp>
- Farrel, J.** 1957. The measurement of productive efficiency. *J. Royal. Statist. Soc. Series A* 120. 253-281.
- Freedom House Country Ratings.** 2005. <http://www.freedomhouse.org/ratings/index.htm>.
- Gallup, J.L. y Sachs, J. D. con Mellinger, A.** 1999. *Geography and economic development*. Center for International Development Working Paper No. 1.
- Greene, H.** 1980: On the estimation of a flexible frontier production model, *Journal of Econometrics* 13:1, 101-115.
- Gupta, S. y Verhoeven, S.** 2001. The efficiency of government expenditure: Experience from Africa. *Journal of Policy Modeling* 23, 433-467.
- Harrod, R.F.** An essay in dynamic theory. *Economic Journal*, 49 (March 1939): 14-33.
- Kaufmann, D. y Kraay, A.** 2002. *Growth without governance*. Policy Research Working Paper. The World Bank Institute and Development Research Group. World Bank.
- Kaufmann, D. y Kraay, A.** 2003. *Government and growth: causality which way?* Evidence for the World, in brief. The World Bank Institute and Development Research Group. World Bank
- Koopmans, T.C.** 1965. On the concept of optimal growth. *The Econometric Approach to Development Planning*. Rand McNally.
- Kneller, R.M, Bleaney, F. y Gemmell, N.** 1999. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, 74: 171-190.
- Kumbhakar, C. y Lovell, K.** 2000. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Loyaza, N.P. y Soto, R.** 2002. The sources of economic growth: an overview. En N.P. Loyaza y R. Soto ed. *Economic growth: sources, trends and cycles*. Banco Central de Chile, Santiago.
- López, R.** 2004. *Effect of the structure of rural public expenditures on agricultural growth and rural poverty in Latin America*. IADB papers 12/04, RUR-04-01, E, S.
- López, R.** 2006. *Fiscal policies in unequal societies: implications for agricultural growth*. University of Maryland at College Park.
- Lovell, K.** 1993. Production frontiers and productive efficiency, in Fried, Lovell y Schmidt (eds.), *The measurement of Productive Efficiency*. Oxford University Press.

- Meeusen, W. y van den Broeck, J.** 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International economic review* 18, 435-444.
- Milesi-Ferretti, G. M., Perotti, R. y Rostagno, M.** 2002. Electoral systems and public spending. *Quarterly Journal of Economics* 117 (2): 609-657.
- Niss-Fahlander, C.** 2006. *Small farms and economies of scale in agriculture*. Documento de trabajo.
- Okun, A.** 1975. *Equality and efficiency*. The Big Tradeoff, Brookings Institution, Washington D.C.
- Ortega, J.** 2005. *Pobreza e inseguridad alimentaria en países sin salida al mar en América Latina y el Caribe: los casos de Bolivia y Paraguay*. Segundo borrador, agosto 2005. Dirección de Economía Agrícola y del Desarrollo (ESA), Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO).
- Perelman, S.** 1995. R&D, technological progress and efficiency change in industrial activities. *Review of Income and Wealth* 3. Series 41.
- Perry, G., Arias, O., López, H., Maloney, W. y Servén, L.** 2006 *Reducción de la pobreza y crecimiento: círculos virtuosos y círculos viciosos*. Banco Mundial, Washington, DC.
- Persson, T.** 2002. Do political institutions shape economic policy? *Econometrica* 70(3): 883-905.
- Polity IV Database.** 2005. University of Maryland. <http://www.cidcm.umd.edu/inscr/polity/index.htm>.
- Puig-Junoy, J.** 2001. Technical inefficiency and public capital in U.S. status: a stochastic frontier approach. *Journal of Regional Science* 41. 75-96.
- Ravallion, M.** 2005. On measuring aggregate "Social Efficiency". *Economic Development and Cultural Change* 53. 273-292.
- Roedor, P.** 2001. Ethnolinguistic Fraccionalization (ELF) Indices, 1961 y 1985. Febrero 16. <<http://weber.ucsd.edu/~proeder/elf.htm>>. Consultado en noviembre del 2005.
- Ribeiro, M.B. y Teixeira, J.R.** 2001. Econometrics analysis of private-sector investment in Brazil. *Revista de la CEPAL*, 74, 153-166.
- Romer, P.M.** 1989. *Human capital and growth: theory and evidence*. NBER Working Papers 3173, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Servén, L. y Solimano, A.** 1992. *Private investment and macroeconomic adjustment: a survey*. The World Bank Research Observer, vol. 7, N° 1, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Solow, R.M.** 1956. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- StataCorp.** 2003. Stata base reference manual. Volume 1: A-F. Release 8.0. College Station, Texas: Stata Corporation.
- Valdés, A. y Foster, W.** 2005. Externalidades de la agricultura chilena. Ediciones Universidad Católica. Primera edición. Santiago de Chile.
- Wagner, A.** 1883. Three extracts on public finance. En R. A. Musgrave y A. T. Peacock eds. (1958), *Classics in the Theory of Public Finance*. Londres: Macmillan.

Anexo

■ CUADRO 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES

Variables	Obs	Promedio	Desv. estándar	Mínimo	Máximo
Log PIB agrícola per cápita	303	6,519	0,710	5,317	8,493
% de gasto en subsidios no sociales	268	0,300	0,202	0,030	0,910
Log del gasto público rural PC	266	4,356	1,188	2,117	7,456
Índice de inversión agrícola per cápita	288	0,009	-0,028	0,071	0,106
Log PIB no agrícola PC	304	8,103	0,556	6,933	9,089
Índice de apertura comercial	306	-0,046	0,341	-0,970	0,770
Índice de precios agrícolas	306	0,922	0,113	0,610	1,180
Huracán Mitch (ocurrencia = 1)	306	0,010	0,099	0,000	1,000
Años de estabilidad democrática	306	3,167	2,159	0,000	9,000
Fraccionamiento étnico-lingüístico	306	0,442	0,187	0,120	0,760
Log superficie agrícola per cápita	306	16,248	1,632	13,073	19,389
Año de elección presidencial	306	0,203	0,403	0,000	1,000
Índice de desigualdad (Gini)	306	0,516	0,050	0,406	0,615
Competencia política	306	7,624	7,940	-88,000	10,000
Régimen presidencial (presid.=1)	306	0,899	0,302	0,000	1,000
Proporcionalidad	275	1,926	1,020	0,000	4,770
Índice de libertad de prensa	306	37,438	14,805	11,000	70,000
Índice de libertad	306	2,835	0,987	1,000	6,500
Países federales (federal=1)	306	0,222	0,416	0,000	1,000
Log tasa de inflación	291	2,991	-1,713	1,079	9,519
Log número de tractores per cápita	306	-5,436	1,414	-7,538	-2,077
Log del número de hectáreas bajo riego PC	306	-2,674	1,016	-4,210	-0,375
Número de tractores per cápita	306	0,014	0,027	0,001	0,125
Número de hectáreas bajo riego PC	306	0,117	0,132	0,015	0,687

Fuente: elaboración propia con información de GPRural – FAO, 2006.

Nota: PC: Per cápita.

■ CUADRO 2

PIB AGRÍCOLA PER CÁPITA QUE OBTENDRÍA LOS PAÍSES FRENTE UNA ASIGNACIÓN DEL 30% DE SU GASTO RURAL A SUBSIDIOS NO SOCIALES

País	PIB agrícola PC promedio	% subsidio promedio	Cambio en % subsidios	PIB agrícola PC potencial	Cambio en PIB agrícola PC (%)
Argentina	2 707	52,70	-43,07	3004,95	11,03
Bolivia	313	29,90	0,33	312,52	-0,09
Brasil	791	84,00	-64,29	920,90	16,46
Costa Rica	725	32,40	-7,41	738,80	1,90
Colombia	1009	28,90	3,81	999,63	-0,97
El Salvador	482	23,20	29,31	445,48	-7,50
Ecuador	373	33,90	-11,50	383,62	2,95
Guatemala	660	9,40	219,15	289,84	-56,10
Honduras	234	7,60	294,74	57,53	-75,45
Jamaica	450	49,20	-39,02	494,74	9,99
México	840	26,60	12,78	812,87	-3,27
Nicaragua	301	18,50	62,16	253,30	-15,91
Panamá	543	17,20	74,42	439,34	-19,05
Paraguay	679	13,10	129,01	454,44	-33,03
Perú	632	36,10	-16,90	658,93	4,33
Rep. Dominicana	530	45,90	-34,64	577,50	8,87
Uruguay	3 683	11,80	154,24	2228,58	-39,48
Venezuela	1 426	24,60	21,95	1345,53	-5,62

■ CUADRO 3

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO AGRÍCOLA PER CÁPITA SIN INVERSIÓN AGRÍCOLA PRIVADA

Variables	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Arellano-Bond
Variable dependiente: Log PIB agrícola per cápita			
Log PIB agrícola per cápita (-1)			0,848** (0,024)
% de gasto en subsidios no sociales	-0,307** (0,096)	-0,279** (0,093)	-0,107** (0,043)
Log del gasto público rural PC	0,036* (0,021)	0,035* (0,021)	0,030** (0,010)
Log superficie agrícola per cápita	0,566** (0,123)	0,350** (0,051)	0,042** (0,011)
Log PIB no agrícola PC	0,527** (0,106)	0,637** (0,082)	0,089** (0,025)
Índice de apertura comercial	0,186** (0,048)	0,143** (0,048)	-0,049* (0,026)
Índice de precios agrícolas	-0,073 (0,074)	-0,065 (0,075)	-0,013 (0,044)
Huracán Mitch (ocurrencia=1)	-0,037 (0,070)	-0,051 (0,072)	-0,052 (0,042)
Constante	1,585* (0,859)	0,933 (0,660)	0,148 (0,139)
R2			
Whitin	0,341	0,331	
Between	0,668	0,756	
Overall	0,692	0,762	
Observaciones	266	266	256
Test de especificación de Hausman p-value	0.529		
Sargan test p-value	0,789		
Arellano-Bond test AR(2) p-value	0,136		

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 4

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO AGRÍCOLA PER CÁPITA CON MONTO DE GASTO PÚBLICO

Variables	Efectos fijos		Efectos aleatorios		Arellano-Bond	
Variable dependiente: Log PIB agrícola per cápita						
Log PIB agrícola per cápita (-1)					0,886**	(0,021)
% de gasto en subsidios no sociales	-0,298**	(0,088)	-0,336**	(0,086)	-0,084**	(0,040)
Log stock de gasto público rural PC	0,174**	(0,039)	0,156**	(0,037)	0,020*	(0,012)
Log del stock de capital agrícola per cápita	0,344**	(0,066)	0,265**	(0,043)	0,035**	(0,009)
Log PIB no agrícola PC	0,413**	(0,099)	0,353**	(0,087)	0,003	(0,021)
Índice de apertura comercial	0,094**	(0,046)	0,087*	(0,046)	-0,052**	(0,024)
Índice de precios agrícolas	-0,023	(0,069)	-0,045	(0,071)	-0,008	(0,043)
Huracán Mitch (ocurrencia = 1)	-0,060	(0,065)	-0,060	(0,067)	-0,042	(0,041)
Constante	4,232**	(1,018)	4,403**	(0,868)	0,844**	(0,218)
R2						
Whitin		0,431		0,427		
Between		0,746		0,742		
Overall		0,754		0,751		
Observaciones		266		266		256
Test de especificación de Hausman p-value				0,516		
Sargan test p-value						0,640
Arellano-Bond test AR(2) p-value						0,121

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 5

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO RURAL PER CÁPITA (3SLS)

Variables	PIB agrícola per cápita		% de gasto en subsidios no sociales		Gasto público rural	
% de gasto en subsidios no sociales	-0,960**	(0,221)				
Log del gasto público rural PC	0,489**	(0,062)				
Índice de inversión agrícola per cápita	-1,254	(0,917)				
Log PIB no agrícola PC	0,156	(0,111)	-0,049*	(0,029)	1,470**	(0,152)
Índice de apertura comercial	-0,914**	(0,103)	-0,104**	(0,032)	0,741**	(0,193)
Índice de precios agrícolas	-0,202	(0,274)	0,109	(0,079)	0,117	(0,470)
Huracán Mitch (ocurrencia =1)	-0,435*	(0,261)	-0,021	(0,077)	0,511	(0,458)
Años de estabilidad democrática	0,046**	(0,016)	-0,011**	(0,006)	-0,087**	(0,031)
Fraccionamiento étnico-lingüístico	-0,346*	(0,184)	0,194**	(0,053)	1,585**	(0,311)
Log superficie agrícola per cápita			-0,075**	(0,010)	0,420**	(0,050)
Año de elección presidencial			-0,004	(0,020)	-0,052	(0,094)
Índice de desigualdad (Gini)			1,222**	(0,287)	-0,205	(1,369)
Competencia política			-0,003**	(0,001)	0,000	(0,006)
Régimen presidencial (presid.=1)			-0,266**	(0,041)	0,186	(0,201)
Proporcionalidad			0,088**	(0,014)	0,110	(0,069)
Índice de libertad de prensa			-0,009**	(0,001)	0,004	(0,005)
Índice de libertad			-0,033**	(0,016)	-0,116	(0,076)
Países federales (federal =1)			0,297**	(0,037)	-0,148	(0,183)
R2	0,646		0,617		0,570	
Observaciones	241		241		241	

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 6

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO RURAL PER CÁPITA (3SLS) CON INVERSIÓN EN TRACTORES

Variables	PIB agrícola per cápita	% de gasto en subsidios no sociales	Gasto público rural	Inversión en tractores per cápita
% de gasto en subsidios no sociales	-1,184** (0,149)			0,048** (0,016)
Log del gasto público rural PC	0,296** (0,032)			0,000 (0,003)
Inversión en tractores per cápita	-0,456 (0,883)			
Log PIB no agrícola PC	0,441** (0,071)	-0,043 (0,028)	1,547** (0,170)	-0,014 (0,017)
Índice de apertura comercial	-0,918** (0,084)	-0,117** (0,032)	0,859** (0,193)	-0,026** (0,008)
Índice de precios agrícolas	0,073 (0,221)	0,138* (0,079)	0,069 (0,474)	-0,014 (0,012)
Huracán Mitch (ocurrencia =1)	-0,306 (0,217)	-0,016 (0,076)	0,412 (0,461)	
Años de estabilidad democrática	0,028** (0,013)	-0,013** (0,005)	-0,107** (0,033)	0,003* (0,002)
Fraccionamiento étnico-lingüístico	-0,125 (0,144)	0,183** (0,053)	1,692** (0,316)	
Log superficie agrícola per cápita		-0,083** (0,010)	0,387** (0,058)	
Año de elección presidencial		-0,005 (0,020)	-0,109 (0,117)	
Índice de desigualdad (Gini)		1,225** (0,281)	0,934 (1,655)	
Competencia política		-0,003** (0,001)	0,003 (0,008)	
Régimen presidencial (presid.=1)		-0,260** (0,040)	0,379 (0,237)	
Proporcionalidad		0,085** (0,014)	0,154** (0,080)	
Índice de libertad de prensa		-0,009** (0,001)	0,004 (0,006)	
Índice de libertad		-0,035** (0,015)	-0,236** (0,091)	
Países federales (federal=1)		0,292** (0,036)	-0,188 (0,213)	
Índice de percepción de la corrupción				-0,007** (0,003)
Log del número de tractores (-1)				-0,105** (0,014)
R2	0,745	0,695	0,591	0,284
Observaciones	241	241	241	241

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 7

MODELO DE DETERMINANTES DE LA INVERSIÓN AGRÍCOLA PRIVADA

	Índice de inversión agrícola PC		Inversión en tractores PC	
	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Efectos fijos	Efectos aleatorios
% de gasto en subsidios no sociales	0,036** (0,017)	0,026** (0,013)	0,058** (0,016)	0,037** (0,013)
Log del gasto público rural PC	-0,008** (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,002 (0,004)	-0,003 (0,003)
Log PIB no agrícola PC	0,025 (0,019)	0,007 (0,008)	0,020 (0,018)	0,011 (0,008)
Índice de apertura comercial	-0,035** (0,009)	-0,023** (0,008)	-0,031** (0,008)	-0,019** (0,008)
Índice de precios agrícolas	-0,009 (0,013)	-0,007 (0,013)	-0,014 (0,012)	-0,017 (0,013)
Años de estabilidad democrática	0,003** (0,002)	-0,002 (0,001)	0,004** (0,002)	-0,002* (0,001)
Índice de percepción de la corrupción	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,006** (0,003)	-0,002 (0,003)
Log del número de tractores (-1)	-0,075** (0,013)	0,007** (0,003)	-0,102** (0,015)	0,003 (0,004)
Constante	-0,609** (0,183)	0,013 (0,072)	-0,696** (0,165)	-0,037 (0,078)
R2				
Whitin	0,221	0,073	0,275	0,095
Between	0,679	0,649	0,475	0,475
Overall	0,322	0,364	0,204	0,204
Observaciones	256	256	256	256
Test de especificación de Hausman p-value	0,000		0,000	

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 8

MODELO DE DETERMINANTES DEL INGRESO RURAL PER CÁPITA (FRONTERAS ESTOCÁSTICAS)

Variables	Coefficiente	Desv. estándar
Variable dep. Log PIB agrícola per cápita		
Log del gasto público rural PC	0,017	0,022
Índice de inversión agrícola per cápita	-0,086	0,368
Log PIB no agrícola per cápita	0,724**	0,097
Índice de apertura comercial	0,147**	0,052
Índice de precios agrícolas	-0,130*	0,077
Huracán Mitch (ocurrencia =1)	-0,090	0,072
Constante	2,102**	0,871
Log función de verosimilitud		135,952
Observaciones		256
Gama		0,955
Determinantes de la eficiencia técnica		
% de gasto en subsidios no sociales	-0,237**	0,063
Índice de percepción de la corrupción	0,026**	0,012
Proporcionalidad	0,110**	0,012
Países federales (federal=1)	0,084**	0,027
Competencia política	0,002	0,002
Años de estabilidad democrática	-0,021**	0,006
Índice de libertad	-0,046**	0,018
Índice de libertad de prensa	-0,004**	0,001
Constante	0,418**	0,075
R2		0,394
Observaciones		251

Nota: los valores entre paréntesis equivalen al error típico. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. PC: Per cápita.

■ CUADRO 9

RESUMEN DE ESTADÍSTICAS E INDICADORES DEL GASTO PÚBLICO RURAL (GPR) RASTREABLE

(Millones de dólares EE.UU. del año 2000) ^a

País	Período	Gasto público rural per cápita (\$EE.UU. año 2000)	Gasto público rural (Millones \$EE.UU. año 2000)	Gasto público en fomento productivo (% del GPR)	Gasto público en infraestructura rural (% del GPR)	Gasto público en servicios sociales (% del GPR)	Gasto público rural (% gasto total de gobierno)	PIB rural (% PIB total)	Índice de Orientación Agrícola	Gasto en subsidios no sociales (% GPR)
	1985-1990	109,82	480,91	100,00	-	-	1,96	4,82	0,41	0,67
Arg	1991-1995	119,32	492,16	99,37	-	1,58	1,49	4,63	0,32	0,50
	1996-2001	128,22	503,21	96,25	0,89	3,16	1,08	4,60	0,23	0,41
	1985-1990	8,69	25,69	100,00	-	-	1,59	16,21	0,10	0,33
Bol	1991-1995	12,38	37,26	30,40	17,50	52,10	2,43	13,95	0,05	0,30
	1996-2001	28,02	87,75	56,52	9,17	34,31	3,75	13,20	0,16	0,26
	1985-1990	148,59	5,740,42	96,67	3,26	0,08	4,20	5,31	0,76	0,78
Bra	1991-1995	183,42	6,654,56	94,93	5,04	0,08	4,39	5,47	0,76	0,88
	1996-2001	148,91	4,933,92	86,92	12,26	0,99	3,37	5,62	0,52	0,79
	1985-1990	34,37	377,50	24,17	36,62	39,21	-	18,95	-	0,33
Col	1991-1995	30,61	332,40	27,61	32,75	39,64	3,30	15,43	0,06	0,30
	1996-2001	24,74	264,27	27,83	22,26	49,91	1,77	12,65	0,04	0,26
	1985-1090	307,06	416,15	91,73	6,96	1,31	28,20	9,54	2,71	0,50
CR	1991-1995	169,91	249,65	77,95	19,20	2,86	14,72	9,37	1,22	0,32
	1996-2001	111,57	172,06	58,22	34,54	7,24	7,72	8,87	0,51	0,15
	1985-1990	22,64	102,55	80,82	5,83	13,36	4,93	16,60	0,24	0,32
Ecu	1991-1995	20,56	97,45	79,43	4,38	16,19	4,75	10,53	0,36	0,36
	1996-2001	36,73	180,10	77,35	2,51	20,14	6,80	10,07	0,52	0,33
	1985-1990	17,61	45,26	81,78	1,55	35,41	3,68	16,28	0,18	0,40
ELSA	1991-1995	7,35	19,11	30,63	12,12	57,24	1,40	11,94	0,04	0,20
	1996-2001	16,07	41,84	49,32	17,25	33,44	2,70	10,05	0,13	0,14
	1985-1990	50,31	248,05	24,45	40,33	35,22	18,69	25,72	0,18	0,13
Gua	1991-1995	43,73	238,79	16,97	48,69	34,34	17,69	24,92	0,12	0,09
	1996-2001	88,99	540,45	11,60	56,53	31,87	24,81	23,25	0,12	0,06
	1985-1990	14,30	39,41	58,12	37,28	4,60	4,32	16,34	0,15	0,05
Hon	1991-1995	23,43	72,97	27,17	56,24	16,59	6,74	14,95	0,12	0,12
	1996-2001	32,87	114,75	29,15	57,85	12,99	9,17	14,18	0,19	0,05

	1985-1990	59,27	69,28	95,22	2,97	6,83	3,25	7,89	0,39	0,22
Jam	1991-1995	34,16	40,26	80,40	-	4,82	1,50	8,07	0,15	0,44
	1996-2001	25,84	31,62	91,64	-	0,75	0,85	7,37	0,11	0,37
	1985-1990	554,94	12,754,34	85,57	2,64	11,79	14,32	4,84	2,53	0,37
Méx	1991-1995	353,02	8,366,47	74,12	12,78	13,10	12,43	4,40	2,09	0,25
	1996-2001	281,40	6,936,40	72,44	6,22	21,34	8,53	4,05	1,53	0,25
	1985-1990	0,00	0,00	-	-	-	0,00	31,06	-	0,00
Nic	1991-1995	93,01	179,19	42,08	23,14	34,79	25,50	17,70	0,61	0,21
	1996-2001	88,16	190,61	36,49	30,04	33,47	24,79	18,05	0,50	0,17
	1985-1990	96,95	104,10	98,28	1,42	0,30	5,48	7,76	0,69	0,12
Pan	1991-1995	60,44	69,81	97,08	2,23	0,69	3,26	6,95	0,46	0,21
	1996-2001	106,67	131,13	75,85	23,44	0,71	5,05	6,70	0,57	0,20
	1985-1990	21,01	43,26	65,98	24,34	9,68	6,70	25,72	0,17	0,11
Par	1991-1995	24,49	53,99	74,47	13,08	12,46	5,80	19,95	0,22	0,15
	1996-2001	30,11	69,96	85,59	7,13	7,28	5,12	20,59	0,21	0,14
	1985-1990	20,13	132,67	96,88	2,86	0,26	1,29	12,22	0,10	0,43
Per	1991-1995	57,26	392,17	68,23	16,67	15,11	5,35	8,24	0,44	0,37
	1996-2001	63,88	449,81	55,43	28,18	16,39	4,72	8,82	0,30	0,34
	1985-1990	97,82	300,39	75,39	13,14	11,47	22,01	14,30	1,16	0,49
RD	1991-1995	93,33	304,64	72,12	12,85	15,04	18,14	12,95	1,01	0,54
	1996-2001	118,56	408,41	53,95	9,89	36,16	15,94	11,60	0,74	0,36
	1985-1990	815,32	296,48	24,70	25,89	49,40	8,64	7,07	0,30	0,11
Uru	1991-1995	1,168,24	373,81	21,79	15,96	62,25	7,59	6,79	0,24	0,10
	1996-2001	1,592,71	446,28	26,85	14,71	58,44	7,21	6,50	0,30	0,14
	1985-1990	324,90	1,028,53	63,45	21,52	15,03	5,50	4,72	0,74	0,31
Ven	1991-1995	239,65	763,10	49,48	29,91	20,61	3,61	4,12	0,43	0,19
	1996-2001	140,58	448,00	47,89	24,45	27,66	1,78	4,06	0,21	0,22
	1985-1990	221,99	1,372,02	88,57	5,93	11,00	7,73	6,71	1,02	0,33
ALC	1991-1995	164,26	1,017,15	77,73	12,89	11,82	6,45	6,15	0,82	0,30
	1996-2001	143,30	883,90	70,56	13,63	17,05	5,92	5,88	0,71	0,26

Fuente: elaboración propia con información de GPRural – FAO, 2006.

^a Los valores calculados en este cuadro equivalen a promedios ponderados, por lo que podría haber alguna discrepancia con algunos estudios que utilizaron promedios simples.

CAPÍTULO VI

Corrupción y gasto público rural en América Latina. El impacto en el desarrollo rural

Gustavo Anríquez¹

1. INTRODUCCIÓN

La composición del gasto público es importante desde el punto de vista del desarrollo. Las exenciones tributarias y otros tipos de incentivos similares, que generalmente se usan para atraer una industria a un determinado lugar, terminan siendo, en la práctica, transferencias de riqueza del sector público al sector privado. Es difícil que las políticas de este tipo, que suelen presentarse al público como encaminadas a crear empleos, tengan el mismo efecto que el gasto en bienes públicos en lo concerniente a potenciar el crecimiento de largo plazo. Esto es particularmente cierto en los países en desarrollo, donde la inversión en bienes públicos, precisamente por la relativa escasez de estos, tiene altas tasas de retorno. La inversión en bienes públicos se complementa en gran medida con la inversión privada: por ejemplo, un camino público hace rentable cierta operación privada en un lugar dado. Además, por definición, los beneficios de los bienes públicos se diseminan ampliamente, mientras que los de las transferencias a los agentes privados tienden a ser captados por unos pocos. Por otra parte, una de las razones de la existencia del gobierno es la de intervenir en mercados faltantes o en aquellos que adolecen de fallas. La intervención estatal en bienes públicos no excluyentes, como caminos y otras obras de infraestructura pública, y el

1 Universidad de Maryland y Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO–ESA). Agradezco los valiosos comentarios de Fabrizio Bresciani, Benjamin Davis, Alberto Zezza y de quienes participaron en el seminario de trabajo de FAO–ESA. Agradezco asimismo el financiamiento parcial de la FAO. Las opiniones aquí presentadas, sin embargo, no representan las de la Organización.

gasto social en educación y salud —que son inversiones con altas externalidades positivas, cuya provisión es insuficiente debido a fallas en los mercados de capital o fallas de información— pertenecen al tipo de intervención que más se ajusta a la regla de la intervención estatal.

En este trabajo analizaremos los efectos de la composición del gasto gubernamental en el mundo rural y, asimismo, el efecto de la corrupción en el juego político que determina las decisiones de asignación de gastos del gobierno. En primer lugar pasaremos revista a la economía política que sirve de marco a esas decisiones y, después, al modo en que se distribuyen esos fondos entre bienes privados y bienes públicos. Luego examinaremos, de modo empírico, si la composición del gasto rural afecta al desarrollo rural, análisis en que utilizaremos el crecimiento del producto agrícola como proxy del desarrollo rural.

El gasto en bienes privados no solo es menos productivo que el gasto en bienes públicos desde el punto de vista social, sino que ocasiona un daño adicional, a saber, el de desplazar otras modalidades de inversión pública y privada. López (2004) identifica tres mecanismos mediante los cuales la inversión en bienes privados desplaza otras modalidades de inversión pública y privada. Primero está el tipo de desplazamiento obvio: el uso de fondos públicos y de recursos humanos e institucionales públicos para el gasto en bienes privados impide que esos fondos y recursos sean invertidos en bienes públicos. En segundo lugar, al subvencionar inversiones que de todos modos son rentables, este tipo de gasto en bienes privados puede retardar o incluso revocar las inversiones privadas. Por ejemplo, si se ofrece un monto racionado de subsidios para una inversión particular que es rentable incluso sin esos subsidios, un inversionista neutral al riesgo que no obtiene el subsidio puede decidir racionalmente retrasar su inversión hasta obtener el subsidio y mejorar sus retornos. Tercero, en el mediano plazo, la falta de inversión pública (debido a la complementariedad de la inversión pública y la privada) disminuye la productividad de las inversiones y, por ende, reduce la magnitud de la inversión privada. Por estas razones, no debiera sorprender que haya una correlación positiva entre la proporción del gasto en bienes públicos y el desempeño del producto en el mundo rural, correlación ya descubierta por López.

En este estudio procuraremos aportar a esta discusión, para lo cual analizaremos más a fondo los efectos de la economía política que determina las asignaciones de gasto y sus consecuencias finales para el desarrollo. La corrupción, entendida como el uso y abuso del poder público para provecho personal (o de un grupo familiar o político), implica que las políticas óptimas pueden ser desviadas en beneficio de determinados grupos de presión o interés. Cabe resaltar que la corrupción incluye no solo oscuras transferencias de dinero en lugares apartados en medio de la noche, sino también transacciones a plena luz del día, como el aporte de fondos para campañas políticas o para apoyar determinados partidos políticos. Según la literatura al respecto (véase Olson, 1965), los grupos de presión (*lobby*) eficaces son por lo general grupos pequeños (lo que reduce los costos de organización), con intereses claros y definidos, que tienen el poder o el dinero para influir en la marcha de las políticas.² En el caso de la distribución de los fondos rurales entre bienes públicos (camino, electricidad, agua, alcantarillado, escuelas, salud, todos los cuales son indiscutiblemente deficitarios en las zonas rurales de América Latina) y bienes privados (clásicamente subsidios a la promoción de la exportación o el marketing), es evidente

2 En América Latina, el foco de nuestro estudio, el poder social (definido como el prestigio de familia o de clase) puede sustituir parcialmente el poder económico.

dónde está el poder de presión. Los pobres rurales difícilmente reúnen las condiciones necesarias para convertirse en grupos de presión exitosos, de modo que si hay corrupción, el gasto estará más inclinado hacia los bienes privados, en una medida distante de lo óptimo. Una de las preguntas que tratamos de responder empíricamente en este trabajo es si el sesgo causado por la corrupción tiene efectos mensurables sobre el desarrollo rural.

En la Sección 2 se presenta un modelo de economía política para explicar cómo se determinan los gastos rurales. En la 3 nos referimos al juego de la asignación de gastos agrícolas y, en la 4, a la asignación del gasto público rural total. La Sección 5 presenta los datos utilizados en nuestro modelo empírico, y en la 6 exponemos a los resultados empíricos del modelo. En la Sección 7 analizamos los costos que entraña la corrupción para el desarrollo rural, y en la 8 ponemos a prueba la solidez de nuestros resultados con un análisis de sensibilidad.

2. ESTRUCTURA DEL JUEGO

Con excepción de lo que ocurre en las autocracias extremas, el cambio de las tasas y las leyes tributarias supone un engorroso proceso político, que exige modificar las leyes y, por ende, algún grado de consenso político en los órganos legislativos. Sin embargo, la asignación de los ingresos tributarios, esto es, el gasto del gobierno, no requiere tal acuerdo político, por lo cual el gobierno, dentro de un amplio margen, puede asignar libremente los fondos. De igual manera, tampoco los cambios en la política comercial, el incremento o la reducción de los subsidios o de los impuestos al comercio exterior suelen exigir acuerdos legislativos, pues generalmente se alcanzan mediante acuerdos comerciales, plano en el cual los países pequeños no tienen gran poder de negociación.

Estas características políticas son captadas en el modelo de economía política que presentamos más adelante. El objetivo es entender el modo en que los gobiernos deciden qué fracción de los fondos públicos destinados a las áreas rurales se asignará a inversión en bienes públicos y qué fracción se asignará a gasto en bienes privados (transferencias a los agentes privados). Suponemos que el gobierno toma estas decisiones en dos pasos que pueden ser *separados*. Primero, decide cómo distribuir los ingresos totales entre gastos urbanos y gastos rurales (tomando la distribución de los fondos rurales entre subsidios privados e inversiones públicas como dada). En esta etapa, el gobierno está abierto a aceptar contribuciones de grupos de presión urbanos organizados, interesados en que se incremente el gasto público urbano. En la segunda etapa, el gobierno decide cómo asignar los fondos restantes en el mundo rural. En esta fase el gobierno está también abierto a aceptar contribuciones de grupos de presión rurales organizados, interesados en que se incremente el monto de las transferencias privadas y se reduzca la inversión en bienes públicos.³

Proponemos que la única fuente de fondos del gobierno es un impuesto t al producto del sector no agrícola z , que llamaremos sector urbano. Partimos del supuesto de que la tasa del impuesto t está dada, y que se requiere, como ocurre en cualquier democracia o democracia aparente, un acuerdo en el congreso para modificarla, en contraste con lo que sucede con las decisiones sobre

3 Aunque el supuesto de que la decisión acerca del modo en que se gastan los fondos rurales es independiente de la división de los fondos en urbanos y rurales es un supuesto simplificador, es probable, sin embargo, que refleje la manera en que opera realmente el proceso de asignación de los gastos públicos. Primero, los gobiernos obtienen un presupuesto. Después, asignan fondos a los ministerios y las regiones, y, más tarde, se adoptan las decisiones sobre el gasto rural, usualmente en los ministerios de Agricultura.

gasto, que el gobierno adopta libremente. Proponemos, por lo tanto, que los ingresos totales del gobierno son:

$$R = tz - sp^* \chi - \beta T - (1 - \beta)T \quad (\text{Ecuación 1})$$

Aquí, una proporción β de los fondos disponibles T es asignada al mundo rural, mientras que el resto $(1 - \beta)T$ es asignado al sector urbano. χ representa las exportaciones de bienes agrícolas x , que reciben un subsidio a una tasa por unidad de s sobre el precio internacional p^* . Para simplificar, supondremos que los subsidios a las exportaciones agrícolas representan un monto insignificante del gasto total o que son pagados con un déficit. En este caso tenemos que: $tz = T$.

Para describir el proceso completo de asignación de fondos públicos, procederemos por inducción hacia atrás. Por ello, comenzaremos con la asignación de los fondos rurales.

3. EL JUEGO DE LA ASIGNACIÓN DE LOS GASTOS AGRÍCOLAS

El conflicto de intereses entre pequeños y grandes agricultores surge del hecho de que la inversión en bienes públicos incrementa la productividad del trabajo y, de ese modo, incrementa indirectamente los costos de la mano de obra contratada, lo cual reduce los ingresos de los grandes agricultores, que obviamente preferirían que el gobierno entregase fondos para la inversión en bienes públicos.

La economía produce dos bienes, el numerario z y el bien agrícola x . Damos por supuesta una función de utilidad separable y aditiva:

$$U(x, z) = z + u(x) \quad (\text{Ecuación 2})$$

donde la función de subutilidad $u(x)$ es estrictamente cóncava. La demanda de x es, por lo tanto, $d(p) = [u'(p)]^{-1}$. Dado que z aparece linealmente en la función de utilidad, el excedente del consumidor solo es devengado del bien agrícola y es igual a:

$$S(p) = u(d(p)) - p \cdot d(p) \quad (\text{Ecuación 3})$$

El bien agrícola es producido por pequeños y grandes agricultores, $x = x_L + x_S$, y no hay desempleo, de modo que la totalidad de la mano de obra rural está distribuida entre la pequeña y la gran producción agrícola: $L^R = L_S + L_L$. Suponemos que la pequeña producción agrícola es la actividad de respaldo para los trabajadores rurales. El producto de la pequeña agricultura está dado por:

$$x_S = A(\mu E) \cdot L_S \quad (\text{Ecuación 4})$$

A es la productividad de la mano de obra que depende positivamente ($A' > 0$, $A'' < 0$, $A(0) > 0$) del gasto rural en bienes públicos (μE), donde E es el gasto rural total y $\mu \in [0, 1]$ es la proporción

del gasto rural total invertida en bienes públicos.⁴ Por bienes públicos entendemos los diferentes tipos de inversión con externalidades positivas no contabilizadas por los mercados, como inversiones en capital humano (servicios de salud y educación), algunas formas de capital físico no excluyentes (como caminos, electricidad e infraestructura de comunicaciones), y bienes y servicios ambientales (como mejoramiento de la calidad del agua y el suelo). Nótese que si no se realizan inversiones en bienes públicos, la mano de obra aún es productiva en el sector de los pequeños agricultores. Mientras el sector de la pequeña agricultura continúe siendo productivo, los salarios de la economía rural estarán determinados por A .

Suponemos que la agricultura es un sector protegido y que también exporta;⁵ por ende, es el beneficiario de un subsidio a las exportaciones. El precio pertinente para los grandes productores agrícolas (que hemos supuesto para fines de la exposición, pues no afecta el resultado presentado, a saber, que solo los grandes productores agrícolas son los beneficiarios de estos subsidios) es:

$$p^x(s) \equiv (1+s)p^* \quad (\text{Ecuación 5})$$

donde s es el subsidio por unidad y p^* el precio internacional. Suponemos que el país está vinculado a acuerdos comerciales internacionales y no puede ajustar libremente s , de modo que, desde el punto de vista del gobierno, s está dado.

Los dueños de grandes predios agrícolas obtienen ingresos de un factor fijo, que puede entenderse como las grandes propiedades de tierra. Estos maximizan sus ingresos:

$$\pi(p^x, A(\mu E)) = \text{Max}_{x_L, L_L} \{ p^x \cdot x_L - A(\mu E) \cdot L_L \} \quad (\text{Ecuación 6})$$

donde $\pi(\cdot)$ es una función de beneficios, no decreciente en p^x , no creciente en A , convexa en $(p^x, A(\mu E))$, y la suponemos dos veces diferenciable. De la definición de la función de beneficios obtenemos que: $\pi_1(p^x, A) \equiv \partial \pi(p^x, A) / \partial p^x = x_L(p^x, A)$, y $\pi_2(p^x, A) = -L_L(p^x, A)$, donde usamos subíndices numéricos para referirnos a las derivadas parciales respecto del número del argumento. El bienestar de los grandes agricultores es:

$$V(s, \mu) = \pi(p^x(s), A(\mu E)) + (1-\mu)E \quad (\text{Ecuación 7})$$

Es decir, además de sus ingresos, los grandes agricultores reciben fondos directamente del gobierno, entregas que equivalen a una proporción $(1-\mu)$ de los gastos rurales totales E . Pueden concebirse alternativas a la especificación . Por ejemplo, puede pensarse que los bienes privados $(1-\mu)E$ incrementan la productividad total de los factores en x_L , o que este bien privado es transferido a los grandes propietarios agrícolas bajo la forma de un reembolso por unidad (además del subsidio). Sin embargo, preferimos, debido a su simplicidad algebraica y porque transmite en forma más transparente el hecho de que los gastos en bienes privados benefician únicamente a los grandes agricultores. Asimismo, en no incluimos el excedente del consumidor, pues suponemos que

4 Nótese que $E = \beta T = \beta t z$. Sin embargo, en esta etapa tanto β como T han sido predeterminados, por lo cual, para reducir la notación en esta etapa, usamos E .

5 El supuesto de sector protegido es corroborado por los datos de la muestra (véanse detalles más adelante).

los grandes agricultores son pocos y el excedente del consumidor representa una parte insignificante de su bienestar total.

En este caso, los ingresos del gobierno son negativos, debido al subsidio que entrega a las exportaciones agrícolas:

$$r(s, \mu) \equiv -sp^* \chi(s, \mu) \quad (\text{Ecuación 8})$$

donde $\chi(s, \mu)$ representa las exportaciones:

$$\chi(s, \mu) = \pi_1(p^x(s), A(\mu E)) + A(\mu E)[L^R + \pi_2(p^x(s), A(\mu E))] - Nd(p^*) \quad (\text{Ecuación 9})$$

y N representa la población total. Suponemos, solo por realismo y sin que sea un supuesto esencial, que un incremento en μ reduce el producto total x , porque un incremento en μ reasigna la mano de obra al sector de los pequeños agricultores, y este sector es menos productivo por unidad de mano de obra que el de los grandes agricultores (para todo μE relevante). Este supuesto determina que $\partial r(s, \mu) / \partial \mu = -sp^* \cdot \partial \chi(s, \mu) / \partial \mu > 0$. Además, proponemos que los ingresos del gobierno son cóncavos en μ ; $\partial^2 r(s, \mu) / \partial \mu^2 < 0$. Se puede demostrar que si las terceras derivadas de $\pi(\cdot)$ son iguales a cero o suficientemente pequeñas, ello está garantizado por la convexidad de $\pi(\cdot)$, lo cual es nuestro supuesto.

De ese modo, el bienestar rural total es igual al bienestar de los pequeños agricultores más el de los grandes agricultores más el bienestar del gobierno:

$$W(s, \mu) = \pi(p^x, A(\mu E)) + (1 - \mu)E + A(\mu E)L^R + L^R S(p^*) + r(s, \mu) \quad (\text{Ecuación 10})$$

En ausencia de corrupción, tomando precios internacionales p^* y gastos rurales totales E como dados, el gobierno elegiría un μ^* segundo óptimo (*second best*) que maximizara el bienestar, según la regla:

$$\frac{\partial W(s, \mu)}{\partial \mu} = -E + EA'(L^R + \pi_2(\cdot)) + \frac{\partial r(s, \mu)}{\partial \mu} \leq 0 \quad (\text{Ecuación 11})$$

Nótese que en A como r son cóncavos en μ ; así, a menos que $\pi(\cdot)$ sea extremadamente convexo en μ (es decir, que la elasticidad de la demanda de mano de obra del sector de los grandes agricultores sea extremadamente grande), W es cóncavo y puede ser maximizado; suponemos que el requerimiento de concavidad se cumple.⁶ Es perfectamente posible tener una solución de esquina

6 Se puede mostrar que el bienestar rural será cóncavo si y solo si:

$$\frac{-A''\mu}{A'} > \varepsilon_{L_s, \mu} \equiv \frac{\partial L_s}{\partial \mu} \frac{\mu}{L_s}$$

Esto es, el grado de concavidad de la productividad de la mano de obra en el sector es mayor que la elasticidad de la demanda derivada de mano de obra en ese sector.

en $\mu^* = 1$, caso en el cual sería una desigualdad. La otra esquina, $\mu^* = 0$, es improbable si $A'(0)$ es muy alto, lo cual debiéramos suponer.

Desafortunadamente, el gobierno está abierto a aceptar sobornos para cambiar la política de segundo óptimo. Los grandes agricultores, que son menos numerosos que los pequeños y tienen, por ende, menores costos de organización y mayores ingresos, se organizan para presionar por un μ menor. Por cada reducción marginal que los grandes agricultores pueden obtener en μ , su bienestar se incrementa, no solo por las mayores entregas de fondos, sino también por los mayores ingresos derivados de la reducción de los costos de mano de obra. Así, los grandes agricultores cuentan con evidentes incentivos para gastar dinero en presionar al gobierno (*lobby*) a fin de alcanzar un μ menor. Ofrecen al gobierno un programa de sobornos $B(\mu)$, contingente en todos los posibles $\mu \in [0,1]$. Se supone que $B(\mu)$ es factible, es decir, no negativo y menor que el ingreso agregado del grupo de presión. El gobierno, que está abierto a estas transacciones por debajo de la mesa, maximiza su función objetivo una vez que se le ha ofrecido el programa de sobornos:

$$G(s, \mu) = B(\mu) + \alpha W(s, \mu) \quad (\text{Ecuación 12})$$

con $\alpha \geq 0$ ⁷.

En su trabajo acerca de las subastas de tipo menú, Bernheim y Winston (1986) mostraron que el μ que maximiza satisface:

$$\mu \% = \arg \max \{B(\mu) + \alpha W(s, \mu)\}; y \quad (\text{Ecuación 13})$$

$$\mu \% = \arg \max \{[V(s, \mu) - B(\mu)] + [B(\mu) + \alpha W(s, \mu)]\} \quad (\text{Ecuación 14})$$

Estas condiciones muestran que el equilibrio político bajo soborno maximiza la función objetivo del gobierno y, al mismo tiempo, maximiza el bienestar conjunto del gobierno y el grupo de presión.⁸ Las condiciones de primer orden de y requieren que:

$$\frac{\partial B(\mu)}{\partial \mu} + \alpha \frac{\partial W(s, \mu)}{\partial \mu} = 0; y \quad (\text{Ecuación 15})$$

$$\frac{\partial V(s, \mu)}{\partial \mu} + \alpha \frac{\partial W(s, \mu)}{\partial \mu} = 0 \quad (\text{Ecuación 16})$$

7 La cual también se supone es cóncava en el rango pertinente de $\alpha \in (0, \infty)$.

8 La condición implica que el nivel de bienestar de los grupos de presión está valorado en $(1 + \alpha)$, mientras que el bienestar del grupo no representado está valorado solo en α . Esto significa que el peso implícito para el grupo de presión (*lobby*) es $(1 + \alpha)/(1 + 2\alpha)$, mientras que el peso del grupo subrepresentado es $\alpha/(1 + 2\alpha)$. Esto significa que a medida que $\alpha \rightarrow \infty$, que es la menor corrupción posible, la mayor proporción posible para el grupo no representado es de solo $1/2$. Esto, en nuestra opinión, es un inconveniente de la especificación, pero no la modificaremos, porque queremos ser comparables a la amplia literatura que se ha desarrollado después de Grossman y Helpmann (1994), quienes originalmente propusieron.

A partir de y , es fácil desprender que el equilibrio perfecto de Nash del subjuego de este juego de soborno exige que $\frac{\partial V(s, \mu)}{\partial \mu} = \frac{\partial B(\mu)}{\partial \mu}$. Por esta razón, Bernheim y Whinston se refieren a este como un equilibrio *localmente sincero*, porque alrededor de $\tilde{\mu}$, el soborno marginal es igual al beneficio privado marginal obtenido de una reducción en μ . Otra forma de ver este resultado, sin embargo, es que dado que el gobierno juega último y tiene toda la información acerca del comportamiento del sobornador, extraerá hasta el último centavo de los que ejercen presión (hasta que los beneficios se igualen a los costos para el grupo de presión).

Usando la propiedad de «sinceridad local», podemos obtener el $\tilde{\mu}$ del equilibrio político:

$$\frac{\partial G(s, \mu)}{\partial \mu} = EA' \pi_2(\cdot) - E + \alpha \left[-E + EA'(L^R + \pi_2(\cdot)) + \frac{\partial r(s, \mu)}{\partial \mu} \right] = 0. \quad (\text{Ecuación 17})$$

El primer término en $(EA' \pi_2(\cdot) - E)$, es inequívocamente negativo. El segundo término dentro del paréntesis cuadrado, que es igual a $\partial W(s, \mu) / \partial \mu$, debe por ende ser positivo. Dado que en $\mu^* \partial W(s, \mu) / \partial \mu$ es igual a cero, y dado que $W(s, \mu)$ es cóncavo en μ , se concluye que el $\tilde{\mu}$ bajo soborno debe ser menor que el segundo óptimo μ^* .

Predicción 1. Conforme aumenta la corrupción (es decir, conforme α decrece), el $\tilde{\mu}$ del equilibrio político disminuye.⁹

Diferenciando totalmente, tenemos:

$$\frac{d\mu}{d\alpha} = \frac{\left[-E + EA'(L^R + \pi_2(\cdot)) + \partial r(s, \mu) / \partial \mu \right]}{-\partial^2 G(s, \mu) / \partial \mu^2} > 0$$

El denominador es positivo, dada la concavidad de la función objetivo del gobierno, mientras que el numerador es positivo, porque es igual a $\partial W(s, \mu) / \partial \mu$, que tiene que ser positivo en el equilibrio político. Así, un incremento de la corrupción, que aquí se mide como una reducción en α (la valoración del bienestar social total), causa una reducción adicional en $\tilde{\mu}$.

Predicción 2. Mientras más grande sea el sector de los grandes agricultores, menor será el equilibrio político $\tilde{\mu}$.

Predicción 3. Mientras mayor sea la fuerza de trabajo rural, mayor será la proporción de inversión en bienes públicos $\tilde{\mu}$.

9 Estamos de acuerdo con Fredriksson y Svensson (2002) en que α es una medida de corrupción, porque mide hasta qué punto está dispuesto el gobierno a desviarse de la política óptima para beneficiarse a sí mismo. Mientras menor sea α , menos peso tiene para el gobierno el bienestar de la comunidad frente a su interés en recibir contribuciones o sobornos, lo que da cuenta de un alto grado de corrupción.

La predicción 2 apunta a algo muy sencillo: mientras más grande sea el sector de los grandes agricultores con respecto al sector de los pequeños agricultores, mayor será su peso en el bienestar social y mayor su poder económico-político. Con más poder, los grandes agricultores pueden negociar mayores desviaciones del segundo óptimo. Este resultado puede apreciarse algebraicamente en y . Nótese primero en y que un incremento en π aumenta la demanda de mano de obra en el sector de los grandes agricultores, lo que reduce el óptimo μ^* . Además, de y podemos concluir que un aumento en el sector de los grandes agricultores incrementa la demanda de mano de obra, lo que vuelve más negativa la primera parte de y , lo cual tiene que ser compensado con un $\partial W(s, \mu) / \partial \mu$ crecientemente positivo, lo que significa una mayor desviación hacia abajo del μ del equilibrio político con respecto al nuevo óptimo, que ya era menor.

La predicción 3 también es intuitiva. La única razón por la que se invierte en bienes públicos en esta economía es para financiar la externalidad en la producción de la pequeña agricultura: $A'(L^R + \pi_2(\cdot))$; conforme se incrementa la fuerza de trabajo rural, aumentan también el tamaño de la externalidad y el óptimo μ^* . Por supuesto, la corrupción reduce este efecto marginal, y el efecto de un incremento en L^R en el equilibrio político μ es positivo, pero de menor magnitud.

Predicción 4. Para altos niveles de corrupción, la liberalización comercial incrementa $\tilde{\mu}$; mientras que para bajos niveles de corrupción, la liberalización puede hacer decrecer $\tilde{\mu}$.

Diferenciando totalmente y , encontramos:

$$\frac{d\mu}{ds} = \frac{(1+\alpha)p^*EA'\pi_{12}(\cdot) + \alpha \frac{\partial^2 r(s, \mu)}{\partial s \partial \mu}}{-\frac{\partial^2 G(s, \mu)}{\partial \mu^2}} \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \quad (\text{Ecuación 18})$$

El signo de $\frac{d\mu}{ds}$ no está definido: para bajos niveles de α (es decir, alta corrupción), el primer término en el numerador, que es negativo, dominará. Esto significa que para niveles de corrupción suficientemente altos $\frac{d\mu}{ds} < 0$, lo que indica liberalización comercial, una reducción en s incrementará $\tilde{\mu}$; es decir, reduce la desviación respecto de la política óptima. Para niveles de corrupción suficientemente bajos, el segundo término, que es positivo, podría dominar, caso en el cual $\frac{d\mu}{ds} > 0$, y la liberalización comercial haría decrecer $\tilde{\mu}$.¹⁰

El primer resultado es bastante evidente. La liberalización comercial reduce el poder económico-político del sector protegido de los grandes agricultores, de modo que con un alto grado de corrupción, $\tilde{\mu}$ es más sensible al poder del grupo de presión. La liberalización comercial con altos niveles de corrupción reduce la distorsión (incrementa $\tilde{\mu}$). El segundo resultado indica que cuando la corrupción es baja, el efecto del ingreso del gobierno puede dominar. Los ingresos marginales de μ del gobierno decrecen con la liberalización comercial; por ende, para reestablecer el equilibrio político, es necesaria una reducción de $\tilde{\mu}$, a fin de compensar parcialmente el incremento de los ingresos públicos. La reducción en $\tilde{\mu}$ aumenta el producto y las exportaciones de los grandes agricultores, y, por ende, incrementa el gasto del gobierno (reduce los ingresos públicos).

10 El signo de la derivada cruzada de los ingresos del gobierno surge de suponer que la tercera derivada de la función de beneficios es cero o suficientemente pequeña.

Predicción 5. Un incremento en el gasto total rural (E) reduce la proporción de inversión en bienes públicos, a menos que el grado de corrupción sea muy bajo.

Para demostrar esta predicción, diferenciamos totalmente, para obtener:

$$\frac{d\mu}{dE} = \frac{-(1+\alpha) + (A' + \mu EA'')(\alpha L_s - L_l) + \mu E \pi_{22}(\cdot)(\alpha A'^2 + A'') + \alpha \frac{\partial^2 r(s, \mu)}{\partial \mu \partial E}}{-\frac{\partial^2 G(\cdot)}{\partial \mu^2}} > 0 \quad (\text{Ecuación 19})$$

Si dejamos de lado por ahora el efecto en los ingresos marginales del gobierno, podemos poner signo al resto de los componentes de.¹¹ Empecemos suponiendo corrupción total, es decir, $\alpha \rightarrow 0$. En este caso podemos poner signo a, porque todos los elementos del numerador que no están premultiplicados por α son negativos. Esta conclusión supone que $(A' + \mu EA'')$ es positivo, lo que siempre ocurrirá con una especificación Cobb-Douglas de $A(\cdot)$, y en general siempre ocurrirá cuando estemos en bajos niveles de μE , que es el caso que estudiamos: suponemos que en América Latina el gasto público rural es menor que el gasto ideal o potencial. El signo de puede ser invertido en caso de baja corrupción.

La racionalidad de la predicción 5 es fácil de establecer. Cuando el gasto rural total se incrementa, aumenta el soborno marginal, lo que provoca un μ de equilibrio político aún menor. Así, con un alto grado de corrupción, los mayores gastos rurales totales siempre estarán asociados con una menor proporción de gasto en bienes públicos. Este resultado puede invertirse si el bienestar social total es altamente valorado.

4. LA ASIGNACIÓN DEL GASTO PÚBLICO TOTAL

El monto asignado al sector urbano está dado para los productores de z bajo la forma de un reembolso por unidad. En este caso, el precio efectivo que enfrentan los productores de z es:

$$p^z = (1-t) + (1-\beta)t^{12} \quad (\text{Ecuación 20})$$

El sector urbano genera ingresos a los dueños de un factor específico del sector, a saber, el capital físico, de acuerdo con la siguiente función de beneficios:

$$\Phi(1-\beta t, w^u) = \max_{z, L^u} \{ (1-\beta t) \cdot z - w^u L^u \} \quad (\text{Ecuación 21})$$

Nuevamente suponemos que la función de beneficios $\Phi(\cdot)$ es dos veces diferenciable y que w^u es un salario mínimo, determinado por el gobierno, vigente solo en las áreas urbanas. Además, sin una actividad de respaldo, el desempleo es posible en el mundo urbano.

11 El signo de $\partial^2 r(s, \mu) / \partial \mu \partial E$ no puede establecerse sin ambigüedad. Sin embargo, dado nuestro supuesto de $\partial \chi / \partial \mu < 0$, también suponiendo que las terceras derivadas de π son cero o suficientemente pequeñas, y suponiendo que estamos en «bajos» niveles de inversión pública (es decir, A' es «alto»), entonces puede demostrarse que $\partial^2 r(s, \mu) / \partial \mu \partial E$ es positivo.

12 Recuérdese que el bien no agrícola es el numerario, por lo tanto su valor nominal antes de impuestos es 1.

De este modo, el bienestar urbano total abarca los ingresos de los dueños del capital físico, los ingresos de la mano de obra y el excedente del consumidor en el mundo urbano:

$$V^u(\beta) = \Phi(1 - \beta t, w^u) + w^u L^u + L^u S(p^*) \quad (\text{Ecuación 22})$$

donde nuevamente hacemos el supuesto de que el número de dueños del factor específico del sector es tan pequeño que su excedente del consumidor es insignificante. El bienestar total del país, tomando la política comercial s , la asignación del gasto rural μ , el precio internacional p^* , y la tasa tributaria t como dados, es:

$$W^T(\beta) = \pi(p^*, A(\beta \mu t \Phi_1(\cdot))) + \beta(1 - \mu)t\Phi_1(\cdot) + A(\beta \mu t \Phi_1(\cdot))L^R + L^R S(p^*) + V^u \quad (\text{Ecuación 23})$$

Si resolvemos las condiciones de primer orden de β , podemos obtener la proporción de gasto rural de segundo óptimo:

$$\beta^* = \frac{-\Phi_1(\cdot) + \Phi_1(\cdot)A'(L^R + \pi_2(\cdot))}{t\Phi_{11}(\cdot)[A'(L^R + \pi_2(\cdot)) + (1 - \mu)/\mu]} \quad (\text{Ecuación 24})$$

Suponemos que β^* es positivo y contenido dentro del rango de la unidad. Nótese que la única razón por la cual β debiera ser positivo es que financia una externalidad positiva ($A' \cdot L_s$), ya que, como es obvio, las entregas de fondos al sector de los grandes agricultores no son óptimas. De hecho, mientras más alta sea la proporción de las entregas de fondos a los grandes productores agrícolas $(1 - \mu)/\mu$, menor será el β^* . También el β^* óptimo está sujeto a las consideraciones de eficiencia estándar: si la elasticidad precio de la oferta de z , es decir Φ_{11} (que financia gastos), es muy alta, hay pérdidas de eficiencia mayores, y, por ende, los impuestos implícitos (que es lo que β realmente es) deben ser menores.¹⁴

El gobierno también está dispuesto a desviarse del β^* óptimo si recibe incentivos. Así que, tal como ocurre con μ , el gobierno maximiza la siguiente función objetivo:

$$G^T(\beta) = B^T(\beta) + \alpha W^T(\beta) \quad (\text{Ecuación 25})$$

donde $B^T(\beta)$ representa sobornos. Podríamos proponer que tanto los grandes agricultores como los industriales ofrecen sobornos y compiten por un β conveniente. Esta competencia

13 Suponemos que el bienestar es cóncavo en $\beta \in [0,1]$.

14 Algunos autores argumentan que existe un continuo rural/urbano más que una separación completa, y por ende los salarios rurales afectan a los salarios urbanos y viceversa (véase, por ejemplo, Fan et al. (2005); para manifestaciones empíricas de esta relación, véase López y Anríquez (2003)). Exploramos las consecuencias de este supuesto trabajando con salarios urbanos iguales a los rurales más una prima fija; es decir $w^u = \gamma A(\cdot)$, con $\gamma > 1$. Para reducir el álgebra, no mostramos los resultados de trabajar con este supuesto; no obstante, dos interesantes resultados inequívocos deben mencionarse. Primero, el β óptimo es mayor, lo que surge del hecho de que ahora el gasto rural también afecta al bienestar de todos los asalariados del mundo urbano. También, el efecto de la corrupción en las decisiones de gasto rural, μ , se traspaasa (*spillover*) al mundo urbano.

reduciría el excedente de bienestar de los oferentes (véase Grossman y Helpmann, 1993), y el β final estaría sesgado a favor del grupo más grande (más rico), es decir, el sector no agrícola. Sin embargo, por simplicidad suponemos que en este juego solo los dueños de las industrias ofrecen un programa de sobornos contingente a cada β posible.

La estructura del juego es igual al proceso de ofertas por la asignación del gasto rural. Así, referimos al lector a la sección anterior, donde mostramos que el β de equilibrio político se resuelve por:

$$\frac{\partial G^T(\beta)}{\partial \beta} = \frac{\partial \Phi(1 - \beta t, w^r)}{\partial \beta} + \alpha \frac{\partial W^T(\beta)}{\partial \beta} = 0. \quad (\text{Ecuación 26})$$

Podemos usar para resolver explícitamente la asignación de fondos públicos bajo corrupción:

$$\beta^{\%} = \frac{-(1 + 1/(\alpha\mu))\Phi_1(\cdot) + \Phi_1(\cdot)A'(L^R + \pi_2(\cdot))}{t\Phi_{11}(\cdot)[A'(L^R + \pi_2(\cdot)) + (1 - \mu)/\mu]} \quad (\text{Ecuación 27})$$

Bajo corrupción, el monto del gasto asignado al sector rural es menor. Este resultado surge al comparar con , expresiones cuya única diferencia consiste en que el numerador de tiene un sustraendo adicional: $1/(\alpha\mu) \cdot \Phi_1(\cdot)$. De se pueden obtener varias predicciones importantes.

Predicción 6. Una tasa de impuestos explícita t más alta reduce la proporción del gasto público en el sector rural.

Este resultado surge directamente de la expresión .

Predicción 7. Un mayor producto no agrícola (es decir, la base tributaria) incrementa la proporción del gasto público en el sector rural.

Este resultado se mantiene si el denominador de es positivo (es decir, $\beta > 0$), lo cual suponemos. Nótese que la base tributaria es obviamente la producción de z , $\Phi_1(\cdot)$.

Predicción 8. Mayores niveles de corrupción reducen la proporción del gasto público en el sector rural.

Esta predicción también surge de ; nótese que un incremento de la corrupción es equivalente a una reducción de α .

Predicción 9. El monto del gasto público asignado al mundo rural será en general mayor cuanto mayor sea la proporción del gasto invertido en bienes públicos (μ), a menos que la elasticidad del producto del sector urbano sea muy alta y/o la elasticidad de la demanda de mano de obra del sector de los grandes agricultores sea muy baja.

Esta predicción puede hacerse razonablemente si se inspecciona la siguiente expresión (que es el resultado de la diferenciación total de):

$$\frac{d\beta^{\%}}{d\mu} = \frac{\alpha \left\{ (L^R + \pi_2) [(\Phi_1 - \beta t \Phi_{11})(A' + \mu \beta t \Phi_1 A'')] + (\Phi_1 - \beta t \Phi_{11})(\mu \beta t \Phi_1 A'^2 \pi_{22} - 1) \right\}}{-\partial^2 G^T / \partial \beta^2} \underset{<}{\geq} 0 \quad (\text{Ecuación 28})$$

En estricto rigor matemático, a la expresión no se le puede poner signo. Nótese que el denominador es positivo, dado el supuesto de concavidad de la función objetivo del gobierno. Al numerador, sin embargo, se le puede poner signo en términos generales. Dentro del paréntesis de llave, el primer elemento entre paréntesis es, por supuesto, la mano de obra en el sector de los pequeños agricultores, que es positivo. El siguiente elemento entre paréntesis es de signo indefinido, pero puede ser positivo, si, como esperamos, la elasticidad precio del producto del sector urbano es baja. Esperamos que esta elasticidad sea baja, como ocurre en general con los bienes agregados. El tercer elemento entre paréntesis puede ser reescrito mediante el uso de la notación de la sección anterior: $(A + \mu E A)$; continuamos suponiendo que este es positivo. Por lo tanto, la primera parte del numerador expresa por qué toda la expresión debe ser positiva: un incremento del gasto rural en bienes públicos a fin de cubrir la externalidad positiva de la mano de obra rural. Sin embargo, la segunda parte del numerador puede ser negativa si la elasticidad de la demanda de mano de obra del sector de los grandes agricultores es muy baja. Si la elasticidad de la demanda de mano de obra en el sector de los grandes agricultores es muy baja, las pérdidas en el bienestar de los grandes agricultores, debido a un incremento en μ aumentaría por el consecuente aumento en β , y por ende el signo de podría invertirse.

Predicción 10. La apertura comercial, para niveles suficientemente altos de corrupción, reduce la proporción del gasto público total en el mundo rural, β .

Nótese que la apertura comercial reduce el subsidio al sector agrícola y, por ende, reduce el precio del bien agrícola, mientras que implícitamente incrementa el precio relativo del bien no agrícola. Al elevarse la rentabilidad relativa del sector no agrícola, aumenta el poder del grupo de presión urbano, forzando una reducción en el equilibrio político β . Por otra parte, hay un efecto indirecto compensatorio: la liberalización comercial en el sector agrícola reduce la demanda de mano de obra de los grandes agricultores, lo que a su vez aumenta la externalidad del bien público (mano de obra en el sector de los pequeños agricultores), motivando un incremento en β , como muestra. Para niveles de corrupción suficientemente altos, el primer efecto directo debiera dominar.

5. LOS DATOS

Los datos sobre gasto público rural provienen de un proyecto de la FAO encaminado a recolectar y a hacer comparables los gastos públicos rurales en América Latina (FAO, 2005b). El proyecto fue coordinado por la Oficina Regional para América Latina, pero las cifras locales fueron entregadas por los respectivos ministerios nacionales de Hacienda, Economía o Agricultura, dependiendo del país. La muestra cubre la mayoría de los países latinoamericanos, 20 en total, entre ellos las grandes islas del Caribe: República Dominicana, Jamaica y Cuba. Los datos sobre gasto rural en Cuba y El Salvador no estuvieron disponibles, por lo que estos países no fueron considerados en el análisis. El caso de Colombia es especial, porque en este país no se detallan completamente las partidas de gastos, lo que hace difícil crear divisiones comparables, dentro de sus cifras de gastos rurales, entre inversiones en bienes públicos y transferencias a los privados. Por ello básicamente, tuvimos que eliminar a Colombia del análisis.¹⁵

15 He aquí la lista final de los 17 países que entraron en nuestro análisis estadístico: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Los datos sobre el período 1985-2001 no están completos para todos los países, de modo que se usaron técnicas de panel desbalanceado.

Las cifras de gastos están subdivididas en tres categorías principales (promoción de la producción rural, infraestructura rural, y servicios sociales) y en 31 subcategorías. Aunque el trabajo de identificar y diferenciar las inversiones públicas de las transferencias privadas es en su mayor parte claro y definido, como sugiere López (2004), hay sin embargo algunas áreas grises. En el Cuadro 1 clasificamos los ítems de gastos en seis grupos (y presentamos sus proporciones del gasto rural total). Tres de las categorías de gasto presentadas pueden ser asignadas directamente a subsidios o inversiones públicas: los casos claros y definidos (columnas 1 y 2) y los costos administrativos, que pueden ser asignados proporcionalmente a cada una de las dos primeras categorías una vez que terminamos de diferenciar las inversiones totales en bienes públicos de las transferencias a los privados. Afortunadamente, el área gris representa solo el 17% del gasto total, y dentro de ella identificamos grises más oscuros y grises más claros.¹⁶ Los ítems de gasto 50/50 son silvicultura y proyectos de riego. El caso del riego es discutible; López (2004) argumenta que debe ser tratado como una transferencia a los privados, debido a la forma en que operan usualmente estas inversiones en América Latina, en provecho de elites organizadas que pueden hacer que esas obras de infraestructura vayan directamente en su propio beneficio. Por otra parte, los proyectos de este tipo pueden generar importantes beneficios públicos no excluyentes o incluso de aliviar la pobreza, lo que definitivamente constituye un bien público. Dada esta dicotomía, los incluimos en el grupo de 50/50, junto con los proyectos silvícolas. En efecto, aunque la promoción de los bosques es fuente de importantes beneficios públicos ambientales, en algunos casos actúa también como una transferencia a los privados. En Chile, por ejemplo, la replantación de bosques de pino de propiedad de empresas privadas exportadoras de celulosa está subsidiada. Es claro que la replantación es socialmente deseable, pero la operación privada ya es rentable.

Entre las inversiones más probablemente públicas incluimos ítems de gastos que pueden ser considerados gasto social, o que ayudan a aliviar la pobreza, pero que, debido a su naturaleza sumamente focalizada, pueden ser usados como transferencias a los privados. Finalmente, calificamos como más probablemente privados la promoción de la pesca y los proyectos de desarrollo rural integrado, que usualmente representan subsidios a sendas de desarrollo determinadas desde arriba o, en el mejor de los casos, inversiones públicas muy focalizadas.

Para hacer la diferenciación final entre transferencias a privados e inversiones en bienes públicos, agregamos la mitad de los ítems 50/50 a cada tipo de gasto rural, y en los otros ítems del área gris aplicamos una regla de 2/3 y 1/3, al tiempo que los costos administrativos eran asignados proporcionalmente. Dado que nuestras reglas de 50/50 y 2/3 y 1/3 son completamente arbitrarias, complementamos los resultados con un análisis de sensibilidad de las estimaciones, con ponderaciones variables de los ítems de gasto del área gris.

La apertura comercial es más fácil de concebir que de definir o, como ocurre aquí, de medir. El indicador de apertura más popular, extensamente aplicado en la literatura, la razón del comercio total (exportaciones más importaciones) sobre el PIB, ha sido criticado en el último tiempo, porque tiende a sobredimensionar la «apertura» de los países pequeños y a disminuir la «apertura» de los países grandes. Los países grandes en superficie y población tienen más industrias y producen mayor cantidad de aquellos bienes que los países pequeños necesitan importar, y aunque un país

16 Aunque los ítems del área gris representan solo el 17% de los gastos rurales totales, hay una gran variabilidad entre los países y una importante variabilidad en el tiempo, lo que posibilita el análisis estadístico.

grande puede tener políticas y una actitud intrínsecamente abiertas, solo a causa de su tamaño la razón del comercio total sobre el PIB sería menor. Para corregir este importante sesgo, estimamos una ecuación de apertura, para la cual utilizamos la razón del comercio sobre el PIB (con datos provenientes de los Indicadores del Desarrollo Mundial del Banco Mundial y de las Penn World Tables, versión 6.1), y usamos el error de predicción como el indicador de apertura. Esto es, los países en los cuales el nivel de comercio predicho —dados su ingreso, su tamaño, su población, su infraestructura portuaria y otras características exógenas observables— es menor que el nivel de comercio observado, son más abiertos que aquellos en los cuales ocurre lo contrario.¹⁷ También usamos un indicador de apertura agrícola, que es igual al valor del comercio de bienes agrícolas como proporción del valor del PIB sectorial.¹⁸ En el Cuadro 2 aparece el ranking de apertura implícita de las diferentes variables consideradas en este estudio.

Las primeras cuatro columnas muestran el efecto de usar el índice construido en vez de los volúmenes de comercio observados. En las primeras dos columnas advertimos que dos de las economías más grandes de América Latina, Brasil y Argentina, tienen la razón de comercio sobre el PIB más baja. Una vez que corregimos por el tamaño de la economía y otras características exógenas (tercera y cuarta columna), encontramos que Brasil está entre las economías más abiertas de la región, mientras que Argentina, si bien aparece como más abierta que otras economías de la región, sigue estando entre las más cerradas.

Las otras medidas candidatas a ser indicadores de «apertura» están basadas en las políticas observadas. Por ejemplo, la proporción entre el valor de los impuestos a las importaciones y las exportaciones y el valor total de ambas. Los impuestos a las exportaciones no son un buen candidato, porque hacia fines de los años ochenta casi todos los países de la muestra habían abandonado completamente los impuestos a las exportaciones, dejándonos sin variabilidad, aunque aceptamos que hay variabilidad en la apertura de los países latinoamericanos. La proporción entre los impuestos recaudados a partir de las importaciones y el valor de estas (es decir, la proporción entre el impuesto efectivo observado y las importaciones) es un muy buen candidato, pero tuvo que ser eliminado del análisis estadístico porque pocos países desagregan sus ingresos de comercio internacional a este nivel. La tercera opción, que es la que utilizamos en este estudio, es la proporción entre los ingresos del comercio internacional (impuestos a las importaciones y las exportaciones) y el valor total del comercio, es decir, las barreras efectivas al comercio.¹⁹

En el Cuadro 3 mostramos la correlación entre las diferentes medidas de apertura. Mucho nos hubiera gustado observar correlaciones altas y positivas entre las primeras cuatro medidas, y correlaciones altas y negativas entre las últimas dos y las primeras cuatro. Desafortunadamente, como se puede ver en el Cuadro 3, no sucede así, lo que confirma que la «apertura» no es fácil de medir. Sin embargo, dada la información del Cuadro 3, damos al índice construido a partir de las Penn World Tables y al índice de apertura agrícola el nombre de medidas preferidas de apertura, porque ambas están altamente correlacionadas con los otros indicadores de volumen de comercio y tienen la correlación negativa correcta con ambos indicadores de barreras objetivas al comercio.

17 En el Anexo 1 puede encontrarse una regresión de la muestra.

18 La fuente son las estadísticas de la FAO, FAOSTAT, disponibles en <http://faostat.fao.org>.

19 La fuente para estos indicadores de apertura basados en políticas son los Anuarios de Estadísticas de las Finanzas Públicas del Fondo Monetario Internacional (FMI).

La corrupción es un fenómeno aún más difícil de medir. Aunque es fácil identificar un comportamiento venal de los funcionarios públicos como corrupción, no hay medidas objetivas disponibles. La única medida consistente de corrupción que cubre todo el marco geográfico y temporal de este estudio proviene de la compañía privada Political Risk Services (PRS) Group. Esta variable va de 0 a 6, con 1, en este caso, como el país menos corrupto de la región (Costa Rica) y 6 como el más corrupto (Colombia). La variable está construida a partir de una serie de preguntas objetivas y de evaluaciones subjetivas sobre los países, y se supone que mide la probabilidad de que altos funcionarios de un país demanden pagos especiales, y si se espera que existan sobornos en los niveles inferiores del gobierno. El Cuadro 4, que establece un ranking de los países en orden decreciente de corrupción por medio de las medidas de corrupción disponibles, muestra que la medida del PRS es más o menos consistente con la medida más sofisticada del Banco Mundial, con excepción de Nicaragua, que aparece con baja corrupción en las cifras del PRS, pero con alta corrupción en los otros dos indicadores. Dado que la medida de corrupción del PRS es la única consistente y completa para el horizonte geográfico y temporal de nuestro estudio, es nuestro indicador preferido.

La organización Transparencia Internacional tiene un índice de corrupción percibida basado en encuestas nacionales, donde se les pregunta a los expertos locales cuán serio es el problema de la corrupción. Aunque es un indicador de corrupción percibida y no efectiva, es probablemente una medida preferible a la del PRS. Por desgracia, estos indicadores están disponibles solo de 1995 en adelante, los primeros informes se referían solo a unos pocos países, y la mayoría de los países no han sido encuestados todos los años.

El Banco Mundial tiene una nueva base de datos de gobernabilidad, que mide, entre otros indicadores de prácticas óptimas de gobierno, el «control de la corrupción», con una metodología más sofisticada y consistente, pero desafortunadamente solo contiene datos bianuales a partir de 1996 (Kaufmann, Kraay y Mastruzzi, 2003). Estos dos últimos indicadores reflejan la importancia creciente que durante la última década han ido adquiriendo las cuestiones de gobernabilidad dentro de la comunidad del desarrollo. Sin embargo, para este estudio, que requiere datos históricos, tenemos que contentarnos con la medida del PRS. En el análisis de regresión usamos las cifras de Transparencia Internacional y del Banco Mundial para hacer comparaciones, pero para poder utilizarlas debemos llenar los datos que faltan en los primeros períodos de nuestro estudio con promedios por país. Esto puede hacerse de manera *potencialmente* exitosa, porque aunque los datos del PRS y la historia sugieren que la corrupción varía poco a través del tiempo y varía mucho más entre los países, estas pequeñas variaciones temporales pueden ser cruciales. En el Cuadro 5 presentamos la correlación entre las medidas de corrupción. La alta correlación existente entre las cifras del Banco Mundial y de Transparencia Internacional era previsible, ya que el Banco Mundial utiliza las cifras de esta organización como uno de sus principales insumos. En el Cuadro se muestra también que la medida de corrupción del PRS tiene el signo correcto de correlación con los otros indicadores, pero el coeficiente de correlación de 0,53 no es tan alto como idealmente hubiéramos querido.

Las otras variables utilizadas, como superficie, medidas de producto agregado, población desagregada en rural y urbana, proporción de mano de obra en la agricultura, líneas telefónicas, y red de caminos, provienen de los Indicadores del Desarrollo Mundial del Banco Mundial. El indicador de desigualdad en cuanto a la propiedad de la tierra se elaboró a partir de indicadores de

desigualdad Gini, referidos al tamaño de los predios agrícolas, que provenían de diversas fuentes (principalmente de censos agrícolas): Jazairy, Alamgir y Panuccio (1992); FAO (1997); FAO (2005a), e INE (1998). Finalmente, la información acerca de la existencia de puertos marítimos o fluviales se obtuvo del Registro Naviero Mundial.²⁰

6. MODELO EMPÍRICO Y RESULTADOS

Para probar las afirmaciones de la teoría antes presentada, ajustamos un modelo de regresión de efectos aleatorios (Balestra y Nerlove, 1966) con los datos de los países latinoamericanos:

$$\begin{aligned} \mu_{i,t} &= \Gamma_1 'W_1 + \omega_{1,i,t} \\ \beta_{i,t} &= \Gamma_2 'W_2 + \omega_{2,i,t} \end{aligned} \quad (\text{Ecuación 29})$$

Aquí μ y β , como se definió antes, representan respectivamente la proporción del gasto rural total destinada a inversión pública rural y la proporción del gasto público total destinada a las zonas rurales. Los subíndices i y t representan respectivamente la dimensión del país y el tiempo. Γ_j representa el vector de coeficientes estimados, y W_j es un vector de variables exógenas que determinan las proporciones de gasto tal como fueron identificadas por nuestro modelo de economía política. Las perturbaciones aleatorias con media cero $\omega_{j,i,t}$ se suponen ortogonales al vector de regresores exógenos y con la siguiente estructura: $\omega_{j,i,t} = u_{j,i} + \varepsilon_{j,i,t}$, con $E[u_{j,i}] = 0$, $E[\varepsilon_{j,i,t}] = 0$, $E[u_{j,i}^2] = \sigma_{uj}^2$, $E[\varepsilon_{j,i,t}^2] = \sigma_{\varepsilon j}^2$, $E[u_{j,i} u_{j,k}] = 0$, $\forall i \neq k$, $E[u_{j,i} u_{k,m}] = 0$, $\forall j \neq k, i, m$, $E[\varepsilon_{j,i,t} \varepsilon_{j,k,s}] = 0$, $\forall i \neq k \wedge t \neq s$. El componente del efecto aleatorio $u_{j,i}$ capta las diferencias específicas de cada país no incluidas en el vector de control de regresores exógenos. Además, para mejorar la eficiencia de estos estimadores, suponemos que hay una correlación entre los errores de ambas ecuaciones (lo que también puede justificarse, dado que ambas razones forman parte del mismo proceso de asignación de fondos); tal como en un modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (Zellner, 1962), suponemos: $E[\varepsilon_{1,i,t} \varepsilon_{2,k,s}] = \sigma_{12}$, $\forall i = k \wedge t = s$.

6.1 Teoría y práctica de la econometría

Las proporciones que estamos estimando entran directa o indirectamente como regresores, cada una en la ecuación de la otra. En la sección anterior usamos como hipótesis de trabajo el supuesto de que estas proporciones fueron escogidas de forma separada, por lo que en cierto sentido son exógenas. Este es un supuesto simplificador, no una teoría, así es que en un primer momento debimos probar si estas proporciones podían efectivamente emplearse como variables exógenas.

Usamos un test de Hausman-Wu en cada ecuación para probar si la proporción es un regresor exógeno (véase Baum, Schaffer y Stillman, 2003). Los tests indican que la proporción del gasto público total destinada a gasto rural (β) es un regresor exógeno en la estimación de la proporción del gasto rural total destinada a las inversiones en bienes públicos (μ). Lo opuesto no es cierto; la hipótesis nula de exogeneidad de la proporción de inversión en bienes públicos en el mundo rural en la determinación del gasto rural total es claramente rechazada. Por ende, en la segunda ecuación

20 Información disponible en <http://www.world-register.org/>.

tuvimos que utilizar la proporción del gasto rural en bienes públicos predicha (con una ecuación instrumental). Por eso terminamos empleando una técnica de estimación de efectos aleatorios en tres etapas (3SRE). En la primera etapa estimamos los instrumentos; en la segunda se estimaron las ecuaciones de manera independiente, para calcular la correlación cruzada entre las ecuaciones, y en la tercera se utilizó esa información para estimar las ecuaciones en forma conjunta.

Una de las ventajas de aplicar el test de exogeneidad de Hausman-Wu es que se trata, en el contexto de variables instrumentales, de un test general de ortogonalidad del error. Así, el test de exogeneidad es también un test general de especificación y, por ejemplo, puede ser interpretado como un test de heteroscedasticidad explicada por los regresores de la otra ecuación. Con los instrumentos utilizados, esta última hipótesis puede ser rechazada con seguridad.

6.2 Proporción de la inversión pública (μ)

Procedemos a examinar cada ecuación por separado. Comenzamos con la proporción del gasto rural total destinada a inversión pública (μ). El vector de variables exógenas incluye las medidas de apertura y corrupción, el foco de nuestro estudio. También incluimos el producto cruzado de las medidas de apertura y corrupción, el cual, según descubrimos en la sección anterior, era importante (véase la predicción 4). Controlamos por las diferencias en el nivel de desarrollo de los países, recurriendo para ello a una medida de ingreso nacional, a saber, el PIB no agrícola per cápita. Estamos conscientes de que esta variable es endógena, así que usamos el PIB no agrícola per cápita predicho (en el Cuadro 1 de los Anexos se muestra la regresión utilizada para esta predicción). Nuestro modelo predice que el tamaño del sector de los grandes agricultores, es decir, el grupo de presión que ofrece sobornos para conseguir mayores subsidios privados, determina la razón de la inversión pública rural. Obviamente, no hay una medida directa del tamaño relativo del sector de los grandes agricultores, pero puede recurrirse como variable instrumental (proxy) a una medida de la desigualdad del tamaño de los predios agrícolas. Usamos el coeficiente de Gini de desigualdad del tamaño de los predios como un indicador del tamaño relativo de los grandes agricultores. Probablemente esta es una buena elección de variable instrumental, pero su medición no es ideal: podemos encontrar solo una observación por país en diferentes fuentes y años, y no puede garantizarse la consistencia metodológica. Para el tamaño relativo de la mano de obra en la producción de la pequeña agricultura (que se ve afectada por la externalidad del bien público) usamos como variable instrumental la proporción entre el empleo en la agricultura y el empleo total. Finalmente, incluimos el gasto rural total E , que nuestro modelo describe como determinante de la razón de inversión pública rural. Reconocemos que esta variable pueda ser endógena, al estar determinada por el β endógeno. Como se explicó, hicimos un test de exogeneidad que no rechazó la hipótesis nula, de modo que, para efectos de la asignación del gasto rural, el monto total de los fondos rurales disponibles puede ser tomado como exógeno.

El monto de los fondos asignados a cada cuenta de gasto rural puede variar considerablemente de un año a otro. Por ejemplo, una gran obra de infraestructura rural puede incrementar la cuenta de inversiones públicas y reducir los subsidios privados en un año dado, mientras que en el largo plazo se manifiesta un sesgo a favor de los subsidios. Por eso, para descifrar realmente las preferencias de la política pública, debemos considerar promedios de mediano plazo y no cifras anuales. Los promedios de cinco años parecen ser un horizonte temporal razonable; sin embargo, para manejar

adecuadamente el intercambio entre sesgos de corto plazo y disponibilidad de observaciones, decidimos utilizar promedios de cuatro años para todas las variables de la estimación (en el análisis de sensibilidad se utilizan promedios de cinco años).

En el Cuadro 6 se muestran los resultados de la estimación de la ecuación de proporción de la inversión pública. Las tres distintas regresiones representan el uso de nuestras medidas de apertura preferidas con las tres distintas medidas de corrupción; nuestra medida preferida de corrupción aparece en la primera columna.

La variable de control de ingreso/desarrollo es consistentemente positiva y significativa a través de las estimaciones. Esto quiere decir que, al controlar por el grado de corrupción, el grado de apertura y el monto del gasto rural total, se descubre que los países más ricos tienden a invertir una mayor proporción del gasto público rural en bienes públicos. Este resultado es un poco desalentador, ya que son precisamente los países más pobres los que más necesitan hacer grandes inversiones en bienes públicos, sobre todo en obras de infraestructura pública, que son los proyectos más costosos.

Nuestro modelo empírico predice (predicción 2) que el tamaño relativo de los grandes agricultores afecta negativamente la proporción de inversión pública, debido a consideraciones políticas. Encontramos que la desigualdad en cuanto a la propiedad de la tierra, medida por el indicador de desigualdad Gini del tamaño de los predios agrícolas, tiene el signo negativo esperado pero no es significativa (casi significativa en la columna 3). Conjeturamos que esto tiene que ver con el hecho de que este indicador está medido de modo inconsistente, y, lo que es más importante aún, que ello se debe a que los datos disponibles no varían en el tiempo. Esperamos pequeñas variaciones temporales en la distribución de la tierra, pero, en el curso de 16 años, estos pequeños cambios pueden hacer la diferencia estadística. Por otra parte, el tamaño de la mano de obra en la pequeña producción agrícola en nuestro modelo determina el tamaño de la externalidad pública, y por ende, de acuerdo con la predicción 3, está positivamente correlacionado con μ . Nuestra variable instrumental, la proporción del empleo agrícola en el empleo total (lo que no es lo mismo que la proporción de empleo en la pequeña producción agrícola) tiene el signo positivo correcto, pero tampoco es significativa.

De acuerdo con la predicción 1, el efecto de la corrupción en la proporción de la inversión pública rural es en general no significativo e incluso tiene el signo incorrecto (positivo).²¹ Antes de intentar una explicación de este resultado que contradice la teoría, examinemos las predicciones 4 y 5.

La predicción 4 establece que el efecto marginal de la apertura comercial en la proporción de las inversiones públicas rurales será negativo, a menos que haya un alto grado de corrupción, caso en el cual el efecto de la apertura puede ser positivo. El Cuadro 6 muestra que el efecto marginal estimado de la apertura comercial sobre la proporción de las inversiones públicas rurales es positivo y significativo. La predicción 5 dice que a menos que la corrupción sea muy alta, el efecto del gasto rural total sobre la proporción de la inversión pública será positivo. El Cuadro 6 muestra que el efecto medido del gasto rural total es negativo y significativo. En conjunto, las predicciones 4 y 5 apuntan a un «alto» grado de corrupción en la asignación de los fondos rurales totales.

21 Nótese que la corrupción aparece en más de un coeficiente. El efecto marginal de la corrupción y de la apertura así como sus errores estándares se presentan en el Cuadro 6, bajo los coeficientes.

Nos detenemos para reconocer cuál sería el efecto predicho de la apertura si el sector agrícola, en vez de estar protegido como supusimos en el modelo, fuera un sector no protegido. En este caso, el signo de la predicción 4 se invertiría, pero no el signo de la predicción 5. De modo que, aun si nuestra modelación fuera inadecuada, los signos de la «alta» corrupción se mantendrían. Por otro lado, en la sección siguiente mostramos que, empíricamente, la apertura comercial está correlacionada con un menor producto agrícola, lo que es consistente con el hecho de que la agricultura ha sido, en general, un sector protegido en América Latina en el marco temporal de nuestro estudio. Esto es consistente con el abandono, después de la crisis de 1982, del modelo de desarrollo basado en la protección comercial y la sustitución de importaciones. Así, aunque el efecto marginal de la corrupción no es negativo y significativo como predice la teoría, la evidencia indirecta apunta a un «alto» grado de corrupción en la asignación del gasto rural. Pueden darse diferentes explicaciones para este resultado. Por una parte, el grado de corrupción puede ser tan alto que el efecto marginal sea cero. Otra posibilidad es que los indicadores de corrupción utilizados no midan la corrupción en el ámbito rural. Nos inclinamos, reconociendo nuestra ignorancia, por esta última explicación.

6.3 Proporción del gasto rural total (β)

El vector de variables exógenas empleadas para estimar la ecuación de la proporción de gasto rural en el gasto público total (β) incluye las medidas de apertura y corrupción. También incluye el producto no agrícola per cápita (predicho), identificado en nuestra teoría como la base tributaria. Controlamos por el tamaño del sector agrícola con el ingreso agrícola per cápita (predicho) y la ruralidad del país (es decir, la proporción de población rural). Para controlar por la tasa de impuestos, identificada en el modelo, usamos el logaritmo del gasto público total. Finalmente, en el vector exógeno incluimos la proporción predicha de la inversión pública rural, después que un test de Hausman-Wu rechazó claramente la hipótesis nula de exogeneidad de esta proporción.

En el Cuadro 7 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de la proporción de gastos rurales en el gasto público total. La predicción 6 pronostica una correlación negativa entre la tasa de impuestos implícita en la economía y la proporción del gasto rural. Esta correlación queda corroborada estadísticamente: el signo del coeficiente del gasto rural total es negativo, como se predecía, en todas las estimaciones y significativo en las primeras dos columnas. La predicción 7, que indica que el sector no agrícola, es decir, la base tributaria, está positivamente correlacionado con la proporción de la inversión pública rural, también está corroborada por los datos. El signo del coeficiente es en general positivo y significativo, excepto en la primera columna.

Como predecía la teoría (predicción 8), la corrupción reduce la proporción del gasto rural dentro del gasto total. Consistentemente, el efecto marginal de la corrupción es negativo y significativo, excepto en la segunda columna, donde el indicador de corrupción es la medida de percepción de corrupción de Transparencia Internacional. Interpretamos el hecho de que el efecto marginal de la corrupción sea significativo en las otras estimaciones como indicación de que la variabilidad temporal (en gran parte ausente en las cifras de Transparencia Internacional) es esencial para la correlación estadística negativa entre la corrupción y el monto de fondos dirigidos al mundo rural.

Los datos no corroboran la predicción 9 de nuestro modelo empírico. El modelo indica que, a menos que los efectos secundarios dominen (determinados por una alta elasticidad precio del producto no agrícola y/o por una baja elasticidad de la demanda de mano de obra del sector de

los grandes agricultores), un aumento en la proporción de la inversión en bienes públicos (μ) debe incrementar la proporción del gasto rural total (β). Los datos rechazan categóricamente esta predicción. El rechazo es tan fuerte, que es más bien improbable que los efectos secundarios de nuestro modelo sean los que dominen y determinen ese rechazo. Más probable es que los datos revelen una debilidad del modelo propuesto, porque este no considera la posible sustitución entre μ y β en la cuenta final de inversiones rurales públicas (recuérdese que el gasto público rural es $\mu\beta tz$). Cuando la proporción del gasto público sobre el gasto rural total aumenta, se «requiere» menos gasto rural para financiar la externalidad del bien público. Por ende, la proporción del gasto rural total puede ser menor mientras se alcanza el mismo nivel de inversión pública.

Finalmente, la predicción 10, que establece que la apertura bajo corrupción debe estar correlacionada con una reducción en la proporción del gasto rural, queda en general corroborada por los datos. El efecto marginal de la apertura comercial es negativo y significativo en la segunda y la tercera columna.

7. LOS COSTOS DE LA CORRUPCIÓN

López (2004) descubrió que la composición del gasto rural afecta el crecimiento agrícola y el desarrollo rural. Encontró que para un monto dado de gasto rural, una razón más alta de gasto en bienes privados afecta negativamente al producto agrícola. En este estudio, sin embargo, reconocemos que la distribución del gasto rural entre bienes privados y bienes públicos es el resultado de una ecuación política. En la sección anterior mostramos que, como resultado de la corrupción, el monto total de los fondos asignados al mundo rural es menor que el que sería óptimo, al reducirse los fondos asignados al gasto en subsidios privados y al gasto en bienes públicos en el mundo rural. También mostramos que hay indicios de un «alto» grado de corrupción en la asignación de los fondos rurales. No observamos empíricamente que la corrupción reduzca la proporción de bienes públicos. Sin embargo, la teoría de la economía política es en este sentido muy clara. Cuando hay corrupción y la política pública puede ser sesgada por grupos de presión, la política se sesgará a favor de los subsidios privados y no de las inversiones públicas. Los grandes agricultores privados y no los pobres rurales (que son los que más se benefician con la inversión pública) son los que reúnen las características propias de un grupo de presión exitoso.

De este modo, dado que la asignación de fondos rurales es endógena, cabe preguntarse si se mantiene la correlación negativa entre el producto agrícola y el gasto en bienes privados, o si esta es una correlación espuria, debida a una endogeneidad en la asignación de tales fondos. En el Cuadro 8 exploramos estas preguntas. En la primera columna, hacemos una estimación por efectos aleatorios de máxima verosimilitud del PIB agrícola per cápita, explicado por el gasto total rural y el PIB per cápita no agrícola (predicho), y controlando por la composición del gasto rural y, también, por la apertura y la ruralidad. El Cuadro muestra que la endogeneidad de las decisiones sobre gasto rural —es decir, las decisiones referidas tanto a los gastos públicos rurales totales como a la composición de estos— desempeña un rol determinante en su efecto sobre el desarrollo agrícola.

Los resultados son bastante contundentes. En la primera columna, donde utilizamos los datos observados, encontramos que el gasto rural total no tiene efecto alguno en el desarrollo agrícola (incluso el signo es incorrecto), y que la composición del gasto público (más bienes públicos) parece incidir positivamente en el crecimiento agrícola, pero este efecto no es estadísticamente

significativo. En las columnas 2 y 3, donde usamos niveles predichos, que controlan por la corrupción y otras variables, vemos que la composición de los bienes públicos afecta al desarrollo agrícola: una mayor proporción de inversiones en bienes públicos (acompañada por una reducción de los subsidios privados) incide positivamente en el desarrollo agrícola. El gasto rural total, a la vez, está positivamente correlacionado con el desarrollo rural, pero solo después de controlar por la endogeneidad de estas decisiones de gasto.

Hay dos maneras de interpretar estos categóricos resultados. La corrupción determina que menos fondos arriben al mundo rural y que esos fondos estén sesgados a favor de los subsidios privados. Ambos efectos están correlacionados con una menor eficacia (en términos de desarrollo rural) del gasto público; por ende, el efecto empírico observado del gasto público es menor y no significativo precisamente a causa de la corrupción. La segunda interpretación posible es que si la corrupción no estuviera generalizada en el continente, los gobiernos habrían sido mucho más eficaces en el logro del crecimiento agrícola y el desarrollo rural.

8. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

El principal análisis de sensibilidad debe realizarse en torno a nuestro uso arbitrario de ponderaciones en las asignaciones del gasto. En las partidas de gasto identificamos ítems de área gris y usamos diferentes reglas para asignarlos a las cuentas de bienes públicos y subsidios privados. La manera más evidente de probar los efectos de nuestros supuestos arbitrarios es trabajar con los extremos, asignando todos los gastos del área gris a las cuentas de los subsidios privados y, después, a las cuentas de bienes públicos. En el Cuadro 9 mostramos los efectos de dichos cambios en la ecuación de desarrollo rural. Vemos que cuando los ítems del área gris se agregan a la cuenta de subsidios privados, el efecto marginal de la inversión pública es mayor (columna 1) que cuando esos ítems son agregados a la cuenta de inversiones públicas (columna 3), pero ninguno de estos coeficientes es significativo. Quizá el descubrimiento más importante sea que, después de controlar por la endogeneidad de la composición del gasto rural, esta composición afecta significativamente al crecimiento agrícola (columnas 2 y 4). Por supuesto, **la magnitud del efecto cambia, pero no la dirección o la significancia**. Interpretamos estos resultados como corroboración de que es el componente inequívoco de la cuenta de inversión en bienes públicos lo que guía este importante resultado.

En las ecuaciones de economía política notamos que el efecto de la corrupción no cambia en las ecuaciones después de modificar las proporciones del gasto rural, pero sí cambia el efecto de la apertura. En la ecuación sobre la composición del gasto rural, el efecto de la apertura no es significativo cuando todos los ítems del área gris son considerados privados, pero su efecto es más alto y significativo cuando la totalidad de los ítems del área gris son considerados públicos.

En la ecuación que estima la proporción del gasto público rural total (β), exploramos los efectos que resultan al cambiar la variable de apertura. Utilizamos la apertura comercial predicha de las proporciones de comercio de los Indicadores del Desarrollo Mundial y, asimismo, las barreras efectivas al comercio observadas (ingresos provenientes de tarifas e impuestos a la exportación sobre el valor del comercio). Descubrimos que los resultados principales de esa ecuación son robustos. La corrupción determina negativamente el monto de los fondos rurales y la apertura también reduce el β observado.

Finalmente, discutimos los efectos de un cambio en los marcos temporales seleccionados. Cambiamos el marco temporal de 1986-2000 a 1985-1999 y 1987-2001, sin que se registraran cambios significativos en los resultados. También cambiamos los promedios de cuatro años por promedios de cinco años. Aquí notamos importantes cambios, pero es difícil descifrar qué parte de estos se debe al cambio del plazo de los promedios y qué parte a la utilización de tres observaciones en vez de cuatro en el horizonte temporal (lo que reduce de 65 a 48 las observaciones disponibles por ecuación). En la ecuación de desarrollo rural, notamos que el coeficiente de la composición del gasto no cambia significativamente (ni usando valores observados, ni predichos), pero su precisión se reduce significativamente. Al emplear los valores predichos, el coeficiente es marginalmente significativo. Se pueden observar resultados similares en las ecuaciones de proporciones de gasto, sin cambios significativos en el valor de los coeficientes, pero con una reducción general en la precisión. Sin embargo, persisten los principales resultados de la sección anterior: la corrupción reduce el monto de los fondos asignados al mundo rural, y la apertura está correlacionada positivamente con la proporción de las inversiones rurales en bienes públicos.

9. CONCLUSIONES

Dos importantes y robustos resultados pueden extraerse de este estudio. Primero, la corrupción ha tenido efectos observables en la asignación de fondos públicos en América Latina. Los países con mayor grado de corrupción asignan consistentemente una menor proporción de fondos públicos al mundo rural. El segundo resultado es que la composición de los gastos rurales y su endogeneidad política importan: los países que invierten una mayor proporción de sus fondos públicos rurales en bienes públicos y que, al mismo tiempo, reducen los subsidios privados, tienen mayores ingresos rurales (estimados en forma aproximada a partir del producto agrícola). Este último resultado solo puede ser confirmado después de controlar por la endogeneidad de la decisión política de la asignación de fondos, lo que confirma que si la corrupción fuera menor, el gasto público sería más eficaz en el logro del crecimiento del ingreso agrícola y el desarrollo rural.

También encontramos que el gasto rural total incide positivamente en el ingreso agrícola, pero este resultado depende del modo en que clasificamos y definimos el gasto público. No obstante, aunque el efecto marginal no es siempre significativo, siempre es mayor una vez que se considera la endogeneidad del gasto rural total.

Los resultados de este análisis empírico tienen importantes consecuencias para el diseño de políticas y para la comunidad del desarrollo. Primero, parece justificada la creciente importancia que las agencias para el desarrollo (como el Banco Mundial) han estado atribuyendo a las cuestiones de gobernabilidad. Desde luego, la corrupción es negativa, en el sentido de que desvía las políticas de su óptimo social. Aunque este resultado parece bastante obvio, no debe olvidarse que los efectos adversos de la corrupción sobre el desarrollo tienden a expandirse con el paso del tiempo. Finalmente, en este estudio se confirma una vez más la validez de una recomendación usual de política, a saber, la de invertir en bienes públicos como infraestructura y capital humano. Sin embargo, nuestro análisis no solo sugiere dónde debe añadirse gasto, sino también dónde hay que recortarlo.

BIBLIOGRAFÍA

- Balestra, P. y Nerlove, M.** 1966. Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas. *Econometrica*, 34:585-612.
- Baum, C., Schaffer, M. y Stillman, S.** 2003. *Instrumental variables and GMM: Estimation and testing*. Working Paper No. 545, Department of Economics, Boston College, Boston.
- Damania, R., Fredriksson, P. y List, J.** 2003. Trade liberalization, corruption, and environmental policy formation: Theory and evidence. *Journal of Environmental Economics and Management*, 46:490-512.
- FAO.** 1997. *Report on the 1990 World Census of Agriculture*, FAO, Roma. Datos disponibles también en: <http://www.fao.org/es/ess/census/default.asp>.
- FAO.** 2005a. *FAO Statistical Yearbook 2004*, FAO, Roma.
- FAO.** 2005b. *Base de datos de estadísticas e indicadores de gasto público agrícola y rural (GPRural)*, Oficina Regional de la FAO para América Latina y el Caribe, Santiago de Chile. Disponible en: <http://www.fao.org/Regional/LAmerica/prior/desrural/gasto/presentacion.asp>
- Fan, S., Chan-Kang, C. y Mukherjee, A.** 2005. *Rural and urban dynamics and poverty: Evidence from China and India*. IFPRI, Food Consumption and Nutrition Division, Discussion Paper 196.
- Fondo Monetario Internacional (FMI).** 2003. *Government Finance Statistics Yearbook*, issues: 1990-2003, Washington, DC.
- Instituto Nacional de Estadísticas (INE).** 1998. *VI Censo Nacional Agropecuario 1997*. Santiago de Chile, 1998.
- Jazairy, I., Alamgir, M. y Panuccio, T.** 1992. *The state of world rural poverty: an inquiry into its causes and consequences*. New York University Press para International Fund for Agricultural Development (IFAD), Nueva York.
- Kaufmann, D. Kraay, A. y Mastruzzi, M.** 2003. Governance matters III: Governance indicators for 1996-2002. World Bank, Washington, D.C.
- López, R.** 2004. *Effect of the structure of rural expenditures on agricultural growth and rural poverty in Latin America*. IADB, Paper RUR-04-01, Washington, D.C.
- López, R. y Anríquez, G.** 2003. *Poverty and agricultural growth: Chile in the 1990s*. ROA Project, FAO.
- Olson, M.** 1965. *The logic of collective action: Public goods and the theory of groups*. Harvard University Press, Cambridge MA.
- Zellner, A.** 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57: 348-368.

■ CUADRO 1

ASIGNACIÓN DE LAS CATEGORÍAS DEL GASTO RURAL ^a

Privado (36,87%)	Público (21,26%)	50/50 (8,48%)	Probablemente privado (3,67%)	Probablemente público (5,04%)	Costos administrativos (24,69%)
Marketing interno y externo	Investigación y desarrollo y transferencia tecnológica	Infraestructura de riego	Programas de desarrollo rural integrado	Regularización de la propiedad agrícola	Costos administrativos
Promoción focalizada de la producción rural	Conservación del suelo, el agua y los recursos naturales	Promoción forestal	Promoción pesquera	Vivienda	
	Protección de especies de plantas y animales			Regularización de los derechos de propiedad del agua	
	Infraestructura de comunicaciones			Infraestructura para instituciones sociales	
	Caminos públicos			Compras de tierra y expropiaciones	
	Proyectos de electrificación rural				
	Agua potable para comunidades rurales				
	Servicios sociales totales (salud y educación)				

^a Las cifras entre paréntesis indican la proporción que representa cada categoría en el gasto rural total.

■ CUADRO 2

RANKING SEGÚN ÍNDICES DE APERTURA

(Promedios para 1985-2001 en orden decreciente)

	(X+M)/ PIB PWT	(X+M)/ PIB WDI	(X+M)/ PIB PWT Error de predicción	(X+M)/ PIB WDI Error de predicción	Barreras efectivas al comercio	Tarifas efectivas a las importaciones	(Ag. X + Ag. M) / Ag. PIB
1	Jamaica	Panamá	Jamaica	Panamá	México	México	Jamaica
2	Honduras	Jamaica	Paraguay	Jamaica	Brasil	Chile	Costa Rica
3	Nicaragua	Costa Rica	Nicaragua	Brasil	Bolivia	Nicaragua	Honduras
4	Panamá	Honduras	Honduras	Costa Rica	Nicaragua	Brasil	Panamá
5	Costa Rica	República Dominicana	Panamá	Paraguay	Jamaica	Bolivia	Uruguay
6	Paraguay	Paraguay	Brasil	Honduras	Chile	Jamaica	Nicaragua
7	República Dominicana	Nicaragua	Costa Rica	Chile	Venezuela	Guatemala	Argentina
8	Venezuela	Chile	Venezuela	República Dominicana	Uruguay	Paraguay	Ecuador
9	Chile	Ecuador	Chile	Venezuela	Ecuador	Costa Rica	República Dominicana
10	Ecuador	Venezuela	República Dominicana	Bolivia	Guatemala	Uruguay	Chile
11	México	Bolivia	Bolivia	Ecuador	Paraguay	Ecuador	México
12	Bolivia	México	Argentina	Nicaragua	Colombia	Argentina	Paraguay
13	Guatemala	Guatemala	Ecuador	Argentina	Costa Rica	Venezuela	Venezuela
14	Uruguay	Uruguay	México	México	Perú	Panamá	Guatemala
15	Colombia	Colombia	Perú	Perú	Argentina	Perú	Brasil
16	Perú	Perú	Uruguay	Uruguay	Panamá	República Dominicana	Perú
17	Argentina	Argentina	Guatemala	Guatemala	República Dominicana		Bolivia
18	Brasil	Brasil	Colombia	Colombia			

■ CUADRO 3

CORRELACIÓN DE LOS ÍNDICES DE APERTURA

	(X+M)/ PIB PWT	(X+M)/ PIB WDI	(X+M)/ PIB PWT predicho	(X+M)/ PIB WDI predicho	Barreras efectivas al comercio	Impuesto efectivo a importaciones	(Ag. X + Ag. M) / Ag. PIB
(X+M)/PIB PWT	1						
(X+M)/PIB WDI	0,720	1					
(X+M)/PIB PWT Predicho	0,769	0,503	1				
(X+M)/PIB WDI Predicho	0,454	0,833	0,593	1			
Barreras Efectivas al Comercio	0,009	0,205	-0,097	0,126	1		
Tarifas Efectivas a las Importaciones	-0,058	0,106	-0,155	0,030	0,892	1	
(Ag. X + Ag. M) / Ag. PIB	0,588	0,508	0,355	0,364	-0,008	-0,074	1

■ CUADRO 4

AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: GRADO DE CORRUPCIÓN EN ORDEN DECRECIENTE SEGÚN TRES INSTITUCIONES, 1998-2000

(Promedios)

	Grupo PRS ^a	Transparencia Internacional	Banco Mundial
1	Costa Rica (1)	Chile	Chile
2	Chile (2)	Costa Rica	Costa Rica
3	República Dominicana (2)	Perú	Uruguay
4	Guatemala (2)	Uruguay	Brasil
5	Nicaragua (2)	Brasil	Perú
6	Bolivia (3)	El Salvador	Jamaica
7	Brasil (3)	Jamaica	El Salvador
8	Ecuador (3)	México	Argentina
9	Jamaica (3)	Argentina	Cuba
10	Perú (3)	Guatemala	Panamá
11	Uruguay (3)	Nicaragua	México
12	Venezuela (3)	Colombia	República Dominicana
13	Argentina (4)	Bolivia	Colombia
14	México (4)	Venezuela	Bolivia
15	Honduras (5)	Ecuador	Venezuela
16	Panamá (5)	Honduras	Guatemala
17	Paraguay (5)	Paraguay	Honduras
18	Colombia (6)		Nicaragua
19			Ecuador
20			Paraguay

^a PRS: Political Risk Services Group.

Nota: los números entre paréntesis indican el ranking. Varios países tienen el mismo ranking, pues el PRS mide la corrupción en enteros de 0 a 6.

■ CUADRO 5

CORRELACIÓN ENTRE LAS MEDIDAS DE CORRUPCIÓN

	Grupo PRS ^a	Transparencia Internacional	Banco Mundial
Grupo PRS	1		
Transparencia internacional	0,532	1	
Banco Mundial	0,535	0,932	1

^a PRS: Political Risk Services Group.

CUADRO 6

PROPORCIÓN DE LA INVERSIÓN PÚBLICA EN EL GASTO RURAL TORAL (μ)

	(1)	(2)	(3)
Corrupción (Grupo PRS ^a)	7,412** (3,075)		
Corrupción (Transparencia Internacional)		6,994 (4,393)	
Corrupción (Banco Mundial)			24,784** (11,066)
Índice de apertura agrícola	0,346** (0,151)	0,642** (0,272)	0,217*** (0,073)
Corrupción * apertura	-0,058 (0,038)	-0,076** (0,040)	-0,240** (0,106)
Log del producto agrícola per cápita predicho	21,188* (11,187)	18,958** (10,436)	18,877* (10,378)
Desigualdad de tierra (Gini)	-56,141 (53,839)	-57,487 (50,113)	-63,109 (49,628)
Proporción de mano de obra en agricultura	0,479 (0,414)	0,405 (0,393)	0,422 (0,387)
Log del gasto rural total (βT)	-1,681 (2,427)	-4,030* (2,078)	-3,410* (2,065)
Constante	-91,804 (97,718)	-80,374 (97,054)	-41,695 (89,361)
$\partial\mu / \partial(\text{apertura})$	0,169*** (0,072)	0,146*** (0,066)	0,152*** (0,065)
$\partial\mu / \partial(\text{corrupción})$	3,171 (1,993)	1,479 (3,397)	7,384 (7,743)
Error estándar de los efectos grupales (u_i)	18,144	17,861	17,543
Error estándar de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$)	5,987	6,038	6,063
Tamaño de los grupos (mín.; prom.; máx.)	3; 3,8; 4	3; 3,8; 4	3; 3,8; 4
\tilde{R}^2 combinado	0,96	0,96	0,96
Grupos; observaciones totales	17; 130	17; 130	17; 130

^a PRS: Political Risk Services Group. *** Nivel de significancia de 99%. ** Nivel de significancia de 95%. * Nivel de significancia de 90%.

■ CUADRO 7

PROPORCIÓN DEL GASTO RURAL EN EL GASTO PÚBLICO (β)

	(1)	(2)	(3)
Corrupción (Grupo PRS ^a)	-1,884** (0,839)		
Corrupción (transparencia internacional)		-1,002 (1,452)	
Corrupción (Banco Mundial)			-6,183* (3,250)
Índice de apertura (Construido de Penn World Tables)	-0,106 (0,070)	-0,728*** (0,180)	-0,134*** (0,035)
Corrupción * apertura	0,028 (0,023)	0,100*** (0,026)	0,225*** (0,048)
Log del producto no agrícola per cápita predicho (z)	0,042 (6,208)	9,538 (5,908)	9,576* (5,508)
Log del producto agrícola per cápita predicho	7,913 (7,106)	3,359 (7,112)	-0,090 (6,627)
Proporción de inversiones públicas en gasto rural total predicha ($\hat{\mu}$)	-0,478*** (0,107)	-0,460*** (0,116)	-0,435*** (0,109)
% rural	-0,021 (0,212)	0,281 (0,227)	0,391* (0,214)
Log del gasto público total (t)	-2,906** (1,284)	-2,913* (1,634)	-2,325 (1,539)
Constante	27,829 (60,531)	-31,174 (59,761)	-27,566 (54,725)
$\partial\beta / \partial(\text{apertura})$	-0,020 (0,031)	-0,075** (0,031)	-0,073** (0,029)
$\partial\beta / \partial(\text{corrupción})$	-1,808** (0,855)	-0,732 (1,440)	-5,576* (3,247)
Error estándar de los efectos grupales (u_i)	5,57	8,89	8,67
Error estándar de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$)	2,27	2,51	2,35
Tamaño del grupo (mín.; prom.; máx.)	1; 3,8; 4	1; 3,8; 4	1; 3,8; 4
\tilde{R}^2 combinado	0,96	0,96	0,96
Grupos; observaciones totales	17;122	17;122	17;122

^a PRS: Political Risk Services Group. *** Nivel de significancia de 99%. ** Nivel de significancia de 95%. * Nivel de significancia de 90%.

■ CUADRO 8
PIB AGRÍCOLA PER CÁPITA

	(1)	(2)	(3)	
Log gasto público rural total	-0,008 (0,060)	0,094* (0,056)		
Log del gasto público rural total predicho ($\hat{\beta}\tau$)			0,100** (0,049)	†
Proporción de inversiones públicas en gasto rural total (μ)	0,157 (0,350)			
Proporción de inversiones públicas en gasto rural total predicha ($\hat{\mu}$)		2,094*** (0,699)	1,483*** (0,466)	†
Índice de apertura (construido a partir de las Penn World Tables)	-0,205 (0,226)	-0,359** (0,147)	-0,271** (0,144)	
Log del producto no agrícola per cápita predicho	0,076 (0,381)	0,005 (0,231)	0,005 (0,228)	
% rural	-0,272 (1,480)	0,469 (0,990)	0,506 (0,986)	
Constante	4,989 (3,499)	3,357 (2,159)	3,247 (2,130)	
Error estándar de los efectos grupales (u_i)	0,420	0,430	0,446	
Error estándar de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$)	0,202	0,101	0,099	
Tamaño del grupo (mín.; prom.; máx.)	3; 3,8; 4	3; 3,8; 4	2; 3,7; 4	
Log-verosimilitud	4,14	20,63	19,52	
Grupos; observaciones totales	17;65	17;65	17;63	

*** Nivel de significancia de 99%. ** Nivel de significancia de 95%. * Nivel de significancia de 90%. † Indica que el coeficiente es estadísticamente diferente (a nivel de 95%) de la estimación de la primera columna.

■ CUADRO 9

PIB AGRÍCOLA PER CÁPITA. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LA DEFINICIÓN DE LAS PROPORCIONES DE GASTO RURAL

Variables	Asignación de los ítems de gasto del área gris			
	Todos privados		Todos públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Log del gasto público rural total	-0,018 (0,056)		-0,019 (0,057)	
Log del gasto público rural total predicho ($\hat{\beta}\tau$)		-0,031 (0,057)		0,046 (0,045)
Proporción de inversiones públicas en el gasto total rural (μ)	0,109 (0,239)		0,080 (0,322)	
Proporción de inversiones públicas en el gasto total rural predicha ($\hat{\mu}$)		4,023*** (0,683)		1,176** (0,568)
Índice de apertura (construido a partir de Penn World Tables)	-0,208 (0,219)	-0,503*** (0,175)	-0,204 (0,219)	-0,197 (0,144)
Log del producto no agrícola per cápita predicho	0,110 (0,382)	-0,159 (0,274)	0,078 (0,376)	0,116 (0,275)
% rural	-0,145 (1,483)	-0,301 (1,007)	-0,275 (1,449)	0,613 (1,142)
Constante	4,804 (3,493)	5,537** (2,432)	5,073 (3,428)	2,902 (2,482)
Error estándar de los efectos grupales (u_i)	0,418	0,302	0,418	0,450
Error estándar de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$)	0,201	0,138	0,201	0,107
Tamaño del grupo (mín.; prom.; máx)	3 ; 3,9 ; 4	2 ; 3,8 ; 4	3 ; 3,9 ; 4	2 ; 3,6 ; 4
Log-verosimilitud	4,89	28,76	4,70	15,37
Grupos; observaciones totales	17 ; 66	17 ; 64	17 ; 66	17 ; 62

*** Nivel de significancia de 99%. ** Nivel de significancia de 95%. * Nivel de significancia de 90%.

ANEXO

■ CUADRO 1

CONSTRUCCIÓN DE LOS ÍNDICES DE APERTURA ^a

	Coefficiente	Error estándar	Estad. z
Log del pib per cápita predicho	-54,45	27,48	-1,98
Cuadrado del log del PIB per cápita predicho	2,79	1,83	1,52
Población	4,06e-07	2,42e-07	1,68
Área	-1,45e-05	5,09e-06	-2,84
Red de caminos pavimentados	0,13	0,15	0,90
Puertos marinos/fluviales	0,17	0,46	0,37
Líneas telefónicas / 1 000 habitantes	0,10	0,04	2,74
Valor de las exportaciones de combustibles	-9,48e-05	7,11e-05	-1,33
% rural	0,17	0,38	0,44
Constante	296,75	104,93	2,83
Coefficiente de autocorrelación	0,71		

Fuente: Indicadores del Desarrollo Mundial del Banco Mundial.

^a La variable dependiente es (exportaciones + importaciones)/PIB.

Error estándar de los efectos grupales (u_i) = 19,05

Error estándar de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$) = 7,57

Número de observaciones = 289

Tamaño del grupo: promedio = 17 ; mín. = 17 ; máx. =17

$\tilde{R}^2 = 0,52$

■ CUADRO 2

PREDICCIÓN DEL PIB NO AGRÍCOLA ^a

	Coefficiente	Error estándar	Est. Z
PIB agrícola per cápita predicho	12.386	14.911	0.83
Área	4.70E-04*	2.71E-04	1.74
Índice de apertura	4.845	8.270	0.59
Líneas telefónicas / 1,000 habitantes	2.324	2.032	1.14
Producción de petróleo crudo	0.344	0.349	0.99
Población	-2.01E-05*	1.17E-05	-1.71
% rural	-57.449***	11.872	-4.84
Red de caminos pavimentados (miles de kilómetros)	14.679**	6.721	2.18
Constante	314.337	4025.181	0.08
Coefficiente de autocorrelación (AR1)	0.171		

^a La variable dependiente es el PIB no agrícola per cápita.

Error estándar de los efectos grupales (u_i) = 581,284

Est. de los efectos individuales ($\epsilon_{i,t}$) = 557,174

Número de observaciones = 289

Tamaño del grupo: promedio =17; mínimo = 17; máximo =17

$\tilde{R}^2 = 0,73$