BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
NT-06-96

REGRESIONES QUE APARENTEMENTE NO ESTAN RELACIONADAS (*SUR*)

Rigoberto Araya Monge
Juan E. Muñoz Giró

NOVIEMBRE, 1996

REGRESIONES QUE APARENTEMENTE NO ESTAN RELACIONADAS (*SUR*)

El documento desarrolla la técnica econométrica conocida como SUR, la cual constituye un caso muy específico de un sistema de ecuaciones simultáneas en el que la correlación entre las ecuaciones se origina entre los errores de éstas y no en la incorporación de variables endógenas como variables predeterminadas en otras ecuaciones del sistema. A manera de ejemplo, la técnica se aplica a la estimación de funciones de oferta de exportaciones agrícolas e industriales consideradas no tradicionales. En el documento se citan otros casos en los que las regresiones aparentemente no relacionadas se pueden aplicar.

I.INTRODUCCIÓN

Usualmente, cuando la econometría avanzada hace referencia a los modelos de ecuaciones simultáneas, se piensa de inmediato en aquellos sistemas en los que se especifican variables endógenas en algunas ecuaciones como predeterminadas en otras ecuaciones del mismo modelo. Bajo esta especificación existe entonces una correlación identificable de los términos de error *entre* las ecuaciones del sistema.[1] Para las ecuaciones simultáneas, la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) resulta en estimadores sesgados y con errores cuadrados medios que pueden ser bastante elevados, especialmente en muestras pequeñas. De aquí que se utilizan procedimientos especializados tales como la estimación recursiva, los mínimos cuadrados en dos y tres etapas (*MC2E*, *MC3E*), o bien la estimación máximo verosímil con información limitada (*LIML*, de *Limited-Information Maximum Likelihood*) o con información completa (*FIML*, de *Full-Information Maximum Likelihood*).

Sin embargo, considérese un conjunto de ecuaciones de regresión de la siguiente forma:

(1)
$$
\begin{aligned}
y_{1i} &= \boldsymbol{b}_1 + \boldsymbol{b}_2 X_{2i} + \boldsymbol{b}_3 X_{3i} + \cdots + \boldsymbol{b}_K X_{Ki} + u_{1i} \\
y_{2i} &= \boldsymbol{b}_1 + \boldsymbol{b}_2 X_{2i} + \boldsymbol{b}_3 X_{3i} + \cdots + \boldsymbol{b}_K X_{Ki} + u_{2i} \\
y_{3i} &= \boldsymbol{b}_1 + \boldsymbol{b}_2 X_{2i} + \boldsymbol{b}_3 X_{3i} + \cdots + \boldsymbol{b}_K X_{Ki} + u_{3i} \\
&\vdots \\
y_{Mi} &= \boldsymbol{b}_1 + \boldsymbol{b}_2 X_{2i} + \boldsymbol{b}_3 X_{3i} + \cdots + \boldsymbol{b}_K X_{Ki} + u_{Mi} \qquad i = 1, \ldots, N
\end{aligned}
$$

En este sistema existen **M** variables endógenas denotadas como $\mathbf{y_{Mi}}$, cada una asociada con un término de error $\mathbf{u_{Mi}}$, así como con un conjunto de **K** variables exógenas $\mathbf{X_{Ki}}$. La relación entre las variables endógenas y las exógenas está dada por los coeficientes $\mathbf{b_K}$. El número de observaciones ***i*** para cada variable (endógenas, exógenas y términos de error) es de **N**.

En principio se podría razonar que, al no observarse variables endógenas $\mathbf{y_{Mi}}$ como variables predeterminadas en otras ecuaciones del sistema, cada una de las ecuaciones podría ser estimada con el uso de mínimos cuadrados ordinarios. Esto sería posible si las ecuaciones fueran completamente independientes en el sentido de que la variabilidad de alguna de las

[1] No debe confundirse con el problema de autocorrelación, el cual toma lugar cuando existe correlación de los términos de error *dentro* de cada ecuación.

variables endógenas no afectara el comportamiento de alguna otra ecuación. En el vocabulario econométrico ello sería equivalente a decir que la matriz de variancias y covariancias del sistema de ecuaciones tiene triángulos iguales a cero. En otras palabras, sería una matriz con una diagonal diferente de cero y cuyas entradas serían las variancias de los términos de error de cada ecuación.

Esta conjetura, sin embargo, podría ser incorrecta si se detectara algún tipo de movimiento simultáneo de todas las ecuaciones originado por una supuesta *relación contemporánea* ***entre*** los términos de error que no se origina por la presencia de variables endógenas como variables predeterminadas en las ecuaciones. Es decir, las regresiones que no están aparentemente correlacionadas, sí lo estarían por medio de correlaciones implícitas, sin modelar específicamente, ***entre*** los términos de error. Las siglas ***SUR*** provienen del nombre que recibe en inglés este sistema de ecuaciones (***S****eemingly* ***U****nrelated* ***R****egressions*).

Como ejemplos de regresiones ***SUR*** se pueden considerar los siguientes :

1.Para un conjunto de bancos comerciales se pueden obtener observaciones de sus niveles de utilidades y expresarlos en función de variables propias de cada banco, como por ejemplo nivel de crédito, riesgos asociados con la cartera, concentración de los activos, nivel de endeudamiento, etc. En principio, se podría suponer que las utilidades de cada banco responden a la política de cada uno de ellos. Sin embargo, se puede pensar en un escenario en el que las ecuaciones de las utilidades podrían mostrar covariancias por medio de los términos de error, lo cual convertiría al modelo en un sistema ***SUR***.

2.Los modelos ***SUR*** pueden ser de gran utilidad para modelar sistemas de demanda ya sean de gasto lineal o de otras formas. Lo importante de destacar es que el procedimiento de estimación permitiría obtener estimadores insesgados de las elasticidades cruzadas de las ecuaciones de demanda de los diferentes bienes en el sistema. Pueden ser aplicables a casos particulares tales como demandas por bienes de consumo similares (productos lácteos, cigarrillos, cervezas, por ejemplo), demandas por diferentes activos financieros, ofertas de productos agrícolas, etc.

3.En un contexto macroeconómico se podría plantear el interés de medir el impacto que sobre la inflación de un grupo de países tendría un cambio en el precio internacional de los combustibles.

Como estos, se podrían seguir citando casos específicos en los que se aplicaría el procedimiento de regresiones ***SUR***. El aspecto importante por rescatar es la posibilidad que existe de cometer un serio error por considerar independientes a varias ecuaciones de regresión, cuando en realidad están asociadas por medio de los términos de error. No existe un procedimiento econométrico que le diga al investigador que tiene que aplicar el método ***SUR***. Sólo la experiencia y el conocimiento teórico le permitirían identificar la necesidad de utilizarlo.

II.LA ESPECIFICACIÓN DEL MODELO GENERAL

Suponga que la representación matricial de la **m**-ésima ecuación del sistema (1) es de la siguiente forma:

(2) $$y_m = X_m \boldsymbol{b}_m + U_m \qquad m = 1,\ldots,M$$

donde los vectores **y** y **U** son de orden (N x 1), **X** es una matriz de orden (N x K_m), donde K_m es el número de variables exógenas en la **m**-ésima ecuación,[2] y $\mathbf{b}_m$ es un vector de parámetros de orden (K_m x 1). Al considerar las **M** ecuaciones de forma matricial se tiene la siguiente representación:

$$(3)\qquad \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ U_M \end{bmatrix}$$

la cual se puede expresar, en forma matricial, como:

$$(4)\qquad \mathrm{Y} = \mathrm{X}\beta + \mathrm{U}$$

donde la dimensión de **Y** es (MN x 1), la de **X** es (MN x K), la de **b** es (K x 1), y la de **U** es (MN x 1). En este caso, $\mathrm{K} = \sum_{m=1}^{M} \mathrm{K}_m$.

Dado que $\mathbf{u}_{mi}$ es el valor observado del término de error de la **m**-ésima ecuación en el **i**-ésimo período, el supuesto de *correlación contemporánea* de los errores, pero no correlación serial, implica que $\mathrm{E}\left[u_{mi}u_{js}\right] = \sigma_{mj}$ si i = s, pero es igual a cero si i ≠ s. En otras palabras, cuando los períodos **i** y **s** coinciden existe una covariancia diferente de cero entre los errores de las ecuaciones **m** y **j**. En forma matricial se puede especificar una matriz de variancias y covariancias para las ecuaciones **m** y **j** como $\mathrm{E}\left[\mathrm{U}_m\mathrm{U}_j'\right] = \sigma_{mj}\mathrm{I}_N$, donde I es la matriz identidad de orden N. Para los **M** vectores de términos de errores existe una matriz de variancias y covariancias que asume la siguiente forma:

$$(5)\qquad \Phi = \mathrm{E}\left[\mathrm{UU}'\right] = \begin{bmatrix} \sigma_{11}\mathrm{I}_N & \sigma_{12}\mathrm{I}_N & \cdots & \sigma_{1M}\mathrm{I}_N \\ \sigma_{21}\mathrm{I}_N & \sigma_{22}\mathrm{I}_N & \cdots & \sigma_{2M}\mathrm{I}_N \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}\mathrm{I}_N & \sigma_{M2}\mathrm{I}_N & \cdots & \sigma_{MM}\mathrm{I}_N \end{bmatrix} = \Sigma \otimes \mathrm{I}_N$$

donde ⊗ es el producto Kronecker y Σ la matriz de variancias y covariancias de la forma:

$$(6)\qquad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix}$$

[2] El número de variables exógenas no tiene que ser el mismo para cada una de las ecuaciones. Es más, la eficiencia del método SUR aumenta en el tanto que las variables X muestren una menor asociación entre ecuaciones.

La matriz Σ es simétrica y se supone que es positiva definida y que no es singular.[3] Note en esta estructura matricial que el producto $\sigma_{mj}I_N$ denota que los términos de error *dentro* de cada ecuación son homocedásticos (variancia del error constante) y que no tienen autocorrelación en el tiempo.

III.ESTIMACIÓN CON MATRIZ S CONOCIDA

Dado que el modelo no involucra la simultaneidad de las variables endógenas en el sentido de los sistemas de ecuaciones simultáneas, el procedimiento de estimación de un modelo ***SUR***, cuando son conocidas las variancias y covariancias de la matriz Σ, es el correspondiente al de mínimos cuadrados generalizados. En este caso, el estimador toma la forma:

(7) $$\hat{\boldsymbol{b}} = \left[\mathrm{X}^1 \boldsymbol{F}^{-1}\mathrm{X}\right]^{-1}\mathrm{X}^1\boldsymbol{F}^{-1}\mathrm{Y}$$

la cual es equivalente a:

(8) $$\hat{\boldsymbol{b}} = \left[\mathrm{X}^1\left(\boldsymbol{S}^{-1}\otimes \mathrm{I}\right)\mathrm{X}\right]^{-1}\mathrm{X}^1\left(\boldsymbol{S}^{-1}\otimes \mathrm{I}\right)\mathrm{Y}$$

Este estimador es de la clase MELI, es decir, el mejor estimador lineal insesgado. El estimador expresado detalladamente es de la forma:

(9) $$\hat{\boldsymbol{b}} = \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{b}}_1 \\ \hat{\boldsymbol{b}}_2 \\ \vdots \\ \hat{\boldsymbol{b}}_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{s}^{11}X_1^1X_1 & \boldsymbol{s}^{12}X_1^1X_2 & \cdots & \boldsymbol{s}^{1M}X_1^1X_M \\ \boldsymbol{s}^{21}X_2^1X_1 & \boldsymbol{s}^{22}X_2^1X_2 & \cdots & \boldsymbol{s}^{2M}X_2^1X_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{s}^{M1}X_M^1X_1 & \boldsymbol{s}^{M2}X_M^1X_2 & \cdots & \boldsymbol{s}^{MM}X_M^1X_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{m=1}^{M}\boldsymbol{s}^{1m}X_1^1y_m \\ \sum_{m=1}^{M}\boldsymbol{s}^{2m}X_2^1y_m \\ \vdots \\ \sum_{m=1}^{M}\boldsymbol{s}^{Mm}X_M^1y_m \end{bmatrix}$$

donde los escalares $\mathbf{s}^{mj}$ corresponden al elemento (**m**,**j**) de la matriz inversa de Σ. La matriz de variancias y covariancias del estimador mínimo cuadrático generalizado de $\mathbf{b}$ es:

(10) $$\mathrm{VAR}(\hat{\boldsymbol{b}}) = (\mathrm{X}^1\boldsymbol{F}^{-1}\mathrm{X})^{-1} = \left[\mathrm{X}^1\left(\boldsymbol{S}^{-1}\otimes \mathrm{I}\right)\mathrm{X}\right]^{-1}$$

En la discusión de los estimadores ***SUR*** hay tres aspectos que destacar sobre su eficiencia (entendida como variancia mínima). Primero, cuanto más elevada la *correlación contemporánea* de los términos de error entre ecuaciones mayor será la ganancia en eficiencia del estimador generalizado. Esto conduce al segundo aspecto de que si la *correlación contemporánea* es muy baja (los triángulos de la matriz Σ se aproximan a cero), no hay una ganancia importante por aplicar la regresión ***SUR*** a las ecuaciones en vez de utilizar los mínimos cuadrados ordinarios en cada ecuación. Tercero, si cada una de las ecuaciones del

[3] El producto Kronecker es la expansión de cada una de las entradas de una matriz (en este caso las variancias y covariancias de la matriz Σ) por una matriz (en este ejemplo I_N). Se dice que una matriz es simétrica cuando las entradas de sus triángulos superior e inferior son iguales.

sistema tiene las mismas variables exógenas, entonces los estimadores ***SUR*** son equivalentes a los mínimos cuadrados ordinarios. En general, cualquier ganancia en eficiencia (mínima variancia) tiende a ser mayor cuando las variables explicativas en las diferentes ecuaciones no están altamente correlacionadas.

IV.ESTIMACIÓN CON MATRIZ S DESCONOCIDA

En la práctica econométrica es poco probable contar con los verdaderos valores de las variancias y covariancias (σ_{mj}) de los errores, por lo que es necesario recurrir a una estimación preliminar de los errores. Este procedimiento se logra mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios a cada una de las ecuaciones del sistema. El estimador es de la forma $b_m = (X^1_m X)^{-1} X^1_m y_m$, el cual permite obtener una primera estimación de errores mínimo cuadráticos $\hat{u}_m = y_m - X_m b_m$ para cada ecuación. Si bien las variancias y covariancias calculadas con estos errores mínimo cuadráticos son sesgadas en muestras pequeñas, tienen la propiedad de consistencia que permite continuar con el procedimiento ***SUR***. La forma genérica de cálculo es la siguiente:

$$(11) \qquad \hat{s}_{mj} = \frac{1}{N} \hat{u}^1_m \hat{u}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{u}_{mi} \hat{u}_{ji}$$

Si se definiera $\hat{S}$ como la matriz de variancias y covariancias conformada por las estimaciones $\hat{s}_{mj}$, el correspondiente estimador mínimo cuadrático generalizado asume la forma:

$$(12) \qquad \tilde{b} = \left[X^1 \left(\hat{S}^{-1} \otimes I \right) X \right]^{-1} X^1 \left(\hat{S}^{-1} \otimes I \right) Y$$

Este estimador es de uso generalizado y en la literatura se le conoce como el estimador mínimo cuadrático generalizado de Zellner. Sin embargo, otro estimador con propiedades asintóticas más deseables es el de carácter iterativo. Es decir, una vez que se cuenta con los estimadores de la fórmula (12), se calculan los errores y las variancias a partir de ellos, los cuales se utilizan en un nuevo cálculo de los mínimos cuadrados generalizados. El procedimiento se repite hasta que la función de verosimilitud alcance un máximo.

En el tanto que las variancias y covariancias tiendan a permanecer constantes, ambos procedimientos (el de Zellner y el iterativo) tienen la misma distribución límite. Esta distribución es aproximadamente normal con una media $\mathbf{b}$ y con una matriz de variancias y covariancias consistentemente estimada por $\left[X^1 \left(\hat{S}^{-1} \otimes I \right) X \right]^{-1}$. Por consiguiente, el estimador de Zellner y el estimador iterado serán asintóticamente más eficientes que el estimador mínimo cuadrático. En muestras finitas, sin embargo, existe una región en el espacio paramétrico de Σ en la que el estimador mínimo cuadrático es más eficiente. Es el caso cuando la pérdida de eficiencia originada por el uso de una estimación de Σ, en vez de la verdadera matriz, es mayor que la ganancia obtenida por utilizar un estimador mínimo cuadrático generalizado (especialmente si las *correlaciones contemporáneas* entre los errores son pequeñas). El caso extremo es cuando Σ es diagonal y el estimador mínimo cuadrático es el relevante.

V.PRUEBA PARA CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA

Como se ha mencionado anteriormente, si no existiera *correlación contemporánea* el método de estimación más eficiente es el de los mínimos cuadrados generalizados. Por tanto, es recomendable llevar a cabo una prueba de hipotésis para determinar si las covariancias contemporáneas son iguales a cero. Las hipótesis para esta prueba son:

$H_0 : \sigma_{mj} = 0$

H_1 : ***al menos*** una de las covariancias es diferente de cero

La prueba estadística apropiada es el multiplicador de Lagrange, recomendado por Breusch y Pagan, el cual se calcula como:

(13) $$\lambda = N\sum_{m=2}^{M}\sum_{j=1}^{m-1} r_{mj}^{2} \xrightarrow{\text{d.a.}} \chi^{2}_{M(M-1)/2}$$

donde r^2 es el coeficiente de correlación cuadrado calculado como:[4]

(14) $$r_{mj}^{2} = \frac{\hat{\sigma}_{mj}^{2}}{\hat{\sigma}_{mm}\hat{\sigma}_{jj}}$$

Luego de exponer estos aspectos teóricos, se prosigue con una aplicación del método ***SUR*** a un caso específico de estimación de funciones de oferta de exportaciones de productos no tradicionales. El ejemplo no pretende un análisis económico de los determinantes de las exportaciones. El objetivo es, precisamente, el desarrollo práctico de la técnica econométrica y la explicación de los resultados que de ella se pueden desprender.

VI.UNA APLICACIÓN ECONOMÉTRICA

Como ejemplo de aplicación, supóngase que existe el interés de estimar los parámetros de los determinantes de las ofertas de exportaciones de productos no tradicionales, las cuales se definen de la siguiente forma:[5]

(15) $$XNTA_i = c_1 + c_2 VAAK_i + c_3 TI_i + c_4 ITCERAA_i + u_{1i}$$

(16) $$XNTI_I = c_5 + c_6 VAIK_i + c_7 TI_i + c_8 ITCERAI_i + u_{2i}$$

donde:

XNTA: valor en términos constantes de las exportaciones de productos agrícolas no tradicionales, calculado en millones de dólares

XNTI: valor en términos constantes de las exportaciones de productos industriales no tradicionales, calculado en millones de dólares.

VAAK: valor agregado en términos constantes de la producción agrícola expresado en dólares.

[4] Las letras d.a. indican distribución asintótica.
[5] El año base para el cálculo de los términos constantes es 1966.

VAIK: valor agregado en términos constantes de la producción industrial expresado en dólares.

TI: términos de intercambio.

ITCERAA: índice del tipo de cambio real ajustado por los certificados de abono tributario otorgados al sector agrícola no tradicional.

ITCERAI: índice del tipo de cambio real ajustado por los certificados de abono tributario otorgados al sector industrial no tradicional.

Para llevar a cabo la estimación de los parámetros de acuerdo con el método de Zellner se procede, en primera instancia, a estimar las ecuaciones (15) y (16) con el uso del método de mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados se presentan a continuación.

VARIABLE DEPENDIENTE: EXPORTACIONES AGRÍCOLAS NO TRADICIONALES (XNTA) PERÍODO: 1971-1994 NÚMERO DE OBSERVACIONES DISPONIBLES: 24				
VARIABLE	**COEFICIENTE**	**DESVIACIÓN ESTÁNDAR**	**ESTADÍSTICO T**	**SIGNIFICANCIA**
Constante	-9.650261	700.5626	-0.013775	0.9891
VAAK(-2)	0.363583	0.142075	2.559088	0.0187
TI(+1)	0.552832	0.116629	4.740099	0.0001
ITCERAA	0.000794	0.045120	0.017605	0.9861
R^2	0.982819			
R^2 ajustado	0.980242			
Durbin-Watson	1.901055			
Prueba F	0.000000			

VARIABLE DEPENDIENTE: EXPORTACIONES INDUSTRIALES NO TRADICIONALES (XNTI) PERÍODO: 1971-1994 NÚMERO DE OBSERVACIONES DISPONIBLES: 24				
VARIABLE	**COEFICIENTE**	**DESVIACIÓN ESTÁNDAR**	**ESTADÍSTICO T**	**SIGNIFICANCIA**
Constante	394.1428	1257.450	0.313446	0.7572
VAIK(-2)	0.949121	0.054992	17.25920	0.0000
TI(+1)	0.425608	0.126951	3.352547	0.0032
ITCERAI	-0.004476	0.022392	-0.199908	0.8436
R^2	0.994623			
R^2 ajustado	0.993816			
Durbin Watson	2.012526			
Prueba F	0.000000			

Las variables están expresadas en sus niveles originales para una muestra de frecuencia anual desde 1969 hasta 1995. Los resultados muestran la importancia del valor agregado, como variable de escala, pero con un rezago de dos períodos en relación con el período de exportación. Adicionalmente, la variable de términos de intercambio mejora sensiblemente los resultados cuando se considera como una expectativa de precios para el año siguiente.[6] Los tipos de cambio reales no tienen significancia, pero no se excluyen del siguiente paso a la espera de que mejoren su importancia con el método ***SUR***.

Si bien los resultados son satisfactorios con la aplicación del método tradicional de estimación, se continúa con la aplicación de la técnica ***SUR***. El segundo paso consiste en valorar el coeficiente de correlación de las series de errores de ambas ecuaciones. Ese coeficiente se ubica en 0,41, el cual se puede considerar en el rango moderado de correlación. Para seguir adelante se procede a aplicar el comando *SUR* del paquete econométrico TSP. Los resultados son los siguientes:[7]

[6] La consideración de los términos de intercambio adelantados en un período implican *previsión perfecta* por parte de los exportadores, en contraposición al tradicional rezago que se podría incluir como una *previsión ingenua*.

[7] Con el propósito de valorar en toda su extensión los resultados del ajuste, se dejan explícitas las variables que no son significativas.

VARIABLES DEPENDIENTES EXPORTACIONES AGRÍCOLAS NO TRADICIONALES Y EXPORTACIONES INDUSTRIALES NO TRADICIONALES MÉTODO DE ESTIMACIÓN: REGRESIONES QUE APARENTEMENTE NO ESTÁN RELACIONADAS (*SUR*) PERÍODO: 1969- 1995 ECUACIÓN DE EXPORTACIONES AGRÍCOLAS NO TRADICIONALES (XNTA)				
VARIABLES	**COEFICIENTE**	**DESVIACIÓN ESTÁNDAR**	**ESTADÍSTICO T**	**SIGNIFICANCIA**
Constante	-62.68822	638.8089	-0.098133	0.9223
VAAK(-2)	0.569217	0.121249	4.694622	0.0000
TI(+1)	0.388051	0.099870	3.885542	0.0004
ITCERAA	0.001736	0.040977	0.042367	0.9664
R^2	0.981020			
R^2 ajustado	0.978173			
Durbin-Watson	1.890328			
ECUACIÓN DE EXPORTACIONES INDUSTRIALES NO TRADICIONALES (XNTI)				
VARIABLES	**COEFICIENTE**	**DESVIACIÓN ESTÁNDAR**	**ESTADÍSTICO T**	**SIGNIFICANCIA**
Constante	454.2318	1142.665	0.397520	0.6931
VAIK(-2)	0.938786	0.046931	20.00342	0.0000
TI(+1)	0.447956	0.109254	4.100149	0.0002
ITCERAI	-0.005126	0.020321	-0.252232	0.8022
R^2	0.994613			
R^2 ajustado	0.993805			
Durbin-Watson	2.020880			

En general se puede observar que las significancias de las estimaciones mejoran con el método *SUR* para el caso de la primera ecuación, específicamente. Además, el estadístico t asociado con VAAK(-2) en la primera ecuación muestra una variación importante, así como también el correspondiente a los términos de intercambio en la segunda ecuación. Las variables de tipo de cambio real y las constantes, aun cuando insignificantes, mejoran sutilmente su importancia.

VII.COMENTARIOS FINALES

Si bien el ejemplo desarrollado no captura plenamente la ganancia de eficiencia del método *SUR*, habría que considerar la posibilidad de buscarla al incorporar funciones de oferta de los restantes productos de exportación, con lo cual se completaría el marco global del sector exportador. En efecto, recuérdese que el coeficiente de correlación *entre* los términos de error de las dos ecuaciones se ubica en 0,41, lo cual conduce a un estadístico Breusch-Pagan relativamente bajo (0,17). No es de esperar entonces una ganancia importante en la eficiencia de la estimación.

Sin embargo, lo importante de resaltar en este ejercicio es la introducción de un método de estimación simultánea que puede rendir mejores resultados en aplicaciones prácticas tales como las mencionadas en este documento. Además, con la incorporación de paquetes econométricos con técnicas avanzadas como ***SUR*** se ampliará y se mejorará considerablemente el ámbito de acción de los estudios econométricos.

arayamr@bccr.fi.cr

F:....\NT\NT1996\NT-06-96.DOC