

Apronte Econométrico para la Estimación de Coeficientes para Programas de Empleo Asociados a Inversión Pública

Eugenio Rojas
Rafael Sánchez
Alejandra Vega

Enero 2013

Apronte econométrico para la estimación del coeficiente para programas de empleo asociados a inversión pública.

La versión electrónica de este documento se encuentra disponible en la página web de la Dirección de Presupuestos: www.dipres.cl

Autores:

Eugenio Rojas: Ingeniero Comercial mención Economía y Magister en Economía Universidad de Chile, Analista del Departamento de Estudios de la Dirección de Presupuestos.

Rafael Sánchez: Ph.D. y M.Sc. en Economía, Universidad de Warwick, Inglaterra, Master of Arts (M.A.), Pontificia Universidad Católica de Chile, Coordinador de Políticas Microeconómicas de la Dirección de Presupuestos.

Alejandra Vega: Ingeniero Comercial mención Economía y Magister en Economía Universidad de Chile, Analista del Departamento de Estudios de la Dirección de Presupuestos.

Registro de Propiedad Intelectual: 225.956

ISBN: 978-956-8123-62-8

Diseño y diagramación: Yankovic.net

INTRODUCCIÓN

La imposibilidad de contabilizar exactamente el número de empleos asociados a inversión pública hace necesario el desarrollo de una metodología que permita aproximar este número. La actual metodología descansa en la estimación de coeficientes que permiten estimar el número de empleos en función de la inversión pública que se realiza en determinados sectores de la economía.

La metodología para la determinación de los coeficientes de creación de empleo a partir de la inversión pública fue estimada por primera vez el año 2001 y tuvo una actualización en 2009. Esta metodología se realizó a partir del análisis de proyectos de inversión concretos de distintos ministerios sectoriales, representativos de su labor, identificando su costo total y su composición, así como el empleo que generaron. En particular, en la actualización del método de cálculo se consideraron proyectos de inversión en los sectores de:

- Obras Públicas.
- Salud.
- Vivienda.

Además, se asumió que los proyectos de inversión en establecimientos educacionales, en estadios y centros deportivos y los financiados a través del Fondo Nacional de Desarrollo Regional (FNDR), son asimilables a los proyectos de infraestructura en Obras Públicas.

Para el caso de Obras Públicas, la actualización del año 2009 se basó en un estudio realizado por el Ministerio de Obras Públicas en el que se estima el número de empleos que la inversión de dicho organismo genera.¹ Este estudio considera información del Plan Director de Infraestructura 2002, el que a su vez se basa en cifras del año 1996. Para la actualización del año 2009 se ajustó por el cambio en remuneraciones ocurrido en esa ventana de tiempo y se asumió que la participación entre capital y trabajo se mantuvo entre 1996 y 2009.

Para la estimación de coeficientes de proyectos del sector Salud se consideraron datos referentes al empleo por metro cuadrado que se tendría en el caso de la construcción de un CESFAM de 2.200 m² y de un hospital de 5.400 m² y de los costos incurridos en mano de obra para esos recintos. No hubo información disponible con respecto a los costos de inversión de los proyectos, por lo que se asimilaron costos de proyectos con características semejantes que se encontraban en el Banco Integrado de Proyectos (BIP). Utilizando información de las fuentes anteriores, junto con información de la ejecución presupuestaria del año 2009, se estableció el coeficiente de empleo-inversión para el sector Salud. Es importante notar el hecho de que la estimación de este coeficiente se basó en datos muy puntuales (un par de tipos de infraestructuras, un determinado año para la ejecución, proyectos particulares del BIP, entre otros) que podrían estar lejos de reflejar los verdaderos requerimientos de empleo.

En el caso de Vivienda, se consideraron dos tipos de proyectos: los de construcción de viviendas y los de pavimentación urbana. Para el primer caso se contó con una muestra de 18 proyectos, mientras que para el segundo se contó con información de un plan de pavimentación. Utilizando ponderadores del presupuesto (aproximadamente 70% para viviendas y 30% para pavimentación) se construyó un coeficiente de empleo agregado para el caso de Vivienda. Nuevamente las pocas

¹ El año 2008 el Ministerio de Obras Públicas elaboró el informe preliminar "Generación de Empleo en Obras Públicas: Estimación de Generación de Empleo por el MOP", en donde se establecen coeficientes de empleo/inversión.

observaciones y la dependencia de un determinado momento del tiempo generan incertidumbre acerca de la representatividad de los coeficientes de empleo estimados.

Como es posible apreciar, y como ya ha sido mencionado, la metodología actual depende en demasía de datos muy particulares (pocas observaciones, infraestructura particular) y de períodos de tiempo particulares (2009, año pre electoral). Esto no contribuye a que las estimaciones sean robustas ni a que necesariamente se aproximen a su verdadero valor.

Es por esto que un enfoque nuevo es necesario, el cual no dependa en gran manera de los períodos de tiempo que se consideren, ni tampoco de si es que se analiza un determinado tipo de infraestructura. Ante esto, un enfoque econométrico utilizando series macroeconómicas que permitan distinguir el efecto fiscal en el empleo, sería una buena alternativa. Este documento provee un esquema econométrico para la estimación del efecto que el gasto público tiene en empleo.

LOS COEFICIENTES Y SU INTERPRETACIÓN

Como fue mencionado anteriormente, los coeficientes de empleo estimados hasta ahora son el resultado de seleccionar para los sectores señalados una muestra de proyectos de inversión y calcular los coeficientes promedio por sector en base a información de cada uno de estos proyectos. Respecto del valor de la inversión considerada, ésta corresponde al concepto que presupuestariamente se denomina Inversión y Transferencias de capital (que incluye costos de obras y de otras transferencias para llevar a cabo los proyectos).² En el subtítulo correspondiente a iniciativas de inversión (31) se incluyen ítemes como estudios básicos, proyectos y programas de inversión, municipalidades, ISAR (regiones), entre otros, y dentro de los cuales se encuentran gastos asociados a asignaciones por gastos administrativos, consultorías, terrenos, obras civiles, equipamientos, equipos, vehículos y otros gastos. En el caso de los gastos asociados al subtítulo de transferencias de capital (33) se incluyen ítemes como las transferencias a otras entidades públicas y al sector privado, dentro de los cuales se destinan recursos a asignaciones como aplicación de préstamos bilaterales o fondos sociales, entre otros.

La metodología actualizada el año 2009 considera los siguientes coeficientes:

Tabla I: Coeficientes de Empleo Actuales (por MM\$)

Ministerio	Coficiente Empleo Mensual por MM\$	Coficiente Empleo Anual por MM\$
Obras Públicas	0.4400	0.0367
Salud	0.3350	0.0279
Vivienda y Urbanismo	1.5972	0.1331
Otros	0.4400	0.0367

Fuente: Dirección de Presupuestos.

El coeficiente mensual indica cuantos empleos (medidos como stock) se asocian a cada millón de pesos invertido en un mes determinado. El coeficiente anual equivale al coeficiente mensual dividido por doce, e indica cuantos empleos (stock) promedio mensual se asocian a cada millón de pesos invertido en el año.

Si se desea calcular el empleo generado como flujo por la inversión en un período t, lo que corresponde es aplicar la metodología anterior a la inversión en t y a la inversión en t-1, y restar ambos resultados.

² La base sobre la cual se aplican los coeficientes señalados corresponde a los presupuestos de inversión de cada ministerio. Es decir, la suma de los subtítulos 31 y 33, restando los recursos indicados en el ítem 02 (transferencias al Gobierno Central) del subtítulo 33 (transferencias de capital) a dicho ministerio.

Un Modelo Econométrico Básico para la Estimación de Coeficientes

Una aproximación que podría utilizarse para reemplazar la actual metodología de estimación del impacto de la inversión pública en empleo, es a través de la estimación del efecto macroeconómico agregado de la inversión pública sobre el empleo. De esta manera, se estaría captando el efecto directo que la inversión pública tiene en el nivel de empleo de la economía. Una forma relativamente básica de representar lo anterior a través de una ecuación es la que sigue:

$$E_t = \alpha + \beta \cdot I_t^G + \gamma' X_t + u_t$$

En donde E_t es el nivel de empleo de la economía en el período t , I_t^G es la inversión pública en el período t , X_t es un vector de variables que influyen en el número de empleos de la economía, y u_t es un término de error. Así, el parámetro de interés será:³

$$\beta = \frac{\partial E_t}{\partial I_t^G}$$

Que es el impacto de la inversión pública en el empleo. Asumiendo que el modelo está bien especificado y que el parámetro β captura de manera adecuada el efecto de la inversión pública (o del gasto en capital) sobre el empleo, con este coeficiente es posible calcular el número de empleos que un determinado nivel de inversión pública generará.⁴

Un supuesto, bastante fuerte, dado el modelo anterior es que está correctamente especificado, económicamente hablando. De no serlo así, sería necesario corregir tanto la forma funcional como las variables a considerar y el método a utilizar para la estimación. La estructura presentada asume que no hay presencia de endogeneidad y, por lo tanto, que es posible obtener estimadores consistentes de la estimación de la ecuación. Adicionalmente, pueden presentarse otros problemas de menor importancia, que afecten la eficiencia de la estimación, al entregar errores estándar distintos a los que debieran ser.

Datos

Los datos empleados en la estimación econométrica de los coeficientes de empleo de inversión pública consideran:⁵

- (i) La serie de empleo trimestral del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) desde el primer trimestre del año 2003 hasta el cuarto trimestre del año 2009.⁶

3 La inversión pública es definida como la suma de los subtítulos 31 y 33, inversión y transferencias de capital.

4 Este coeficiente, teóricamente, capturaría tanto los efectos directos de la inversión pública sobre empleo, como también los indirectos, que pueden provenir de encadenamientos en la economía.

5 Las series de datos han sido desestacionalizadas, mediante ARIMA X11, para remover componentes estacionales que pudieran interferir en las estimaciones.

6 Esto se debe a que el cambio metodológico de la Encuesta de Empleo no permite utilizar una serie más larga.

- (ii) La serie trimestral de inversión pública (definida como la suma de los subtítulos 31 y 33, inversión y transferencias de capital), en pesos reales del cuarto trimestre del año 2009.
- (iii) La serie trimestral del IMACEC como control de la actividad económica.

Las series de datos fueron obtenidas a partir de las bases de datos del INE, del Banco Central de Chile y del Sistema de Formulación y Administración Presupuestaria (SIAP) de la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda de Chile. Con esto, se obtuvo una base de datos que consta de 28 trimestres.

Estrategia Empírica

La metodología empleada para estimar el efecto de la inversión pública sobre el empleo debe considerar tanto la naturaleza del efecto que se busca (por ejemplo, efecto de la inversión pública sobre nivel de empleo y no el efecto del crecimiento de la inversión pública sobre nivel de empleo) como la naturaleza de las variables empleadas (si éstas son series estacionarias o no, si cointegran o no, etc.).

Como ya fue mencionado, se busca estimar el efecto del nivel de inversión pública sobre el nivel de empleo. Como es de esperar, ambas series de variables probablemente sean no estacionarias, estacionales (dependiendo de la frecuencia considerada) y puede que exista una relación de cointegración entre ellas.⁷

Cuando se trabaja con series de tiempo resulta importante conocer características de éstas. Esto es porque las características de las series influyen directamente en el tipo de modelo econométrico a utilizar. La no estacionariedad de las series puede afectar la consistencia de los estimadores, haciendo que las estimaciones estén sesgadas. Adicionalmente, si es que las series cointegran, existen metodologías que permiten estimar la relación de largo plazo que existe entre las variables estudiadas, lo que para este estudio es crucial.

Para testear la estacionariedad de las series es necesario realizar pruebas de raíz unitaria a ellas. Si es que no se rechaza la hipótesis de que la serie posee raíz unitaria, entonces la serie sería no estacionaria. Lo contrario ocurriría si es que se rechaza la hipótesis de que la serie en cuestión no posee una raíz unitaria. Se consideran tres tests de raíz unitaria.⁸ El primero, el test de Dickey-Fuller aumentado, tiene como hipótesis nula que existe una raíz unitaria. Esto es, asume que la serie no es estacionaria. De existir evidencia suficiente, se rechazaría la hipótesis de que existe una raíz unitaria y, por lo tanto, que la serie es estacionaria. El test de Phillips-Perron posee la misma hipótesis nula que el test anterior, mientras que la hipótesis nula del test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tiene una hipótesis nula opuesta, es decir, que la serie es estacionaria.

7 Diremos que una serie es estacionaria si es que posee media y varianza constante en el tiempo. Diremos que existe una relación de cointegración entre dos variables si es que existe una combinación lineal de ellas, con ponderadores distintos de cero, que es estacionaria.

8 El test de Dickey-Fuller GLS (Elliott et al., 1996) no entregó resultados creíbles puesto que para muestras menores a 50 observaciones no se cuentan estadísticos adecuados ya que las distribuciones asintóticas no son fiables.

A continuación se resumen los resultados de distintos tests de raíz unitarias realizados a las series:

Tabla II: Resultados de Tests de Raíz Unitaria.

Serie	Test		
	Dicky-Fuller Aumentado	Phillips-Perron	KPSS
Empleo	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad
Inversión	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad
Imacec	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad	Rechaza Estacionariedad

Fuente: Dirección de Presupuestos.

Notas: El número de rezagos óptimos para los tests Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron fueron seleccionados a través del criterio de información de Hannan-Quinn. Para la serie de empleo el p-value del test Dickey Fuller aumentado es 0.40 y el de Phillips-Perron es 0.40. Para la serie de Inversión los p-values de los estadísticos anteriores son 0.98 y 0.46, respectivamente, mientras que para la serie de Imacec son 0.18 y 0.58. No se computaron los p-values del test KPSS, puesto que en Kwiatkowski et al. (1992) se computan algunos estadísticos críticos.

Como se puede apreciar, los tests utilizados sugieren que las series estudiadas no son estacionarias. Esto tiene un efecto directo en la especificación econométrica a utilizar, lo que se verá con más detalle más adelante.

Si es que series no estacionarias cointegran, es posible, estimar la relación de largo plazo que existe entre ellas, a pesar de su no estacionariedad. En este caso, este estudio busca encontrar la relación de largo plazo entre el empleo agregado y la inversión pública.

Para analizar si es que las series estudiadas cointegran o no, se realiza el test de cointegración de Johansen (1991) a las variables analizadas (empleo, inversión pública e Imacec).^{9 10} Los resultados se presentan en la siguiente tabla:

Tabla III: Resultados de Test de Cointegración de Johansen (1991).

Número de Ecuaciones de Cointegración	Valor Propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico	P-Value
Ninguna	0.471	32.049	29.797	0.027
A lo más una	0.365	16.120	15.495	0.040
A lo más dos	0.174	4.768	3.841	0.029

Fuente: Dirección de Presupuestos. Notas: Se consideran los p-values de MacKinnon et al. (1999) y se consideran dos rezagos para realizar el test.

Se puede apreciar que se rechazan las hipótesis (con un 95% de confianza) de que no existe ninguna ecuación de cointegración, de que existe a lo más una ecuación de cointegración y de que existen a lo más dos ecuaciones de cointegración. Dado lo anterior, no es posible rechazar la hipótesis de que las tres variables estudiadas cointegran.

9 Se realiza el test de la traza y el del máximo valor propio. La literatura destaca que no es claro cuál test considerar finalmente. Lutkepohl et al. (2000) indica que ambos tests tienen poder similar. Sin embargo, en muestras pequeñas, el test de la traza tendería a tener mayor poder que el test del máximo valor propio. Esto implica que se rechaza con mayor frecuencia o probabilidad una hipótesis que efectivamente es falsa. Dado esto, se opta por considerar finalmente el test de la traza de Johansen (1991).

10 El test de la traza de Johansen (1991) realiza pruebas de hipótesis consecutivas en donde en primer lugar se prueba si es que la matriz de cointegración es de rango 0. Si es que se rechaza la hipótesis de que el rango del vector es 0, entonces se prueba la hipótesis de si el vector es de rango 1. Se continúa de esta manera hasta que no se pueda rechazar la hipótesis de que el rango de la matriz de cointegración sea de rango r. En este caso r sería el número de ecuaciones de cointegración.

Una vez testeado que las series no son estacionarias y que cointegran, es posible avanzar en una metodología que pueda efectivamente estimar la relación de largo plazo que existe entre el empleo y la inversión pública.

Adicionalmente, si es que se desea incluir variables de control, también es crucial tener en cuenta los mismos aspectos para éstas. Así, dada la naturaleza de las variables que interactúan en el modelo, es posible considerar las siguientes especificaciones:

1. Vector Error Correction Model (VECM): Los modelos VECM permiten identificar la relación de largo plazo que existe entre dos o más series que tienen tendencias en común, que cointegran.

Supongamos un vector de variables (de dimensión K) que cointegran, y_t , y en donde todas las variables son integradas de orden cero o uno.¹¹ Supongamos además que el vector de variables sigue con proceso de Vector Autoregresivo de dimensión 2 (VAR(2)):¹²

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + u_t$$

En este caso la matriz A_j es la que establece las relaciones entre las distintas variables que integran el vector y_t , para distintos momentos del tiempo. Restando a ambos lados de la ecuación y_{t-1} :

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = A_1 y_{t-1} - y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + u_t$$

Sumando un término igual a cero ($A_2 y_{t-1} - A_2 y_{t-1}$) al lado derecho de la ecuación:

$$\Delta y_t = A_1 y_{t-1} - y_{t-1} + A_2 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} - A_2 y_{t-1} + u_t$$

Reordenando términos, la representación VECM con 2 rezagos viene dada por:¹³

$$\Delta y_t = -(I_K - A_1 - A_2) y_{t-1} - A_2 (y_{t-1} - y_{t-2}) + u_t$$

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t$$

En donde $\alpha \beta' = -(I_K - A_1 - A_2)$ y $\Gamma_1 = A_2$. En este caso la matriz α contiene a los vectores de ajuste de desviaciones del equilibrio de largo plazo, β es una matriz que refleja la relación de largo plazo existente entre los elementos pertenecientes al vector de variables en cuestión, Γ_j refleja el efecto que el j-ésimo rezago de las diferencias del vector tiene en la diferencia contemporánea de éste y u es un error aleatorio.

11 Una serie es integrada de orden k si es que requiere de k diferenciaciones para que ésta sea estacionaria.

12 La dimensión de un VAR(p), p en este caso, nos habla acerca del número de rezagos incluidos en el modelo.

13 La especificación se basa en la presentada en Lütkepohl (2005).

En el caso de que la especificación VAR contenga p rezagos, es posible generalizar la representación VECM de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

2. Dynamic OLS: En un trabajo de gran relevancia, Stock y Watson (1993) propone un estimador de vectores de cointegración que es relativamente más simple que otras alternativas. Adicionalmente, se desempeña mejor en muestras finitas (Carrion-i-Silvestre y Sansó-i-Roselló, 2006; Kejriwal y Perron, 2007), lo que representa una gran ventaja en casos en donde existen pocas observaciones. Adicionalmente, esta especificación permite estimar modelos que no requieren que todas sus variables sean integradas de orden 1.

La forma funcional de esta especificación es la que se presenta a continuación:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \sum_{j=-K}^K \gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t$$

En donde y_t es la variable de interés en el período t , x_t es un vector de variables que cointegra con y_t y que afecta a esta variable dependiente, también en el período t , y además se incluyen K rezagos y adelantos del vector de variables x_t .

La inclusión de rezagos de las diferencias permite controlar por variables omitidas y así poder aislar de mejor manera la relación de largo plazo de interés. Los adelantos, por otra parte, permiten controlar por la existencia de eventuales causalidades a la Granger entre las variables estudiadas.¹⁴ Hayakawa y Kurozumi (2006) argumentan que, con el objeto de obtener más eficiencia en la estimación (por contar con un mayor número de grados de libertad), es posible estimar una especificación del tipo Dynamic OLS sin los adelantos, pero con el requisito previo de haber testeado la existencia de causalidades a la Granger y haber rechazado, para todos los casos, su existencia. Para efectos de este trabajo se prefirió ser más conservador y se estima la especificación original propuesta por Stock y Watson (1993).

Finalmente, y con el propósito de estimar adecuadamente los errores estándar de los parámetros del modelo, Zivot y Wang (2006) propone utilizar los errores estándar utilizando la matriz de covarianzas de Newey-West.

3. OLS: La especificación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) considera una estructura más simple que los otros métodos:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$

Si es que el vector de variables y y el vector x cointegran (es decir, que efectivamente existe una relación entre esas variables y que no es una relación espúrea), entonces es posible estimar la relación que existe entre estos vectores, β . En este caso, el vector β será consistente (Stock, 1987), aún cuando otros componentes dinámicos hayan podido ser omitidos de la especificación. Sin embargo, la distribución del vector β no será normal, por lo que realizar inferencia suponiendo una distribución de ese tipo no es correcto.

¹⁴ El que una serie cause a la Granger a otra es que esa variable provee suficiente información estadísticamente significativa acerca de los valores futuros de la variable que está siendo causada.

Una ventaja evidente de esta especificación es la simplicidad y la menor pérdida de grados de libertad en la estimación (puesto que se deben estimar menos parámetros). Sin embargo, omitir variables (como rezagos o adelantos) pudiera entregar, en muestras finitas, estimaciones del vector β sesgadas (Stock, 1987). Si es que se desea realizar inferencia a partir de una estimación OLS en una muestra pequeña es importante tener esto en consideración, puesto que el coeficiente podría estar sub o sobre estimando el efecto verdadero.

Resultados

La metodología empleada puede llegar a afectar significativamente los resultados. Esto se puede apreciar a continuación, en donde se presentan los resultados de la estimación del efecto de largo plazo de las metodologías VECM, Dynamic OLS y OLS:¹⁵

Tabla IV: Coeficiente del Efecto de la Inversión Pública sobre Empleo Según Especificación VECM

VECM				
Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Coefficiente	0.262	0.839	0.630	-0.650
P-Value	0	0	0	0
Rezagos	0	1	2	3
Datos después de ajuste	27	26	25	24
Criterio de Información de Bayes (BIC)	53.46	53.85	54.77	55.19

Notas: Se considera un modelo con una constante y sin tendencia. Se incluye la variable Imacec dentro de las ecuaciones de cointegración. Se consideran datos trimestrales desde el primer trimestre del año 2003 al cuarto trimestre del año 2009. La inversión pública se encuentra medida en millones de pesos del cuarto trimestre del año 2009. Se emplean errores estándar de Newey-West.

Tabla V: Coeficiente del Efecto de la Inversión Pública sobre Empleo Según Especificación Dynamic OLS

Dynamic OLS			
Modelo	(1)	(2)	(3)
Coefficiente	0.239	0.337	0.412
P-Value	0.011	0.025	0.042
Adelantos	1	2	3
Rezagos	1	2	3
Datos después de ajuste	25	23	21
Criterio de Información de Bayes (BIC)	24.64	25.03	25.35

Notas: Se incluye la variable Imacec dentro del vector de variables de cointegración. Se consideran datos trimestrales desde el primer trimestre del año 2003 al cuarto trimestre del año 2009. La inversión pública se encuentra medida en millones de pesos del cuarto trimestre del año 2009. Se emplean errores estándar de Newey-West.

¹⁵ Se estimaron regresiones incluyendo series del índice de remuneraciones reales o del índice de costo de mano de obra por hora real, de manera de tener más controles. Los resultados no muestran que exista efecto significativo sobre los coeficientes estimados. Es más, la estimación de los coeficientes de empleos públicos pierden eficiencia producto de la menor cantidad de grados de libertad existentes. Por esta razón se optó por no considerar estas series en la estimación.

Tabla VI: Coeficiente del Efecto de la Inversión Pública sobre Empleo Según OLS¹⁶

OLS	
Coefficiente	0.157
P-Value	0.002
Datos después de ajuste	28

Notas: Se consideran datos trimestrales desde el primer trimestre del año 2003 al cuarto trimestre del año 2009. La inversión pública se encuentra medida en millones de pesos.

Las Tablas IV, V y VI presentan los resultados según distintas especificaciones. La Tabla IV presenta las estimaciones del efecto de la inversión pública sobre el empleo para el caso de la especificación VECM. Es posible apreciar que la magnitud y significancia estadística de los coeficientes difieren de manera importante dependiendo del número de rezagos que se consideren. Esto puede deberse a las pocas observaciones con las que se cuentan. Adicionalmente, es posible apreciar que, según el criterio de información de Bayes, las especificaciones con menos rezagos (cero) se tienden a elegir.¹⁷ En este caso, considerando el IMACEC como control, el coeficiente relevante sería 0.262.

En la Tabla V se presentan los resultados para la especificación de Dynamic OLS. Al igual que el caso VECM, el número de adelantos y rezagos incluidos afecta, aunque en menor magnitud, las estimaciones. Según el criterio de información de Bayes, la especificación óptima sería aquella con un rezago y con un adelanto, en donde el coeficiente es 0.239.

Finalmente, la Tabla VI presenta la estimación del coeficiente del efecto de inversión pública sobre empleo, controlando por IMACEC. Se puede apreciar que el estimador es menor en magnitud que el caso VECM y el Dynamic OLS.

Comparaciones con Resultados Actuales

Antes de proseguir, es importante hacer hincapié en el hecho de que la frecuencia de las series para los cuales se estimaron los coeficientes presentados en las Tablas IV, V y VI, es trimestral. Diferente es lo que se pudo apreciar en la Tabla I, en donde los coeficientes actuales se presentan por periodicidad mensual y anual. Dado esto, es necesario convertir los coeficientes actuales a frecuencia trimestral, de manera que sea posible comparar los distintos coeficientes. La Tabla VII, presentada a continuación, muestra esta comparación:

16 Para este caso se realizó un test de cointegración adicional, el presentado en Engle y Granger (1987). Este test consiste en correr en una primera etapa la ecuación OLS con las variables que cointegran y luego, en una segunda etapa, testear si es que los residuos son estacionarios o no. De serlos, existiría cointegración. Los resultados de este test sugieren que la serie de residuos es estacionaria puesto que tanto el test de Dicky-Fuller Aumentado como el de Phillips-Perron o el de KPSS rechazan la existencia de una raíz unitaria.

17 El criterio de información de Bayes se define como $CIB = -2 \ln(L) + k \ln(n)$, en donde L es el valor de la función de verosimilitud del modelo, k es el número de parámetros incluidos en el modelo y n es el número de datos totales. Este criterio de información penaliza por la inclusión de variables que no aporten información suficiente al modelo. El modelo que posee el menor criterio de información de Bayes es el que posee la mejor especificación.

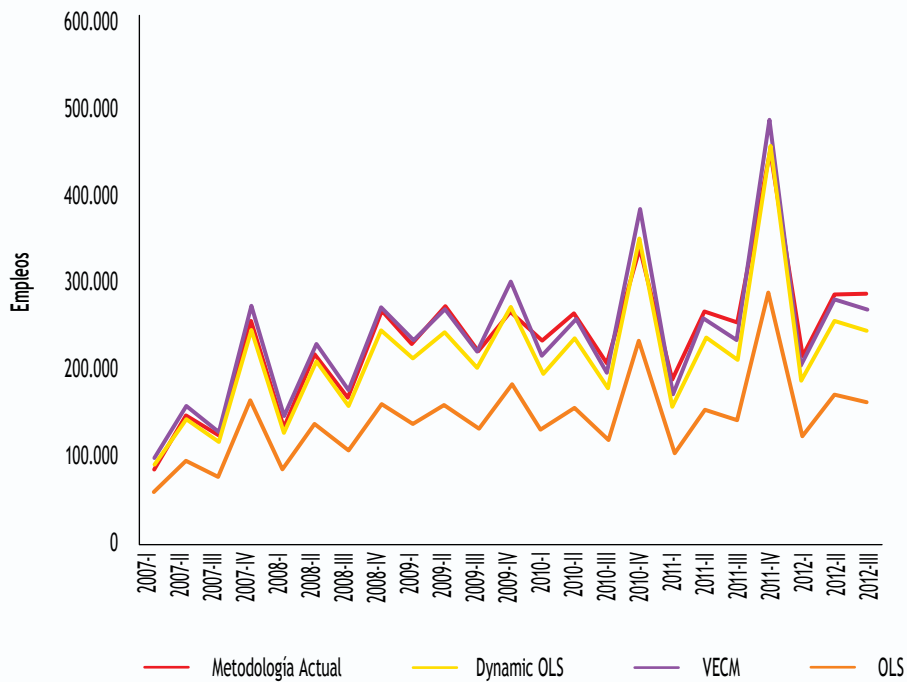
Tabla VII: Comparación entre Coeficientes de Empleo (Frecuencia Trimestral) por MM\$

Ministerio	Coeficiente Empleo Trimestral por MM\$	Coeficiente VECM por MM\$	Coeficiente Dynamic OLS por MM\$	Coeficiente OLS por MM\$
Obras Públicas	0.147	0.262	0.239	0.157
Salud	0.112			
Vivienda y Urbanismo	0.532			
Otros	0.147			

Fuente: Elaboración propia.

A continuación se presentan las series de empleos de inversión pública, estimados según la metodología actual y según las tres metodologías que se presentan en este documento.

Gráfico I: Empleos Públicos Según Distintas Metodologías



Nota: Se considera una serie desde el primer trimestre del año 2007 hasta el tercer trimestre del año 2012.

CONCLUSIÓN

Este documento presenta una breve descripción de la metodología actual con la que se estiman los empleos provenientes de la inversión pública. Adicionalmente, se consideran otras metodologías econométricas que tienen por objeto estimar el impacto que la inversión pública tiene en la generación de empleos. Una metodología econométrica es una mejor alternativa que la metodología que se utiliza actualmente, puesto que se basa en criterios más objetivos y en datos agregados, a diferencia del caso actual en donde factores como el tipo de infraestructura analizada, el sector de la economía, el año en que se realizan las mediciones, entre otros, pueden afectar importantemente la robustez de la estimación.

De acuerdo al criterio econométrico, se consideran tres aprontes: un Vector Error Correction Model (VECM), Dynamic OLS y OLS. Los resultados de las estimaciones sugieren que algunos estimadores son más robustos que otros, en donde el Dynamic OLS (Stock y Watson, 1993) destaca por este concepto. Adicionalmente, y como es destacado en la literatura, este estimador resalta por sobre los demás, debido a que no requiere de grandes requisitos para estimar relaciones de cointegración, además de desempeñarse bien en muestras finitas (Carrion-i-Silvestre y Sansó-i-Rosselló, 2006; Kejriwal y Perron, 2007), lo que es especialmente importante en este caso.

Dado lo anterior, se opta por dejar como primera alternativa al estimador Dynamic OLS. Al comparar los resultados con la metodología actual se aprecia que este estimador entrega una estimación de empleos levemente menor a la metodología base, con una cantidad de información bastante inferior a la empleada en esa metodología. Como ya se mencionó, una ventaja de la nueva metodología propuesta es que los datos no son elegidos “caso a caso” como ocurre con la metodología antigua, sino que depende directamente de series macroeconómicas agregadas (empleo, inversión pública, IMACEC), lo que sin duda alguna la hace una metodología más objetiva, transparente, fácil de replicar y de actualizar. Sin embargo, es de vital importancia a futuro considerar series de variables macroeconómicas más largas, de manera de poder incorporar variables adicionales, sin tener que sacrificar grados de libertad y, por ende, eficiencia en la estimación. Además, permitirá tener parámetros más en línea con la economía actual.

REFERENCIAS

Akmal, M. y Stern, D.I. (2001). "Residential Energy Demand in Australia: An Application of Dynamic OLS", Australian National University, Mimeo.

Carrion-i-Silvestre, J.L. y Sansó-i-Rosselló, A. (2006). "Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 68, pp. 623-646.

Dickey, D. y W. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, pp. 427-31.

Elliot, G., Rothenberg, T.J. y Stock, J. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", Econometrica, Vol. 64, pp. 813-836.

Engle, R. F. y Granger, C.W.J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, Vol. 55, pp. 251-276.

Granger, C.W.J. (1981). "Some Properties of Time Series Data and their use in Econometric Model Specification", Journal of Econometrics, Vol. 16, pp. 121-130.

Hamilton, J.D. (1994). "Time Series Analysis", Princeton University Press.

Hayakawa, K. y Kurozumi, E. (2008). "The Role of "Leads" in the Dynamic OLS Estimation of Cointegrating Regression Models", Mathematics and Computers in Simulation, Vol. 79, pp. 555-560.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, Vol.59, No.6, pp. 1551-1580.

Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference Cointegration with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.52, pp. 169-210.

Kejriwal, M. y Perron, P. (2008). "Data Dependent Rules for Selection in the Number of Leads and Lags in the Dynamic OLS Cointegrating Regression", Econometric Theory, Vol. 24, pp. 1425-1441.

King, R., Plosser, C., Stock, J. y Watson, M. (1991). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", American Economic Review, Vol. 81, pp. 810-840.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", Journal of Econometrics, Vol. 54, pp. 159-178.

Lutkepohl, H. (2005). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag.

Lutkepohl, H., Saikkonen, P. y Trenkler, C. (2001). "Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process", The Econometrics Journal, Vol 4, pp. 283-310.

MacKinnon, J.G., Haug, A.A. y Michelis, L. (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", Journal of Applied Econometrics, Vol 14, pp. 563-577.

Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith, R. (2000). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics*, Vol. 97, pp. 293-343.

Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-46.

Stock, J. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol. 55, No. 5, pp. 1035-1056.

Stock, J. y Watson, M. (1993). "Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp.783-820.

Zivot, E. y Wang, J. (2006). "Modeling Financial Time Series with S-Plus, Second Edition", Springer-Verlag.

