

1. *Introducción*

El objetivo de este trabajo es presentar de manera sucinta la metodología econométrica propuesta en Spanos(1986) y (1988), misma que se caracteriza porque la estocasticidad del modelo no se debe únicamente a la perturbación del mismo tal y como se supone en la literatura tradicional, sino que también se introduce en la información empírica con la que se alimenta al modelo para hacerlo operativo.

El buen logro del objetivo planteado hace necesario formular los modelos de probabilidad, el estadístico y el muestral, los cuales permitirán dar sentido a la formulación del modelo econométrico y conducirán a las pruebas de diagnóstico necesarias para evaluar econométricamente el modelo estimado y poder contrastarlo con la teoría subyacente en el modelo económico. El trabajo consta de seis secciones más, en la siguiente se presenta de manera sucinta, un esbozo de la metodología econométrica. En la Sección 3, se estudian los modelos probabilístico, estadístico y muestral y en la 4 se analiza el mecanismo generador estadístico, con ello ya se tiene los elementos para que especificar el MGE y el estadístico, lo cual se lleva a cabo en la Sección 5. En la 6 se analizan las pruebas de diagnóstico y se finaliza con unas conclusiones en la Sección 7,

2. *Esbozo metodológico.*

La metodología econométrica formulada en Spanos (1986) y (1988) se desarrolla con los principios del modelado econométrico al estilo de la LSE (*London School of Economics*), cuyos principales representantes son J. D. Sargan y D. F. Hendry. ¹

La metodología inicia con dos líneas paralelas de acción (Diagrama 1). Por un lado, postula un modelo teórico (formulación matemática de una teoría) y posteriormente uno

¹ En Plata y Ruiz (1997) se presentan de manera sucinta los principales aspectos de la metodología LSE también conocida como metodología de Hendry. Un análisis más profundo de la misma puede consultarse en Gilbert (1986) y Pagan (1987).

estimable. Por el otro, supone que existe un proceso generador de información (PGI), no observable, es decir, un mecanismo probabilístico a través del cual se generan los datos observados. Dado que el PGI es desconocido se debe especificar una aproximación al mismo mediante un modelo estadístico, esto es, un modelo que combine la información muestral y la estructura probabilística de las variables observadas, y en el cual el modelo teórico sólo influye para sugerir las variables observables relevantes y posiblemente su reparametrización. De esta forma, el modelo estimable es el vínculo entre el modelo teórico y el estadístico y por ende, de las dos principales líneas de acción propuestas por esta metodología.²

Una vez formulados los modelos teórico y estadístico, se procede a la estimación, a la identificación de problemas de especificación, a la validación de los supuestos de teoría económica y de los estadísticos, y cuando sea pertinente, a la reespecificación, imposición de restricciones o bien, a la reparametrización; el proceso finaliza con la selección de un modelo econométrico que se pueda utilizar para descripción, análisis, pronóstico y/o simulación (Diagrama 1).

² En la metodología tradicional, la de los libros de textos como el Theil (1971), Maddala (1977), Judge *et al* (1985) e Intriligator (1990), no existe distinción entre modelo teórico y estimable, implícitamente se está suponiendo que las variables teóricas coinciden con los datos observados o en dado caso, que el modelo estimable resulta ser una reinterpretación del modelo teórico en términos de la información empírica disponible. Por su parte, el modelo econométrico se obtiene de introducir al estimable un término aleatorio que incorpora errores de medida y/o efectos de las variables no incluidas y sobre el cual se hacen ciertos supuestos estadísticos. De esta forma, los elementos estadísticos del modelo econométrico obtenido siguiendo la metodología tradicional son exclusivos del término aleatorio, mientras que en la metodología propuesta por A. Spanos, ellos también son incorporados a través de la información empírica de las variables observables (modelo estadístico)

Es importante señalar que la reespecificación del modelo conlleva la necesidad de realizar una revisión minuciosa del marco teórico y de las variables observables que se han utilizado en su estimación. Por su parte, para garantizar la validez del modelo estadístico elegido se deberán probar sus supuestos utilizando los datos seleccionados, su no rechazo conducirá a un modelo estadísticamente adecuado, fundamental para el modelado econométrico.

De acuerdo a lo anterior, la especificación de un modelo econométrico puede entorpecerse debido a que no se satisfacen los supuestos de teoría económica o bien porque para los datos utilizados en la estimación, el modelo estadístico propuesto no es el adecuado. En cualquiera de esas situaciones el modelo no podrá ser usado para ninguno de los propósitos con los que fue construido y en consecuencia, como ya se ha indicado con anterioridad, se debe reespecificar, reparametrizar y/o imponer restricciones.³

3. *Modelo econométrico.*

En esta sección se presentan los aspectos más importantes de la metodología a seguir en la construcción de un modelo econométrico. Se inicia con una exposición de los componentes del modelo estadístico: el modelo probabilístico y el muestral, en seguida se formulan algunos supuestos generales referentes al PGI y se finaliza con el planteamiento de supuestos específicos sobre el marco teórico-estadístico de las secciones previas.⁴

³ A. Spanos indica que una vez que se han unido las líneas de acción de la metodología y antes de hacer cualquier cuestión teórica, se debe asegurar que el modelo estadístico es válido (Spanos (1986)); sin embargo, en su esquema metodológico antepone los elementos de teoría económica al situarlos antes de la imposición de restricciones y de la reparametrización (Diagrama 1). Lo que debe quedar claro es que independientemente del orden, el modelo econométrico debe ser resultado de un modelo estimado que satisface los supuestos de teoría económica y de uno estadístico que es el adecuado de acuerdo a los datos incorporados en la estimación

⁴ La notación que se utiliza en lo que resta de este capítulo es exclusiva del mismo y nada tiene que ver con la que se usó en los modelos intertemporales presentados con anterioridad.

Modelo estadístico.

Sea $\{\mathbf{Z}_t = (y_t, \mathbf{X}'_t)', t \in \mathcal{T}\}$ un proceso estocástico en el que \mathbf{Z}_t es un vector de variables aleatorias, \mathcal{T} un conjunto de índices: $\mathcal{T} = \{1, 2, \dots\}$, y_t la variable cuyo comportamiento se desea explicar, es la variable endógena, y $\mathbf{X}_t = (X_{t1}, \dots, X_{tk})'$ un vector de k variables para cada $t \in \mathcal{T}$.

Un modelo estadístico está integrado por

- i) un modelo probabilístico constituido por una familia paramétrica de funciones de densidad denotada por

$$\Phi = \{f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta}_t) \mid \boldsymbol{\theta}_t \in \Theta, t \in \mathcal{T}\},$$

donde Φ representa un conjunto de funciones de densidad indexadas por los parámetros desconocidos $\boldsymbol{\theta}_t$ que pertenecen al espacio paramétrico Θ y

- ii) un modelo muestral compuesto por una muestra aleatoria $\mathbf{y} \equiv (y_1, \dots, y_T)'$ seleccionada de $f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta}_t)$, $t = 1, \dots, T$.⁵

⁵ Observe que $\boldsymbol{\theta}_t$ denota un vector de parámetros para cada t .

El condicionamiento de y_t al conjunto de variables \mathbf{X}_t es con la finalidad de modelar $\boldsymbol{\theta}_t$ a través de relacionar sus componentes con variables observables y por ende, de reducir sustancialmente la dimensión del espacio paramétrico. Esto último también puede lograrse imponiendo restricciones sobre los parámetros en $\boldsymbol{\theta}_t$. Sin embargo, mediante el procedimiento seleccionado aquí, es posible combinar la información teórica contenida en el modelo de probabilidad con la de los parámetros y esto generalmente se hace por medio del primer momento, marginal o condicional, de la variable aleatoria de interés, y en ocasiones también de su segundo momento, pero raras veces se hace con los momentos de orden superior.⁶

Cuando se elige una familia paramétrica de densidades Φ para modelar un fenómeno real, se está suponiendo que los datos disponibles son generados mediante el mecanismo descrito por las densidades en Φ . De esta forma, la incertidumbre relacionada a los resultados de un ensayo particular del experimento, es decir, a los datos disponibles, se conjuga con la asociada a los parámetros desconocidos y más específicamente, a la selección de un vector $\boldsymbol{\theta}_t \in \Theta$ que determine la función de densidad $f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta}_t)$. La tarea de seleccionar esos parámetros o de probar ciertas hipótesis sobre ellos utilizando los datos observados, es exclusiva de la inferencia estadística, razón por la que el modelo estadístico es el punto de partida de la inferencia paramétrica del modelo econométrico.

⁶ Si no se procede a reducir el espacio paramétrico, difícilmente se podrá contar con información empírica suficiente de la variable endógena para determinar una aproximación a los parámetros de la función de densidad. En el caso más simple, en el que la función de densidad depende de un sólo parámetro, habría que determinar al menos T parámetros, uno para cada elemento de la muestra aleatoria. Paralelamente, es importante señalar que existe otra forma de solucionar esta falta de información, ella consiste en la incorporación de datos panel en lugar de los de series de tiempo.

Es importante hacer notar que el modelo muestral es el vínculo entre el modelo probabilístico y los datos observados, los cuales representan una realización del proceso estocástico $\{\mathbf{Z}_t, t \in \mathcal{T}\}$ y por tanto, si de acuerdo a los datos observados, el modelo muestral propuesto no es el apropiado entonces tanto éste como el de probabilidad deben ser revisados y en su caso reespecificados y/o reparametrizados.

4. *Mecanismo generador estadístico.*

La manera de modelar los parámetros estadísticos desconocidos vía el condicionamiento de la variables endógena y_t , ocasiona la introducción de un componente adicional al modelo probabilístico y muestral, el cual es denominado mecanismo generador estadístico (MGE), que no es más que una aproximación al PGI, es decir, al procedimiento mediante el cual se originaron los datos observados. En él se toma en cuenta tanto la naturaleza de los datos como la información teórica *a priori*. Por su parte, como ya se ha mencionado, el condicionamiento de la variable endógena a un conjunto de variables observables, hace posible relacionar la información empírica disponible con la teórica contenida en el modelo de probabilidad, a través del primer momento de la variable aleatoria de interés, tal y como se hace a continuación para la variable endógena y_t .

Defínase el componente sistemático de y_t como

$$\mu_t = E(y_t/\mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t), \quad t = 1, \dots, T$$

y el no sistemático, que representa la parte no modelada de y_t , como

$$u_t = y_t - E(y_t/\mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t), \quad t = 1, \dots, T,$$

donde \mathbf{x}_t son los valores observados de \mathbf{X}_t . De esta manera, la variable endógena se puede representar como sigue:

$$y_t = \mu_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \tag{1}$$

que no es más que la forma general del MGE.

Observe que por construcción los componentes de y_t satisfacen las siguientes propiedades:

$$\text{i) } E(u_t/\mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = 0,$$

$$\text{ii) } E(u_t u_s / \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \begin{cases} V(u_t / \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) & \text{si } t = s \\ 0 & \text{si } t \neq s \end{cases}$$

y

$$\text{iii) } E(\mu_t u_t / \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = 0,$$

fácilmente verificables usando las correspondientes a la esperanza condicional. Las dos primeras establecen que el componente no sistemático es un proceso de ruido blanco y la tercera, que los dos componentes son ortogonales.

5. Especificación del MGE y del modelo estadístico.

Con todo lo anterior, ya se está en condiciones de dar un planteamiento preciso del MGE y del modelo estadístico. El supuesto crucial a partir del cual se desprenden las características específicas de la aproximación al PGI y de los modelos estimable y estadístico, es que el proceso estocástico $\{\mathbf{Z}_t, t \in \mathcal{T}\}$ tiene una distribución normal independiente e idéntica para cada $t \in \mathcal{T}$, lo cual implica que el componente sistemático de la variable endógena toma la siguiente forma:

$$\mu_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t, \tag{2}$$

es decir, es una función lineal de $\mathbf{x}_t = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})'$ cuyos k parámetros desconocidos $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$, $k < T$, son invariantes en el tiempo, debido a que las variables son independientes y tienen la misma distribución.⁷ De aquí es claro que el espacio paramétrico $\Theta = \mathcal{R}^T \times \mathcal{R}_+$ se ha reducido a $\Theta = \mathcal{R}^k \times \mathcal{R}_+$ y es independiente de T .

⁷ Implícitamente en (2) se está suponiendo que la media de cada y_t es cero, ya que no se plantea un término independiente en esa forma lineal. Este resulta ser un supuesto apropiado solamente por cuestiones de exposición y se hace sin perder generalidad alguna.

Con base en lo anterior, se puede plantear la aproximación al PGI (el MGE) y a los modelos probabilístico y muestral, tal y como se expone a continuación.

I. MGE: $y_t = \mu_t + u_t$, $t \in \mathcal{T}$.

1. $\mu_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$, es el componente sistemático y $u_t = y_t - \mu_t$ el no sistemático.⁸
2. $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)'$ son los parámetros de interés.
3. $\mathbf{X}_t, t \in \mathcal{T}$, es débilmente exógena respecto a $\boldsymbol{\theta}$.⁹
4. No hay información *a priori* de los parámetros $\boldsymbol{\beta}$ y σ^2 .
5. $\text{Rango}(\mathbf{X}) = k$, donde $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_T)'$ es una matriz de datos de dimensión $T \times k$.

II. Modelo probabilístico.

6a. $f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\beta}', \sigma^2)$ es normal, es decir,

$$f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta}_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \frac{-1}{2\sigma^2} (y_t - \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t)^2,$$

con $\boldsymbol{\theta} \equiv (\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)' \in \mathcal{R}^k \times \mathcal{R}_+, t \in \mathcal{T}$.

6b. $E(y_t/\mathbf{X}_t) = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$ es lineal en \mathbf{x}_t .

6c. $V(y_t/\mathbf{X}_t) = \sigma^2$ no depende de \mathbf{x}_t y es homoscedástica.

7. $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)'$ es invariante en el tiempo.¹⁰

⁸ También se le denomina innovación o término aleatorio o estocástico.

⁹ Esto significa que la estructura estocástica de \mathbf{X}_t es irrelevante en la inferencia de $\boldsymbol{\theta}$, es decir, la función de densidad $f(\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta}_{X_t})$ no es tomada en cuenta cuando se estima $\boldsymbol{\theta}$. Este hecho conduce a que en lugar de estudiar la densidad conjunta de (y_t, \mathbf{X}_t') , el análisis sólo se enfoque en la densidad condicional $f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\theta})$. Esta definición y otras sobre exogeneidad pueden consultarse en Engle, Hendry y Richard (1983).

¹⁰ En el contexto de información en corte transversal, esto significa que los parámetros son los mismos para todos los individuos.

III. *Modelo muestral.*

8. $\mathbf{y} \equiv (y_1, y_2, \dots, y_T)'$ es una muestra aleatoria de $f(y_t/\mathbf{X}_t; \boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$, $t = 1, \dots, T$.

Resulta interesante notar que existen varias causas por las cuales los modelos propuestos pueden desviarse de los supuestos planteados previamente. Por ejemplo, la omisión (adición) de variables o de formas dinámicas, la no linealidad en la especificación de la variable de interés y su no normalidad, son sólo algunas de ellas. Por tanto, se deben de llevar a cabo algunas pruebas de hipótesis para evaluar la adecuación tanto del mecanismo generador estadístico como del modelo estadístico propuestos, de acuerdo al conjunto de información empírica que se introduce al modelo estimable.

6. *Pruebas de diagnóstico.*

Una vez estimado el modelo es conveniente realizar algunas pruebas de diagnóstico, pruebas que son utilizadas para analizar si los datos observados incorporados en el modelo estimable dan evidencia a favor o en contra de los supuestos previamente formulados. De esta forma se garantiza que las ecuaciones estocásticas estimadas que integran el modelo MMicMex, realmente son una buena aproximación al PGI y que la especificación del modelo estadístico es adecuada de acuerdo a la información seleccionada.

A continuación se indican algunas de las pruebas que se llevan a cabo para evaluar el modelo econométrico, es una presentación sucinta que contempla la formulación precisa de la mismas con la única pretensión de que no se confunda(n) con otras del mismo nombre, pero con distinto propósito, y de que se tengan en mente las hipótesis que se prueban en cada caso. Cada una de esas pruebas se elabora considerando que bajo la hipótesis nula se encuentra el supuesto específico que se desea validar y se da por un hecho que todos los demás se satisfacen. ¹¹

¹¹ En Spanos (1986), Intriligator (1990) y Maddala (1996) se puede encontrar una exposición más detallada de estas pruebas y de otras que se utilizan con el mismo propósito.

6.1. Autocorrelación.

Se efectúan dos pruebas, la de Durbin-Watson (DW) y la de multiplicadores de Lagrange (ML). La primera es una prueba muy particular en la cual se supone que la ecuación de comportamiento no incorpora rezagos de la variable dependiente y se lleva a cabo considerando que la autocorrelación entre las y_t 's es de primer orden, lo cual significa que siguen un proceso autorregresivo de orden uno, es decir, un AR(1), y en consecuencia la aproximación al PGI bajo esta nueva consideración, está dada por

$$y_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t + \rho(y_{t-1} - \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1}) + v_t,$$

a partir de lo cual se obtiene la siguiente regresión auxiliar:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \tag{3}$$

con $|\rho| < 1$ y donde u_t es el componente no sistemático asociado al PGI en el que las y_t 's son independientes.

El estadístico de la prueba

$$H_0 : \rho = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \rho \neq 0$$

se define como

$$DW = \frac{\sum (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum \hat{u}_t^2},$$

donde los residuales $\hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$ se utilizan como proxies del término aleatorio u_t en (3).

Cuando la muestra es grande se obtiene la siguiente aproximación:

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}),$$

donde $\hat{\rho}$ es el estimador de ρ . De aquí se desprende que cuando no hay autocorrelación $DW=0$, cuando es positiva $0 < DW < 2$ y cuando es negativa $2 < DW < 4$.

Por su parte, la prueba de ML es más general que la anterior ya que considera que entre las y_t 's puede existir correlación hasta de orden p , esto es, supone que se pueden representar mediante un proceso AR(p), el cual conduce a la regresión auxiliar:

$$u_t = \boldsymbol{\alpha}' \mathbf{x}_t + \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_p u_{t-p} + v_t. \quad (4)$$

Si ρ_i es estadísticamente significativo para alguna $i = 1, \dots, p$, la muestra proporciona evidencia a favor de autocorrelación de orden i .

6.2. Heteroscedasticidad.

Se realizan las pruebas de White para heteroscedasticidad y la ARCH para heteroscedasticidad condicional autorregresiva. La naturaleza de las dos primeras origina que también sean utilizadas para detectar problemas de especificación, ambas se llevan a cabo considerando que la heteroscedasticidad es una función de las variables explicativas de la ecuación estocástica. La prueba WHITE además de las variables independientes, incorpora sus cuadrados y sus productos cruzados y por tanto, se basa en la siguiente regresión auxiliar:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \boldsymbol{\alpha}' \mathbf{x}_t + \gamma \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t + \sum_{i \neq j} \delta_{ij} x_{ti} x_{tj} + v_t. \quad (5)$$

La otra prueba de White, la WHITENC, no considera los productos cruzados de las x_{ti} 's en la regresión auxiliar anterior.

Por otro lado, para efectuar la prueba ARCH se supone que el cuadrado del término estocástico sigue un proceso AR(p) de forma que se de cuenta de que la varianza condicionada de las y_t 's es autorregresiva:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + v_t. \quad (6)$$

Si en cualquiera de las regresiones auxiliares (5) y (6) alguno de los parámetros estimados es estadísticamente significativo, entonces se tiene evidencia en contra de la hipótesis nula, es decir, la varianza condicionada de las y_t 's no es homoscedástica.

6.3. Normalidad.

Se lleva a cabo la prueba propuesta por Jarque y Bera (JB), estos autores plantean que si la distribución condicionada de las y_t 's es normal, entonces su tercer momento o sesgo es cero y el cuarto o curtosis es igual a $3\sigma^4$. A partir de esto, definen el estadístico de prueba como

$$JB = \frac{T}{6}\hat{\alpha}_3^2 + \frac{T}{24}(\hat{\alpha}_4 - 3)^2,$$

donde

$$\hat{\alpha}_3 = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^3 \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)^{-\frac{3}{2}}$$

y

$$\hat{\alpha}_4 = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^4 \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)^{-\frac{4}{2}}.$$

Con base en lo anterior, las hipótesis a probar son

$$H_0 : \alpha_3 = 0 \text{ y } \alpha_4 = 3 \quad \text{vs} \quad H_1 : \alpha_3 \neq 0 \text{ y/o } \alpha_4 \neq 3,$$

de forma que si la muestra da evidencia de una distribución sesgada y/o picuda o plana, entonces la distribución condicionada de las y_t 's no es normal.

6.4. Linealidad.

El supuesto de linealidad plantea que la media condicionada de las y_t 's es lineal en los valores observados de las variables independientes $\mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t$. Sin embargo este supuesto puede relajarse un poco considerando que las \mathbf{X}_t 's son el resultado de alguna transformación de la variable independiente original, es decir, que puedan linealizarse. Específicamente, el supuesto se puede reformular de una manera más general como sigue:

$$6b'. E(y_t/\mathbf{X}_t) = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t \text{ es lineal en } \mathbf{x}_t = l(\mathbf{x}_t^*),$$

donde l es una transformación bien comportada. De esta manera, las no linealidades que interesan son las que no conducen a una media condicional lineal después de aplicar alguna transformación.

La prueba RESET (*Regression specification error test*) es la que se efectúa para evaluar el supuesto de linealidad, se basa en la regresión auxiliar

$$y_t = \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{x}_t + \gamma_2\hat{y}_t^2 + \dots + \gamma_r\hat{y}_t^r + v_t$$

y a partir de ella se analiza la significancia estadística de los coeficientes estimados, de manera que si existe alguna γ_i , $i = 2, \dots, r$, estadísticamente significativa, la muestra da evidencia en contra de la linealidad.

6.5. Cambio estructural.

Se efectúan las dos pruebas de CHOW para evaluar el supuesto de que los parámetros sean invariantes en el tiempo. La prueba CHOWB (*Chow's breakpoint test*) considera que hay dos ecuaciones estocásticas para modelar a la variable de interés:

$$y_t = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T_1, \quad \sigma_t^2 = \sigma^2$$

y

$$y_t = \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{x}_t + u_t \quad t = T_1 + 1, \dots, T, \quad \sigma_t^2 = \sigma^2,$$

y que en ambas submuestras existen suficientes observaciones para estimar cada ecuación.

La prueba es

$$H_0 : \boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\alpha} \quad \text{vs} \quad H_1 : \beta_j \neq \alpha_j \quad \text{para alguna } j = 1, \dots, k$$

y la idea es que una diferencia significativa entre los parámetros estimados es indicio de algún cambio en la relación y por ende, del rechazo de H_0 .

Por su parte, la prueba CHOWF (*Chow's forecast test*) se origina al considerar que una de las submuestras no tiene información suficiente para estimar sus correspondientes parámetros, en cuyo caso la ecuación que sí se puede estimar se utiliza para pronosticar los valores de la variable dependiente en el resto de la muestra. De esta manera, una diferencia sustantiva entre el valor verdadero y el pronóstico de la y_t es evidencia de cambio estructural.

Debe observarse que las dos pruebas CHOW asumen que se tiene conocimiento del periodo en el cual se sospecha existe un cambio importante en los parámetros en β , de no ser así es mejor utilizar pruebas del tipo CUSUM, las cuales se basan en la suma acumulada de los residuales recursivos definidos. La prueba CUSUM incorpora en la suma los residuales recursivos estandarizados, mientras que la CUSUMQ los introduce al cuadrado. La suma acumulada se compara por los extremos del intervalo generados por $[k, \pm\alpha(T - k)^{1/2}]$ y $[k, \pm 3\alpha(T - k)^{1/2}]$, donde *alpha* es el nivel de significancia de la prueba.

7. Conclusiones.

La metodología econométrica presentada en este capítulo es más general que la que tradicionalmente se ha utilizado en la formulación de modelos macroeconómicos. Sus principales diferencias radican en que la primera considera que el modelo macroeconómico teórico no necesariamente tiene por qué coincidir con el estimable y que los elementos estadísticos de éste último no son exclusivos del término estocástico sino que también son incorporados en la información empírica de las variables observables.

La metodología expuesta previamente es la que se utiliza en la formulación del modelo MMicMex y por tanto, para validar los supuestos del mecanismo generador estadístico y del modelo estadístico se llevan a cabo las pruebas de diagnóstico, cuidando además que se cumplan los supuestos teóricos implícitos en la especificación de cada una de las relaciones de comportamiento del modelo macroeconómico. El proceso finaliza cuando se obtiene un modelo estimado que tenga una buena capacidad explicativa y mejor poder predictivo.

Bibliografía.

Aceituno, G. y J. Máttar, (1984). “Modelos macroeconómicos en México: un análisis comparativo.”, en CIDE *Economía Mexicana. Serie Temática 2*, pp. 75-96. CIDE.

Amieva-Huerta, J., (1985). “Aspectos teóricos de un modelo macroeconómico para la economía mexicana.”, *El Trimestre Económico* 205. FCE.

Aspe, P. y C. Jarque, (1985). “Expectativas racionales: un modelo macroeconómico para la economía mexicana.”, *El Trimestre Económico* 205. FCE.

Aznar, A. y F. J. Trivez, (1993). *Métodos de predicción en economía (I). Fundamentos Input-Output, modelos econométricos y métodos no paramétricos de series temporales*. Ariel Economía.

Beltrán del Río, A., (1973). *A Macroeconomic Forecasting Model for Mexico: Specification and Simulations*. Phd Thesis. University of Pennsylvania.

Beltrán del Río, A. et al, (1991). *Macroeconomic Model Building of Latin American Countries, 1965-1985*. Bodkin.

Castro, C., Loria E. y M. A. Mendoza, (2000). *EUDOXIO. Modelo Macroeconómico de la Economía Mexicana*. Facultad de Economía, UNAM.

CIDE, (1984). “MODEM. Modelo macroeconómico.”, *Economía Mexicana. Serie Temática 2*, CIDE.

Gilbert, C. L., (1986). “Professor Hendry’s Econometric Methodology.” en C. W. J. Granger (1990), *Modelling Economic Series*. Oxford University Press.

Granger, C. W. J., (1990). *Modelling Economic Series*. Oxford University Press.

Intriligator, M., (1990). *Modelos econométricos, técnicas y aplicaciones*. FCE.

Judge, G. G. et al, (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley & Sons.

- Lucas, R. E. (1976). "Econometric Policy Analysis: A critique." en K. Brunner y A. Meltzer (1976), *Phillips: Curve and Labor Markets*. North Holland.
- Maddala, G. S., (1977). *Econometrics*. McGraw-Hill.
- Maddala, G. S., (1996). *Introducción a la Econometría*. Prentice Hall.
- Pagan, A. R., (1987). "Three econometric methodologies: A critical appraisal." en C. W. J. Granger (1990), *Modelling Economic Series*. Oxford University Press.
- Pindyck, R. S. y D. L. Rubinfeld (1991). *Econometrics Models and Economic Forecasts*. McGraw-Hill.
- Plata, L. y L. A. Ruiz, (1997). "Notas sobre la evolución del análisis cuantitativo: econometría y métodos alternativos.", *Gaceta de Economía* 2. ITAM.
- Spanos, A., (1986). *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge University Press.
- Spanos, A., (1988). "Towards a Unifying Methodological Framework for Econometric Modelling.", *Economic Notes, Sienna* 1, pp. 1-28.
- Theil, H., (1971). *Principles of Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Urzúa, C. M., G. Esquivel, L. M. Lagunes y J. L. de la Cruz. *Proyecto ECONOMEXICO 1. Un espacio de acercamiento para la comprensión de la Macroeconometría*. Centro de Estudios Económicos, COLMEX.