

LA NUEVA ECONOMETRIA

LA METODOLOGIA “DE LO GENERAL A LO ESPECIFICO”

EL PROCESO GENERADOR DE DATOS (PGD)¹

I. LA METODOLOGÍA TRADICIONAL

La modelización en Econometría es un proceso complejo que comprende desde el planteamiento formal del problema de interés a la validación de los resultados, pasando por la realización de inferencias estadísticas con datos reales.

La metodología econométrica tradicional se asienta en los principios establecidos por investigadores de la *Cowles Commission* (CC), durante la década de los años cuarenta.

La expansión de la econometría aplicada se debió a la contribución de tres factores:

- **la aceptación de la teoría keynesiana de la determinación de la renta,**
- **el desarrollo de las Contabilidades Nacionales,**
- **la creciente capacidad de cálculo computacional.**

¹ Este trabajo es un resumen del Capítulo 6 de Eduardo Loría “Econometría con Aplicaciones” y del Capítulo 9 de José Ma. Otero “Econometría, Series Temporales y Predicción”. Ver referencias completas al final.

Limitaciones

El exagerado optimismo en las posibilidades de los métodos, generaliza una práctica abusiva de la econometría que despierta críticas y genera limitaciones del proceso tradicional, que descansa fundamentalmente en:

- a. Se conoce el orden de causalidad de las variables que entran en las relaciones bajo estudio.**
- b. Se sabe qué variables hay que omitir en cada ecuación (es decir, en los modelos multiecuacionales se conocen las denominadas restricciones cero).**
- c. Se ignoran algunos problemas derivados del hecho de que la mayoría de las series temporales económicas reales son no estacionarias.**
- d. Los parámetros estructurales se suponen constantes (esto implica que no dependen ni del tiempo ni de los niveles de las variables que intervienen en el modelo).**
- e. El modelo se puede verificar frente a la realidad (representada por los datos) pero no se puede verificar frente a otros modelos alternativos. Esto significa que para las verificaciones se utilizan los tests clásicos (tipo Neyman-Pearson), es decir, t de Student y tests F e indicadores descriptivos como R^2 .**

Todos estos supuestos limitan el alcance de las aplicaciones y cuando se ignoran, cosa que sucede a menudo en la práctica econométrica habitual, se producen importantes errores de predicción.

II. EL PROCESO GENERADOR DE DATOS

1) *Metodologías alternativas*

A partir de la segunda mitad de los años setenta se comienzan a desarrollar métodos de modelización cada vez más sistemáticos y mejor fundamentados. Sin embargo, en la actualidad, los métodos econométricos no están libres de controversia.

De hecho existen tres enfoques metodológicos diferentes que suponen visiones antagónicas del proceso de modelización:

- **David Hendry es el autor más representativo del enfoque denominado «desde lo general a lo específico», practicado por investigadores asociados a la London School of Economics.**
- **Los modelos VAR, preconizados por Christopher Sims.**
- **La metodología de Edward Leamer que se basa en los métodos de inferencia bayesianos.**

El proceso que ahora seguimos es contrario al original de la *Comisión Cowles*, puesto que partía de un modelo teórico (lógico-verbal) y a veces también matemático, el cual a través de manipulaciones deliberadas, hacía que los datos respondieran a la teoría preconcebida.

Por ello, se les acusó de caer en el *data mining* y muchas veces se cuestionaron sus resultados estadísticos.

Ahora partiremos de darle un peso muy relevante a la estructura de los datos y de que no podemos imponer relaciones causales *a priori* debido a que esto lo determina el *proceso generador de datos* (PGD), el cual es desconocido para el investigador y que trata de ser aproximado por la modelación misma.

Para tal efecto, seguiremos el método sugerido por Hendry (1980) que propone una aproximación progresiva al PGD a través de una búsqueda probabilística con un mínimo de restricciones. En este enfoque:

- a) **Todas las variables participantes se consideran *aleatorias* y se pueden representar a partir de distribuciones conjuntas.**
- b) **Las relaciones que se establecen entre ellas se expresan como *innovaciones* y se generan, en consecuencia, de las características estocásticas de las series económicas involucradas.**

Ahora las innovaciones representan las desviaciones de una variable aleatoria condicionada respecto a su media, que también es condicional. De lo que se trata en el proceso de estimación es que estas innovaciones sean *ruído blanco*.

Esta concepción asume que los datos disponibles proporcionados por los sistemas de contabilidad de los países recogen hechos económicos reales que se producen todos a partir de las decisiones de los agentes económicos.

En ese sentido, es plausible que estos actos, que se recogen y representan de manera desconocida y que finalmente se plasman en datos precisos, ahora deben considerarse como realizaciones concretas de esas variables aleatorias. Es decir, se plasman en números determinados que se ponen a disposición del público. Éste es el carácter distintivo del concepto de PGD. El modelaje consiste en captar esos datos. Es una aproximación.

Con estas consideraciones nos queda claro que la concepción moderna consiste en que:

- a) **La nueva econometría pretende estimar un modelo estadístico construido por un conjunto de ecuaciones o representaciones que replique al PGD.**
- b) **Este enfoque probabilístico sugiere que los datos macroeconómicos son una muestra aleatoria seleccionada por naturaleza, derivada de una distribución hipotética que gobierna la realidad, pero que no es observable.**
- c) **Se aplican ahora conceptos que desde hace varias décadas han permeado a la econometría contemporánea de series de tiempo, como son:**
 - *exogeneidad (débil, fuerte y súper),*
 - *estacionariedad,*
 - *cointegración*
 - *mecanismo de corrección de error.*

Su intención es evitar incurrir en los errores y limitaciones del enfoque anterior, particularmente el de *espuriedad* (series afectadas por la misma tendencia).

2) *El equilibrio propuesto por la nueva econometría*

Por principio de cuentas debemos señalar que la nueva econometría pretende conseguir un equilibrio entre las siguientes entidades:

- **Fortaleza de los argumentos provenientes de la teoría económica.**
- **Búsqueda de utilidad social y científica de la práctica econométrica.**
- **Análisis de las características estadísticas particulares de cada serie involucrada en la estimación, con el fin de darle la debida importancia a la estructura de los datos en la práctica econométrica.**
- **Seguimiento de una estrategia progresiva y rigurosa de *estimación*.**

De los cuatro factores señalados, que deben equilibrar la práctica econométrica, los dos últimos son el objetivo central de la nueva econometría.

A continuación presentamos los errores más comunes que se cometen en la práctica econométrica. Detectarlos y corregirlos implica lograr el balance que acabamos de referir:

- ✓ **Plantear modelos incompletos, al omitir variables relevantes.**
- ✓ **Construir modelos con variables inobservables, tales como expectativas.**
- ✓ **Hacer estimaciones con datos mal calculados o mal transformados.**
- ✓ **Usar indiscriminadamente variables proxy**
- ✓ **Asumir formas funcionales lineales (o no lineales)**
- ✓ **Especificar incorrectamente relaciones dinámicas y el número de rezagos.**
- ✓ **Prefiltrar los datos.**
- ✓ **Inferir (incorrectamente) causas a partir de simples correlaciones.**
- ✓ **Suponer la constancia en los parámetros.**
- ✓ **Confundir la significancia estadística con la significancia económica.**
- ✓ **Usar un tamaño muestral inadecuado.**
- ✓ **Referir unívocamente a una teoría inicial.**
- ✓ **Incurrir en Data mining**

a) Plantear modelos incompletos, al omitir variables relevantes.

El enfoque denominado de lo general a lo particular consiste en conducir la investigación partiendo de la formulación más general que sugiera la teoría económica para ir descartando posibilidades de acuerdo con la evidencia empírica.

A diferencia del enfoque tradicional, después de realizar un test que lleva a rechazar una hipótesis, la investigación continúa en una dirección prefijada.

Además, cuando se lleva a cabo la verificación de hipótesis en un orden de restrictividad creciente, y no al revés, se puede conocer el nivel de significación efectivo de cada test; el motivo es que, los estadísticos incrementales son independientes con muestras grandes cuando los tests van del menos restrictivo al más restrictivo, pero no lo son en caso contrario.

Por ejemplo, supongamos que se parte de un modelo general con q valores retardados de la variable endógena Y . Sea β_i el coeficiente de Y_{t-i} .

El ordenamiento de los tests debe hacerse de esta forma:

1. $H_0: \beta_q = 0; \quad H_1: \beta_q \neq 0$

Si no se rechaza H_0 , entonces se plantea la verificación siguiente

2. $H_0: \beta_q = \beta_{q-1} = 0; \quad H_1: H_0 \text{ no es cierta}$

Si, de nuevo, no se rechaza H_0 , entonces se plantea la verificación siguiente

3. $H_0: \beta_q = \beta_{q-1} = \beta_{q-2} = 0; \quad H_1: H_0 \text{ no es cierta}$

Y así siguiendo... hasta que se rechace una hipótesis o se acepten todas.

Si los tests se conducen a niveles de significación nominales p_i , la probabilidad de que al cabo del j -ésimo test se acabe aceptando correctamente que $\beta_q = 0$ es

$$\prod_{i=1}^j (1 - p_i)$$

Y la probabilidad de rechazarla siendo cierta,

$$p^* = 1 - \prod_{i=1}^j (1 - p_i)$$

Anderson (1971) demuestra que si estos tests se plantearan en sentido inverso y β_i fuese sensiblemente inferior que β_{i-1} , la probabilidad de aceptar erróneamente que $\beta_i = 0$ es grande y, por lo tanto, también lo sería el riesgo de aceptar erróneamente que el retardo máximo es $i - 1$.

b) Construir modelos con variables inobservables, tales como expectativas.

Quizá en su momento éste fue un punto de suma importancia derivado de la **Crítica de Lucas**. Pero habría que advertir que desde principios de los años sesenta del siglo pasado se han desarrollado importantes técnicas estadísticas que hasta hace muy poco tiempo comenzaron a aplicarse extensivamente al análisis económico para hacer análisis sobre trayectorias de largo plazo.

Tal es el caso de los filtros, en particular el famoso filtro de Kalman, que tiene que ver precisamente con la estimación de variables no directamente observables, como la tasa natural de desempleo, los precios hedónicos, el crecimiento potencial y la inflación subyacente, entre otras (Hall, 1993 y 1994). La estimación de estas variables, que no son directamente observables, es de importancia fundamental para la determinación y aplicación de reglas de política (como la regla de Taylor, Taylor, 1993), o las tendencias o trayectorias de largo plazo de variables cruciales como producción y desempleo.

c) Hacer estimaciones con datos mal calculados o mal transformados.

Este tipo de error es muy común y puede deberse a la impericia del analista o a no poner el cuidado necesario en las transformaciones que naturalmente tienen que hacerse. Ejemplos muy comunes son: *a)* calcular de manera incorrecta logaritmos, variaciones, tasas de crecimiento o aplicar rezagos de las series originales; *b)* errores al expresar o leer las series en números índice o, al revés, de números índice pasar incorrectamente a unidades de medida precisas como valor monetario (real o nominal) o personas. También es muy común incurrir en estos errores al actualizar series a partir de la aplicación de sus variaciones o cuando las autoridades o los analistas cambian la observación de referencia o de base.

d) Usar indiscriminadamente variables proxy.

Esta práctica puede llevar a obtener correlaciones espurias. Hendry señala que esto también puede suceder por la existencia de *simultaneidad* o porque las series participantes son de diferente orden de integración.

e) Asumir formas funcionales lineales (o no lineales)

Sin antes conocer las características específicas de las variables en cuestión.

Para evitarlo, antes de hacer cualquier conjetura sobre la relación que empíricamente puede existir entre las series, es necesario realizar un análisis básico de estadística descriptiva de todas las variables involucradas.

En ese sentido, es de particular importancia analizar el tipo de distribución que tienen las variables participantes y su orden de integración.

Asimismo, es muy recomendable hacer gráficos de las variables entre ellas (scatter graphs) y de cada una contra el tiempo (plot).

f) Especificar incorrectamente relaciones dinámicas y el número de rezagos.

Esto puede resolverse al realizar el procedimiento del punto anterior.

g) Prefiltrar los datos.

Este punto es sumamente importante, porque ahora es muy común filtrar o suavizar series originales que presentan evoluciones erráticas, con la intención de eliminar las alteraciones bruscas de observaciones muy específicas – *observaciones aberrantes* – y las *tendencias*.

Lo importante a destacar aquí es que al aplicar una transformación algebraica como ésta, se está eliminando información del fenómeno de estudio. Pero no sólo eso, sino que al modificar los datos originales con cualquier procedimiento de filtrado o suavizado estadístico se está generando otra estructura (muy diferente) de datos, con lo cual nos alejamos del verdadero PGD.

h) Inferir (incorrectamente) causas a partir de simples correlaciones.

Este ha sido un error constante en la práctica econométrica y sobre el que debe tenerse mucho cuidado. Las pruebas de exogeneidad que caracterizan a la Nueva Econometría previenen este error.

i) Suponer la constancia en los parámetros.

Este cuestionamiento está asociado con la crítica de Lucas y se resuelve igualmente con las pruebas de exogeneidad.

j) Confundir la significancia estadística con la significancia económica.

Llevando a vincular incorrectamente la teoría económica con la econometría. Ésta es una de las críticas básicas que se utilizaron para acusar de espurio al análisis de regresión.

k) Usar un tamaño muestral inadecuado.

Habría que decir que si bien no hay acuerdos concluyentes sobre el número mínimo de grados de libertad que deben tenerse para que una regresión tenga significancia y credibilidad estadísticas, aquí si opera el principio microeconómico de que más es mejor que menos.

También podemos asegurar que cuando se trabajan series temporales se requiere la mayor cantidad posible.

Pero es importante no confundir periodicidad (número de observaciones) con representación o representatividad de un fenómeno. Por ejemplo, en el caso de series mensuales, contar con 30 observaciones (dos años y medio) difícilmente pueda considerarse representativo de un fenómeno tan complejo como inflación. En cambio, si tenemos 30 observaciones anuales, tendremos mayor capacidad de aprehensión del mismo fenómeno, en virtud de que esos datos anuales estarán captando hechos estructurales que darán más luz sobre el comportamiento de la variable.

l) Referir unívocamente a una teoría inicial.

Incapacidad de referir o replicar (refer back)

m) Incurrir en Data mining

Los fracasos predictivos de los modelos macroeconómicos, sobre todo los que se producen en la primera mitad de la década de los setenta como consecuencia de la primera crisis del petróleo, provocaron un recrudescimiento de las críticas y un estado de pesimismo general.

Buena parte de estas críticas se centran en la forma en que en muchos economistas practican la modelización: buscando el modelo con el R^2 o las t de Student más elevados.

Prácticas de esta naturaleza, conocidas como **desgaste de los datos**, pueden llevar con frecuencia a conclusiones erróneas.

Cuando se lleva a cabo una regresión y se dispone de muy poca información a priori para discernir qué variables explicativas utilizar, de entre un conjunto para las que se dispone de observaciones, es frecuente interrogar a los *datos para dejar que sean ellos los que decidan*. Para ello suele utilizarse el test de la t de Student e ir probando mediante regresiones alternativas.

Los usuarios de esta práctica suelen referirse a ella con el eufemismo de «experimentación», pero sus detractores utilizan otros términos que ponen de manifiesto sus aspectos más negativos. La denominación más usada en la actualidad para referirse a este procedimiento de modelización ad hoc es: desgaste de los datos (*data mining*). **Otras denominaciones más despectivas son: ir de pesca y cascar números (number crunching).**

Esta denominación hace referencia al hecho de que el uso de los mismos datos para llevar a cabo tests alternativos, tiene como consecuencia que la información muestral se va «minando» o «desgastando», es decir, va perdiendo su validez natural como instrumento de verificación empírica del modelo.

El problema consiste en que cuando se llevan a cabo tests de la t de Student de manera tal que la realización de cada uno de ellos está condicionada al resultado del test anterior, el verdadero error de **Tipo I** cometido en el proceso de verificación no es igual al nivel de significación nominal adoptado, sino que aumenta a medida que crece el número de pruebas.

EJEMPLO 1

Supongamos que se lleva a cabo una investigación en la que se busca una sola variable que explique Y_t y que, para ello, se dispone de dos candidatos como variables explicativas, X_{1t} y X_{2t} .

En aras de la simplicidad, imaginemos que ninguna de estas variables está correlacionada con Y_t (cosa que el analista ignora) y que los correspondientes regresores, X_{1t} y X_{2t} , son ortogonales.

El procedimiento «experimental» consiste en llevar a cabo dos regresiones individuales cada una con un regresor diferente (cuyos resultados respectivos son, debido a la ortogonalidad, los mismos que para cada variable en la regresión conjunta) y elegir aquel regresor cuya t de Student sea la más elevada.

Si se aplica el test de la t de Student para verificar la significación del coeficiente de regresión de una variable (X_{1t} por ejemplo), y para ello se adopta un nivel de significación $p = 0,05$ (es decir, que el error de Tipo I es $0,05$), entonces existe una probabilidad igual a $0,05$ de que aceptemos (erróneamente) que la variable es explicativa.

Pero si se llevan a cabo dos regresiones alternativas, con X_{1t} y X_{2t} como variables explicativas, entonces el verdadero error de Tipo I cometido es mucho mayor.

En efecto, el error de Tipo I realmente cometido es la probabilidad, p^* de que aceptemos, erróneamente, que Y_t viene explicada por X_{1t} por X_{2t} o por ambas (en este caso se optaría por la que le correspondiera una t de Student más elevada).

Para calcular p^* hallemos primero la probabilidad de rechazar X_{1t} y X_{2t} en las dos regresiones individuales. En virtud de la ortogonalidad de los regresores, esta probabilidad es

$$(1 - 0,05)(1 - 0,05) = 0,9025.$$

Así, al realizar las dos regresiones, la probabilidad de que ninguna de ellas tenga coeficiente significativo es sólo $0,9025$ en vez de $0,95$. Esto quiere decir que el nivel de significación real es

$$p^* = 1 - 0,9025 = 0,0975, \text{ que resulta considerablemente mayor que } 0,05.$$

Si en vez de dos hubiese, por ejemplo, diez regresores candidatos, la probabilidad de que ninguna regresión individual resultara significativa sería

$$(1 - 0,05)^{10} = 0,5987, \text{ y el verdadero nivel de significación,}$$

$$p^* = 1 - 0,5987 = 0,4013, \text{ que es ocho veces superior al nivel de significación nominal.}$$

Así, a medida que aumenta el número de regresores candidatos que intervienen en la investigación, crece el error de Tipo I. Este hecho justifica la expresión «desgaste de los datos».

Este ejemplo, aunque simplificado, refleja lo que suele ocurrir en la realidad cuando un analista está interesado en encontrar variables explicativas en una dudosa ecuación de comportamiento y para ello se provee de un buen número de candidatos.

Si para lograr su objetivo utiliza el criterio de la t de Student probando sucesivamente nuevos candidatos (ya se trate de nuevas variables, ya de las mismas cambiando los retardos o utilizando distintos deflatores), el resultado probable es que acabará consiguiéndolo si se afana lo suficiente, pero su éxito puede constituir más un reflejo del azar que de la necesidad.

El logro de su empeño será el hallazgo de un modelo que, aunque ajuste aceptablemente a los datos, poseerá un dudoso valor predictivo.

Este es el sentido en el que hay que interpretar ciertas paremias sarcásticas sobre la econometría. Entre ellas destacamos las dos siguientes. «Los datos suficientemente torturados acaban por confesar», «Hay dos cosas que es mejor no ver cómo se hacen: las salsas y las estimaciones econométricas».

Planteando el problema con mayor generalidad de lo que se ha hecho en el ejemplo anterior, consideremos que existen un conjunto de c candidatos ortogonales y se decide seleccionar los k regresores con la t de Student más elevada, de manera que si al realizar las regresiones individuales hay un número de regresores significativos s tal que $s > k$, entonces se desechan los $s - k$ regresores cuya t de Student es más pequeña tratando de aplicar el principio de *parametrización escueta*, es decir *elegir el modelo que necesite de menor número de parámetros*.

Si a cada regresión individual se aplica el test con un nivel de significación p , el verdadero error de **Tipo I** que se comete, p^* , viene dado por

$$p^* = 1 - (1 - p)^{c/k}$$

En efecto, sabemos que la probabilidad de que no se encuentre ningún coeficiente significativo al realizar las c regresiones individuales es $(1 - p)^c$

Todos los factores que acabamos de enunciar son de crucial importancia, por lo cual son tratados con especial cuidado por la Nueva Econometría a través de **pruebas de diagnóstico**.

Sólo las especificaciones que pasen con suficiencia las pruebas de diagnóstico deben ser consideradas adecuadas.

Esto se consigue a partir del esfuerzo de experimentación y de validación de las especificaciones y se basa en el enfoque propuesto por Hendry, también llamado *TTT* (*test, test, test*). En síntesis, para que la econometría pueda adquirir el estatus científico los modelos deben:

- **ser rigurosamente probados,**
- **describir adecuadamente los datos,**
- **abarcar o contener (*encompass*) hallazgos previos y**
- **derivar de teorías bien fundamentadas.**

3) *Planteamiento general*

El concepto de partida en esta nueva metodología econométrica es el PGD que definimos a continuación.

Sea z_t , el vector, $H \times 1$, de los valores contemporáneos (es decir, referidas al mismo período, t) de todas las variables que intervienen en el modelo de acuerdo con la teoría económica, entre las cuales pueden figurar algunas no observables.

Definamos la matriz $t \times H$,

$$Z_t = (z_t \ z_{t-1} \ \dots \ z_1)'; \quad t = 1, \dots, T.$$

Esta matriz agrupa los valores de las variables hasta el período t . El PGD queda definido mediante la función de densidad de probabilidad conjunta de todos los valores,

$$D(Z_t; \theta)$$

En donde θ es un vector de parámetros desconocidos.

El proceso de modelización consiste en concretar este PGD general en la forma funcional más simple posible, atendiendo tanto a la teoría económica como a los datos disponibles.

EL PROCESO DE SIMPLIFICACIÓN

Como **primer paso** en ese proceso de simplificación, hay que proceder a seleccionar las G variables de interés, Y , de acuerdo con el problema planteado. Formalmente, esto equivale a llevar a cabo la siguiente factorización:

$$\begin{aligned} D(Z_t; \theta) &\triangleq D(W_t, Y_t, X_t; \theta) = \\ &= p_1(W_t | Y_t, X_t, W_{t-1}; \alpha) p^*(Y_t, X_t; \alpha^*) \end{aligned}$$

El primer factor representa el proceso para la determinación de las variables, W , *en las que no estamos interesados* en función del resto de las variables Z y de los propios retardos de W .

Entre las variables en que no estamos interesados pueden, por ejemplo, aparecer variables inobservables en un contexto de expectativas racionales.

Esta factorización se denomina **HIPÓTESIS DE MARGINALIZACIÓN** del PGD (con respecto a las variables W).

Los parámetros α no habrán de estimarse, por lo que el análisis subsiguiente se centrará en el segundo factor, habiéndose conseguido, así, una simplificación del PGD.

El segundo factor representa, pues, el PGD simplificado, que corresponde al modelo que relaciona las G variables endógenas, Y , con las K variables exógenas, X .

En síntesis, el PGD completo contiene muchas más variables de las que estamos interesados y de las que podemos controlar.

Por tanto, la propuesta metodológica moderna *-aun cuando abogue por el principio de parsimonia, también llamado del filo de la navaja de Occam (quién plantea que las descripciones deben mantenerse tan simples como sea posible hasta que prueben ser inadecuadas)-* prefiere evitar a toda costa la omisión de variables. La estrategia de aproximación progresiva que implica *ir de lo general a lo particular* es el instrumento propuesto para tal fin.

Debemos, entonces, reducir este gran conjunto inicial de variables seleccionando únicamente las que son de nuestro interés y, con ello, relegar al resto a un conjunto de *variables de no interés* para los propósitos concretos de nuestro modelo. Esta práctica requiere de experiencia del modelador, la cual puede adquirirse a través del *ensayo y el error* para obtener resultados teórica y económicamente *aceptables*.

El **segundo paso** en la simplificación del PGD consiste en establecer las hipótesis sobre el tipo de relación existente entre las variables endógenas y exógenas en términos de funciones de densidad de probabilidad condicional (**HIPÓTESIS DE CONDICIONALIDAD**). Este segundo paso se decide en función de la finalidad del modelo que puede ser triple:

- **la inferencia estadística,**
- **la predicción y**
- **la simulación de políticas.**

Para llevar a cabo el proceso de inferencia estadística se supone que las X son, al menos, *débilmente exógenas*, lo que significa que x_t , es independiente de los valores contemporáneos de las variables endógenas y_t , dependiendo únicamente de la información anterior al período t .

Esta hipótesis permite escribir:

$$p^*(Y_t, X_t; \alpha^*) = p_2(Y_t | X_t, Y_{t-1}; \beta) p_3(X_t | Y_{t-1}, X_{t-1}; \gamma)$$

El primer factor proporciona las variables endógenas, Y , en función de las exógenas, X , y de las propias Y retardadas. Los parámetros β son los parámetros estructurales cuya estimación es el primer objetivo de la inferencia estadística. El segundo factor arroja las variables exógenas, X , en función de los retardos de las exógenas y de las endógenas.

Esto supone asumir la condicionalidad, es decir que una vez que hemos seguido con cuidado el procedimiento anterior y hemos reducido el PGD a las variables que nos interesan, debemos seleccionar dos subconjuntos: las endógenas (Y_t) que son condicionadas por las exógenas (X_t). Para que las estimaciones sean válidas, éstas deben ser **débilmente exógenas**.

Según la finalidad del modelo, se pueden imponer otras formas de exogeneidad más restrictivas. Si el modelo va a usarse con fines predictivos se exige *exogeneidad fuerte*; si el modelo se va a usar con fines de simulación se necesita la hipótesis de *superexogeneidad*.

Bajo la hipótesis de *exogeneidad fuerte*, el segundo factor excluiría Y_{t-1} , quedando $p_3(X_t | X_{t-1}; \gamma)$, es decir, las variables exógenas se determinan sin intervención de las endógenas.

La hipótesis de *superexogeneidad* está relacionada con la crítica de Lucas mencionada. Esto es, el hecho de que cambie la forma en que se determinan algunas variables exógenas (sobre las que los sujetos forman sus expectativas), es decir, de que cambien los coeficientes γ del tercer factor, puede influir en los parámetros que determinan las variables endógenas del modelo (los parámetros β).

La hipótesis de superexogeneidad elimina esta posibilidad estableciendo que, además de cumplirse las condiciones de exogeneidad fuerte, los parámetros β *no dependen* de los γ .

El **tercer paso** consiste en seleccionar una forma funcional.

Dada la absoluta generalidad del PGD, que antes de hacer cualquier estimación se debe especificar (asumir) una forma funcional concreta, que puede ser lineal o log-lineal.

Sobre este aspecto no parece haber un acuerdo general; es decir, qué tipo de transformaciones lineales son aceptadas, para que no alteren o modifiquen la estructura verdadera del PGD y, por lo tanto, no se incurra en *data mining*. En todo caso, el buen juicio del modelador y la fortaleza de sus argumentos teóricos y estadísticos son los que justificarán y validarán determinada forma funcional. Este asunto no puede resolverse en forma *a priori* o solamente desde la teoría. De hecho, tenemos que decir que la búsqueda de una forma funcional adecuada es, en última instancia, una manera empírica de acercarse al PGD.

En cualquier caso es conveniente poner de manifiesto que el modelo así formulado no se concibe como el modelo «verdadero», sino como un modelo «útil» para representar los datos de una forma estadísticamente aceptable y siempre superior a la de cualquier otro modelo conocido.

Por último, el **cuarto paso** consiste en la estimación del modelo.

Habiendo establecido las hipótesis de condicionalidad y de marginalización (y asumido una forma funcional), se puede proceder a la aplicación del enfoque de la máxima verosimilitud para estimar los parámetros β . Éste se basa, como es sabido, en maximizar la función de densidad de probabilidad conjunta de los datos, contemplada como función de β . Cuando se trabaja con datos de corte transversal, se puede admitir la ausencia de autocorrelación en las observaciones. En tal caso, la forma de llevar a cabo la maximización consiste en descomponer la función de densidad conjunta en productos de funciones que son independientes. En un contexto de series temporales dicha hipótesis es inadmisibles, pero la descomposición puede aún llevarse a cabo usando funciones de densidad de probabilidad condicionada. Este proceso se denomina *descomposición por el error de predicción*. De dicho proceso se puede tomar el siguiente resultado

$$p_2(Y_t|X_t, Y_{t-1}; \beta) = \prod_{t=1}^T p(Y_t|X_t, Y_{t-1}; X_0, Y_0; \beta)$$

Donde X_0, Y_0 son dos matrices de condiciones iniciales.

Para la obtención de predicciones ex post, es decir para predecir las variables de interés Y cuando se conocen los valores de las X , no será preciso estimar los parámetros γ , pero si se desea obtener predicciones ex ante habrá que predecir primero los valores futuros de las X , para lo cual se necesitará estimar previamente los parámetros γ .

FASES DE APLICACIÓN

Para describir las características de esta metodología consideraremos cinco fases o etapas en las aplicaciones prácticas. Conviene tener presente, sin embargo, que en realidad todos estos pasos no suelen ser sucesivos, sino que de hecho se produce una interacción entre los mismos. La forma de llegar al resultado final depende de los conocimientos y de la experiencia del investigador.

1. Sea, por ejemplo, Y la única variable a explicar. El primer paso en la aplicación de este enfoque, de acuerdo con lo dicho en el apartado anterior, consiste en utilizar la teoría económica para determinar el conjunto de variables, W , que, estando relacionadas con Y , pueden ser eliminadas del modelo. Este conjunto de variables deben ser separadas del PGD inicial para la simplificación de éste. A este paso se le denomina *marginalización* del PGD (con respecto a las variables W). También habrá que juzgar si, junto a Y , será preciso explicar el comportamiento de otras variables endógenas debido a las interdependencias existentes en la economía. Además, habrá que establecer la división de las variables que intervienen en el proceso, en endógenas y exógenas.
2. En segundo lugar, hay que decidir, de acuerdo con la finalidad del modelo, que tipo de exogeneidad se requiere. Esta es la fase en que se establecen las hipótesis de *condicionalidad* de las variables endógenas respecto a las exógenas.
3. El tercer paso consiste en la *formulación del modelo* general, que va a constituir la base del análisis subsiguiente. Generalmente las reacciones económicas se desarrollan en un entorno dinámico, pero la teoría económica no suele establecer la forma en que tiene lugar la dinámica a corto plazo. Por lo tanto, se suele formular una relación dinámica suficientemente general como para poder admitir que el PGD buscado es un caso particular de la misma.
4. Lo que procede a continuación es la *simplificación* del modelo formulado. En esta cuarta etapa se consideran versiones más simplificadas del modelo, a fin de encontrar la más simple que sea «congruente» con los datos de acuerdo con algún criterio o regla de decisión. Aquí es donde surgen las mayores dificultades para la aplicación de esta metodología, por cuanto no existe un procedimiento general para llegar al resultado final. Tal parece que para los maestros de esta escuela no importara tanto el camino seguido como el resultado final, ya que, según señala Pagan (1990), en sus publicaciones no suelen aparecer detallados los pasos intermedios sino los resultados del test que compara el primer modelo con el último. Sin embargo, en general, es relevante saber si se ha llegado al último modelo partiendo de una teoría económica, o a través de una investigación empírica bien estructurada o, simplemente, de una forma más o menos caprichosa que implique un elevado desgaste de los datos.
5. Por último, hay que proceder a la evaluación de los resultados del modelo. Esta etapa comprende, aparte de la estimación de los parámetros del modelo diseñado en la etapa anterior, el detallado análisis de los residuos, la verificación de la constancia de los parámetros y la comprobación de la capacidad predictiva del modelo. Esta es la etapa más característica del presente enfoque y a ella se dedica el capítulo 11.

En muchas ocasiones es frecuente encontrarse con modelos alternativos que superan todas las fases mencionadas. En tal caso se plantean dos problemas, la *comparación* y la *selección* de modelos alternativos.

La idea básica en este tipo de problemas es que el modelo que ha pasado por todas las etapas anteriores es útil en la medida en que no existe otro modelo rival que lo domine en algún sentido. Esto nos lleva al concepto de *abarcamiento*. (Otero, pag. 435)

Los pasos descritos son indispensables para construir un modelo adecuado. Si la **marginalización** es incorrecta habremos omitido variables relevantes. Para decirlo en términos muy simples, si la marginalización es errónea, hemos asumido incorrectamente la exogeneidad y la endogeneidad de nuestras variables de interés. Tendremos entonces un grave problema de **especificación**, dado que hemos asignado una causalidad incorrecta en el modelo.

La adecuada identificación de *exogeneidad* es crucial, ya que reduce las probabilidades de incurrir en arbitrariedad en la especificación y, por lo tanto, de hacer estimaciones espurias; también resuelve la *crítica de Lucas* y permite hacer inferencias estadísticas válidas que contribuyen a realizar proyecciones y análisis de política económica mucho más probables.

El incumplimiento de *exogeneidad débil* supone que existe simultaneidad. En términos simples, esto significa que alguna variable que inicialmente consideramos exógena no lo es, por lo que tendrá que endogeneizarse para que con ello se tenga la suficiente información para explicar a la primera variable, que era la de nuestro interés inicial. Este procedimiento nos llevará inevitablemente a construir un sistema de ecuaciones simultáneas, cuyo tamaño se definirá conforme agotemos la demostración de *exogeneidad débil* de todas las variables participantes.

Lo anterior debe entenderse en el sentido de que la exogeneidad débil es una condición necesaria para hacer estimaciones y predicciones uniecuacionales correctas. Cuando tratamos de modelar fenómenos muy complejos o a un conjunto de variables, necesariamente debemos probar el incumplimiento de esta propiedad, para entonces justificar el uso de un sistema de ecuaciones simultáneas.

EJEMPLO 2

Para ilustrar la descripción general precedente consideremos el caso de una sola variable explicativa X . El modelo dinámico general inicialmente formulado podría ser, de acuerdo con lo dicho en el paso tercero (mencionado en el apartado anterior), el correspondiente a un retardo de estructura racional general,

$$Y_t = \alpha^* + \frac{B(L)}{A(L)} X_t + \mu_t^*$$

En el proceso de verificación que hay que llevar a cabo para determinar el PGD de acuerdo con la información muestral disponible, la ecuación anterior es la referencia básica y se denomina *hipótesis sostenida*.

La tabla siguiente proporciona una tipología de nueve ecuaciones dinámicas que son casos particulares para $A(L)$ y $B(L)$ de grado 1, es decir, para el modelo

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1} + \mu_t$$

En la terminología usada en la verificación y selección de modelos, se dice que los casos particulares como los que aparecen en la tabla constituyen *modelos anidados* del modelo general anterior.

Tabla Casos particulares de $Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1} + \mu_t$		
1	$\alpha_1 = \beta_1 = 0$	Modelo estático
2	$\beta_1 = \beta_0 = 0$	Modelo autorregresivo de primer orden
3	$\alpha_1 = 1; \beta_1 = -\beta_0$	Ecuación en diferencias primeras
4	$\alpha_1 = \beta_0 = 0$	Indicador adelantado
5	$\alpha_1 = 0$	Retardo distribuido finito de orden 1
6	$\beta_1 = 0$	Modelo de ajuste parcial
7	$\beta_1/\beta_0 = -\alpha_1$	Factor común
8	$\alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 = 1$	Modelo de corrección por el error
9	$\beta_0 = 0$	Modelo «dead-start»
Fuente: HENDRY y otros (1984)		

Los casos 1 a 6 admiten interpretaciones directas.

El séptimo y el octavo son muy interesantes y precisan ciertas explicaciones que exponemos a continuación.

El último caso corresponde a un modelo con información retardada únicamente; la reacción de Y a un cambio en X comienza un período después, lo que explica la denominación de «arranque muerto».

El caso 7, del *factor común*, surge de la siguiente reparametrización del modelo original

$$(1 - \alpha_1 L)Y_t = \alpha + \beta_0 \left[1 + \frac{\beta_1}{\beta_0} L \right] X_t + \mu_t$$

Si es cierta la restricción

$$\frac{\beta_1}{\beta_0} = -\alpha_1$$

Entonces los correspondientes polinomios $A(L)$ y $B(L)$ tienen una raíz o factor común por lo que el modelo puede simplificarse, quedando en la forma siguiente:

$$Y_t = \alpha^* + \beta_0 X_t + \epsilon_t$$

en donde

$$\epsilon_t = (1 - \alpha_1)^{-1} \mu_t$$

$$\alpha^* = (1 - \alpha_1)^{-1} \alpha$$

Por lo tanto, la restricción 7 equivale a la degeneración del modelo dinámico en un modelo estático con la perturbación siguiendo un esquema AR(1).

Este modelo estático sería una simplificación adecuada del modelo original.

La perturbación autocorrelacionada en un modelo estático no implica necesariamente que el modelo está mal especificado, pero si un analista comienza estimando un modelo estático como el anterior y encuentra evidencia de autocorrelación positiva de primer orden en el término de perturbación aleatoria, la causa puede ser la existencia de un error de «especificación dinámica».

Para comprobar si es este el caso, debería plantear la regresión original y verificar la restricción 7 antes de dar por bueno el modelo estático.

Ahora se puede comprender un inconveniente, puesto de manifiesto al principio de este apartado, de empezar la modelización con modelos excesivamente simples para luego irlos generalizando: es fácil pasar por alto determinadas reformulaciones dinámicas.

El caso 8 está relacionado con una reparametrización del modelo original denominada *modelo de corrección por el error*, muy típica de los seguidores de la escuela metodológica que estamos examinando. Veremos más detalladamente esta formulación. Por el momento nos limitamos a comentar el caso particular del modelo de corrección por el error equivalente al modelo original que surge cuando se verifica la restricción 8. Mediante sencillas manipulaciones algebraicas, es posible escribir al modelo original de la forma siguiente:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + \delta_1 X_{t-1} + \mu_t$$

En donde

$$\delta = 1 - (\alpha_1 + \beta_0 + \beta_1)$$

Si se admite la restricción 8, entonces $\delta = 0$ y la ecuación anterior queda igual a la de un modelo que incorpora un mecanismo de corrección por el error con un multiplicador total igual a la unidad (véase Otero sección §10.2.).

Todos los casos contemplados en la tabla son generalizables para varias variables X y polinomios $A(L)$ y $B(L)$ de grados n y m distintos de la unidad. Para la generalización del caso 8 véase Otero sección §10.2..

Ejercicio 1. Partiendo de una especificación general, en la que Y se explica en función de cuatro variables débilmente exógenas y cinco términos retardados de Y , se lleva a cabo una batería de tests para verificar la significación de estos retardos. Ordenando las hipótesis de la menos a la más restrictiva, se comienza por verificar la significación de Y_{t-5} si ésta se rechaza se continúa verificando la significación de Y_{t-5} e Y_{t-4} conjuntamente, y así sucesivamente. Si se fija en 0,05 el nivel de significación nominal de cada test, calcular los niveles de significación efectivos a los que se verificaría cada coeficiente de los términos retardados y establecer una estrategia de verificación de manera que se produzca un mayor equilibrio entre estos errores.

LA EXOGENEIDAD

Es el punto neurálgico de la econometría moderna.

El problema de la *exogeneidad* tiene que ver crucialmente con los cuatro pasos que constituyen el proceso de reducción en la modelación.

Como se ha mencionado, la metodología de la Nueva Econometría plantea una estrategia progresiva de investigación que formula y selecciona un modelo empírico a través de una secuencia cuidadosa de transformaciones y reducciones.

- a) **Las transformaciones pueden ser muy diversas, pero deben mantener en todo momento congruencia con una teoría económica fuerte, que les dé solidez y consistencia explicativas.**

Las transformaciones típicas son: agregaciones temporales y de agentes y de bienes, así como transformaciones algebraicas estándar. Entre estas últimas están las más comunes, como divisiones, multiplicaciones, cálculo de cocientes, aplicación de logaritmos, conversión de las variables en distintas unidades como números índice, variaciones (en tasas y en porcentajes), etc.

- b) **Las reducciones que plantea insistentemente este enfoque consisten en plantear modelos generales e ir reduciéndolos progresiva y lentamente, eliminando variables irrelevantes, así como incorporando los rezagos adecuados, hasta llegar a modelos particulares que, al estar correctamente especificados, evitarán incurrir en errores.**

Estos modelos que incluyen muchas variables y rezagos, serían una aplicación o modalidad de los modelos de rezagos distribuidos –ADL–, en principio, estos modelos tienen muchas variables con muchos rezagos, con lo cual deben comprender o abarcar a los modelos rivales; a partir de que se cumplen los supuestos de correcta especificación se va logrando una expresión más compacta y también más robusta.

Con ello cumplirán con los criterios siguientes:

- **Consistencia teórica.** Que supone que el modelo empírico obtenido tiene una fundamentación sólida en una teoría económica fuerte.
- **Comportamiento adecuado de las innovaciones.** Que significa esencialmente que los residuales se comporten como *ruido blanco*. Esto es crucial, porque implica que el modelo estimado es el correcto y, por lo tanto, que las innovaciones que se desprenden de él no contienen información relevante ni sistemática.
- **Cumplimiento de *exogeneidad*.**
- **Replicabilidad del modelo.** Nuestro modelo estimado debe ser capaz de representar adecuadamente el PGD a partir de las restricciones impuestas por los datos y surgen de la teoría económica y econométrica.
- **El modelo estimado abarca a otros modelos,** también llamados rivales.

A fin de cuentas, se trata de obtener *modelos* robustos, *libres de espuriedad* y que, al mismo tiempo, *logren explicar el máximo con el mínimo* de factores.

Hall (1993), para representar abstractamente al PGD, utiliza una función de probabilidad de la muestra x_t ,

$$(1) \prod_{t=1}^t D_t(x_t|x_{t-1}; \alpha_t)$$

Donde:

\prod operador de producto,

x_t = vector de observaciones de todas las variables en el período t

$$x_{t-1} = (x_{t-1}, \dots, x_0)$$

α_t = vector de parámetros desconocidos

La expresión (1) es una especificación muy general del PGD porque asigna el tiempo a los α y a la función general D . De ahí que el proceso de modelización econométrica consiste en simplificar este estado general del mundo hasta el punto en que el modelo pueda ser manejable para los propósitos prácticos de la econometría. Este proceso se conoce con el nombre de proceso de simplificación.

Dado que (1) representa al PGD general, es posible representar los dos primeros pasos del proceso de simplificación (marginalización y condicionalización) a partir de la factorización siguiente:

$$(2) D_t(X_t|X_{t-1}; \alpha_t) = A_t(W_t|X_{t-1}; \alpha_t) B_t(Y_t|Y_{t-1}, Z_t; \alpha_t) C_t(Z_t|Y_{t-1}, Z_{t-1}; \alpha_t)$$

Veamos la descomposición analítica de (2) debido a que en ella reside la calidad de la estimación y, por lo tanto, la posibilidad de hacer una práctica econométrica robusta:

- A representa la determinación de W , que son las variables que **no** interesan y que dependen de todas las demás,
- B representa la determinación de las variables endógenas de interés, dependientes de las endógenas rezagadas y de todas las exógenas;
- C representa la determinación de las variables exógenas dependientes de las exógenas y/o las endógenas rezagadas.

Las cuatro fases de aplicación del proceso de simplificación (marginalización, condicionalización, especificación y estimación) son indispensables para construir el modelo adecuado. Si la marginalización es incorrecta habremos omitido variables relevantes que, sin saberlo, hemos incorporado en A_t . Para decirlo en términos simples, si la marginalización es errónea, hemos asumido incorrectamente la exogeneidad y la endogeneidad de nuestras variables de interés. Tendremos entonces un grave problema de especificación, dado que hemos asignado una causalidad incorrecta en el modelo.

A partir de la expresión general del PGD que se plasma en la ecuación (2) tenemos que seguir el proceso de *marginalización*, el cual consiste en escoger las variables que son del interés específico para nuestra investigación. Así, nuestra primera aproximación consistirá en seleccionar las variables que se expresan en el factor

$$(3) B_t(Y_t|Y_{t-1}, Z_t; \alpha_t) C_t(Z_t|Y_{t-1}, Z_{t-1}; \alpha_t)$$

A partir de este primer esfuerzo, habrá que probar empíricamente que hemos hecho una asignación correcta entre las variables endógenas y las exógenas. Como se ve, ya no es un asunto teórico; ahora es un asunto eminentemente empírico, que depende de la estructura y las características de los datos.

Reconsideremos una función de distribución conjunta a partir del factor arriba indicado

$$PGD \Rightarrow f(Y_t, Z_t) = \begin{array}{c} \text{función} \\ \hline \begin{array}{cc} \text{Condicional} & \text{Marginal} \\ \hline \overbrace{f(Y_t|Z_t)} & \overbrace{f(Z_t)} \\ \hline \text{parámetros} & \end{array} \\ \downarrow \quad \downarrow \\ \psi = \lambda_1, \lambda_2 = f(\Theta) \end{array}$$

ψ parámetros de interés .

Θ espacio total de parámetros de la función original de densidad conjunta.

En el esquema anterior hemos puesto todas las piezas analíticas necesarias para armar *el rompecabezas* de la exogeneidad.

Lo primero que destaca es que cada una de las dos funciones que definen al PGD está compuesta por parámetros que se agrupan en los dos subconjuntos λ_1, λ_2 que comprenden al espacio total de parámetros del sistema elegido (Θ).

El punto crucial consiste en demostrar desde el punto de vista estadístico que:

- **los parámetros de interés ψ de nuestro modelo dependen central y únicamente de los parámetros generados de la función condicional λ_1 , por lo que los parámetros de la función marginal λ_2 no son relevantes para explicar λ_1 ni tampoco ψ .**
- **las variaciones de λ_2 no afectan a λ_1 y viceversa (*free variation*), lo que significa que son estadísticamente independientes entre sí.**

En suma, la *econometría estructural* moderna afirma que para que exista **exogeneidad débil** deben cumplirse necesariamente estas dos condiciones.

Johnston y DiNardo (1997) ejemplifican bien estas dos condiciones de la manera siguiente.

Dado un sistema compuesto por dos variables (Y_t, Z_t) y dos ecuaciones de comportamiento, nos interesa saber si Y_t , es endógena respecto a Z_t

$$(4) Y_t = \beta Z_t + \varepsilon_{1t}$$

$$(5) Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Suponemos, en principio, que las perturbaciones se distribuyen de manera normal y que además son serialmente independientes:

$$(6) \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right]$$

Como ya hemos mencionado, este supuesto facilita -en un primer momento- el análisis al proyectar las consecuencias de su incumplimiento. La particularidad de (5) es que la variable que hemos supuesto exógena Z_t la hemos hecho depender del valor rezagado de la endógena Y_t , lo que de ser cierto afectaría de manera importante el cumplimiento de *exogeneidad débil*.

Para contrastarlo, Johnston y DiNardo *multiplican* (5) por σ_{12}/σ_{22} y este producto lo restan a (4), con lo que se obtiene una *reparametrización* importante de (4):

$$(7) Y_t = \delta_0 Z_t + \delta_1 Z_{t-1} + \delta_2 Y_{t-1} + \mu_t$$

Los parámetros de esta ecuación ahora son:

$$(8) \begin{cases} \delta_0 = \beta + (\sigma_{12}/\sigma_{22}) & (a) \\ \delta_1 = -(\alpha_1 \sigma_{12}/\sigma_{22}) & (b) \\ \delta_2 = -(\alpha_2 \sigma_{12}/\sigma_{22}) & (c) \\ \mu_t = -(\varepsilon_{2t} \sigma_{12}/\sigma_{22}) & (d) \end{cases}$$

Podemos expresar la matriz de varianzas y covarianzas de (7) y (5) como:

$$(9) \text{var} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} - \sigma_{12}/\sigma_{22} & 0 \\ 0 & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

Recordemos que por principio (4) y (5) representan el PGD, pero hemos reparametrizado a (4) al incorporar la covarianza σ_{12} y la varianza σ_{22} , por lo que podemos redefinir, sin perder claridad ni precisión del concepto que nos interesa, a nuestro sistema nuevamente a través de las ecuaciones (7) y (5).

Esta reespecificación determina que el conjunto completo (o espacio total) de parámetros es ahora:

$$(10) \quad \Theta = (\beta, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_{11}, \sigma_{12}, \sigma_{22})$$

con los subconjuntos de parámetros de las funciones condicional y marginal siguientes:

$$\lambda_1 = (\delta_0, \delta_1, \delta_2, \sigma_{\mu}^2) \quad \lambda_2 = (\alpha_1, \alpha_2, \sigma_{22})$$

No debemos perder de vista que β no aparece expresamente en λ_1 a pesar de que es un parámetro crucial y, por tanto, de interés para efectos de *exogeneidad*. Se puede expresar como una combinación lineal de (8a). Por eso es que sólo se presenta en Θ .

Como expresamos, la *exogeneidad débil* implica dos condiciones de necesidad:

- a) que los parámetros de interés (para nuestro caso β) dependan únicamente de λ_1
- b) que no exista dependencia estadística entre λ_1 y λ_2 .

Para tal efecto usamos (8) y expresamos β en términos de otros parámetros contenidos en los dos subconjuntos λ_1 y λ_2 .

De (8a) se sigue que:

$$\beta = \delta_0 - (\sigma_{12}/\sigma_{22})$$

Pero de (8b) podemos expresar los *términos de perturbación* a partir de los parámetros estructurales:

$$-(\sigma_{12}/\sigma_{22}) = -(\delta_1/\alpha_1)$$

Con las dos expresiones anteriores, podemos presentar a β ahora sin los *términos de perturbación*:

$$\beta = \delta_0 + \delta_1/\alpha_1$$

También (8c) puede expresarse siguiendo el procedimiento anterior:

$$-(\delta_2/\alpha_2) = -(\sigma_{12}/\sigma_{22})$$

con lo que podemos presentar a β de dos maneras equivalentes:

$$(11) \quad \beta = \delta_0 + \delta_1/\alpha_1 = \delta_0 + \delta_2/\alpha_2$$

con lo cual tenemos a β , que es nuestro interés, expresado no solamente en términos de λ_1 sino también de λ_2 .

Es más, (11) puede reexpresarse como:

$$\frac{\delta_1}{\alpha_1} = \frac{\delta_2}{\alpha_2}, \text{ o también como: } \frac{\delta_1}{\alpha_1} - \frac{\delta_2}{\alpha_2} = 0$$

tenemos, lo que Johnston y DiNardo llaman, una "restricción cruzada", que expresa que λ_1 y λ_2 **no son independientes** en su variación (*free variation*).

Pero consideremos ahora el caso contrario, en el que se cumple que $\sigma_{12} = 0$. con lo cual el conjunto de parámetros quedaría entonces como sigue:

$$(12) \quad \Theta = (\beta, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_{11}, \sigma_{22})$$

$$\lambda_1 = (\beta, \sigma_{11}) \quad \lambda_2 = (\alpha_1, \alpha_2, \sigma_{22})$$

Esto resulta de que al hacer $\sigma_{12} = 0$ ya no podemos realizar combinaciones lineales de (8) como anteriormente.

Lo importante es que ahora, de cumplirse esta condición crucial, se dan con solvencia las dos condiciones de *exogeneidad débil* $\psi = f(\lambda_1)$ y ya no existe dependencia alguna entre λ_1 y λ_2 , debido a que son ahora *free variation*.

Podemos concluir entonces que Z_t es débilmente exógena respecto a Y_t .

La *exogeneidad fuerte* exige además del cumplimiento del anterior tipo de *exogeneidad*, que exista causalidad en el sentido de Granger de Z , sobre Y , y no a la inversa.

Esta condición se corrobora al aplicar el test tradicional de Granger -con o sin vector de corrección de error- a partir de hacer una correcta *identificación* de la estructura de rezagos de las series estadísticas involucradas.

Como se ve, con esta segunda prueba de *exogeneidad* estamos considerando expresamente la relación dinámica y de precedencia estadística entre las series, con lo cual estamos atendiendo a otras críticas expresadas contra los Modelos Estructurales.

Debe tenerse mucho cuidado al aplicar la prueba de *causalidad de Granger*, porque es sumamente sensible a la estructura de los rezagos, por lo cual es fundamental además apoyarse en estadísticos rigurosos como \bar{R}^2 , el test de Akaike y el de Schwartz, entre otros, para tener una buena estimación.

El cumplimiento de la *exogeneidad fuerte* es muy importante para propósitos de política, debido a que la variable exógena puede usarse correctamente para hacer pronósticos de Y_t . De esta manera, β puede ser estimada solo de la distribución condicional y usarse para pronosticar Y_t , condicionada en el pronóstico de Z_t , la cual puede derivarse solamente de su historia.

Por último, el tercer *criterio de exogeneidad* (superexogeneidad) supone que los parámetros de la distribución condicional son invariantes ante los cambios de la función marginal.

Esto responde con fuerza a la *crítica de Lucas*, debido a que en las condiciones de *exogeneidad* ya expresadas, los cambios que ocurran en las reglas de política (que estarían contenidas o expresadas por la función marginal) no afectarían la estructura de los parámetros de la función condicional.

COINTEGRACIÓN

El concepto de *cointegración* refiere la idea de tendencias estocásticas comunes entre las series involucradas en un argumento estadístico, pero tiene enorme importancia para la teoría económica y la política económica.

La *cointegración* implica corroborar empíricamente la existencia de relaciones estables (o de equilibrio) de largo plazo.

De esta manera, ya no es suficiente con aceptar el argumento lógico-verbal que se deriva de la teoría económica que advierte que dos o más variables están relacionadas.

La *cointegración* se ocupa de verificarlo estadísticamente.

En el análisis aplicado es muy común regresionar series no estacionarias, debido a que la mayoría de ellas tiene tendencia temporal, ya que evolucionan positiva o negativamente en el tiempo. Por lo regular, la población, la inversión, el producto, etc., crecen a medida que pasa el tiempo. Además de ello, también su evolución es afectada por una multitud de factores, entre ellos por *choques aleatorios*.

A las series que tienen *raíz unitaria* también se les conoce como *caminatas aleatorias*, en virtud de que su evolución futura es impredecible, **de manera semejante al caminar de un individuo ebrio.**

Es posible que al regresionar dos variables que tienen raíces unitarias no se obtenga *cointegración* debido a que, aunque en el largo plazo posean tendencias similares, en su recorrido pueden exhibir cambios estructurales o movimientos cíclicos (de corto plazo) asimétricos que hacen que, en conjunto, no mantengan una relación estable o de equilibrio de largo plazo.

En tales casos, a veces se opta por diferenciarlas para volverlas estacionarias. Aunque, y de acuerdo con Madala (2001), esta diferenciación implica la pérdida de información potencialmente valiosa que representa la evolución en el tiempo de un fenómeno económico.

Sin embargo, en gran número de casos es posible regresionar variable que siguen *caminatas aleatorias* y cuya combinación lineal genera relaciones cointegradas.

Esto no es casual, porque lo que está reflejando es que, en última instancia la realidad económica tiene un orden o sigue una lógica determinada y que las variables que estamos utilizando han sido especificadas correctamente de acuerdo con la teoría económica.

La estadística, en todos los casos, lo estará probando con los datos disponibles.

Como hemos venido señalando es indispensable incorporar toda una batería de pruebas estadísticas que tratan de fundamentar la pertinencia de los argumentos teóricos con los datos disponibles.

En consecuencia, además de las pruebas tradicionales ahora debe probarse, entre otras cosas, que la especificación teórica es la correcta y que corresponde a la estructura de los datos, por lo que a las pruebas tradicionales ahora hay que añadir las siguientes:

- a) **Que los residuos están *distribuidos normalmente*, lo que significa que no hay sesgos importantes en las variables originales ni tampoco como resultado de sus combinaciones lineales.**
- b) **Que no existe *simultaneidad*; esto es, que los errores de las ecuaciones que conforman el sistema no están correlacionados. Esto significa que la matriz de varianzas y covarianzas sea estrictamente diagonal. A la violación de este supuesto se le denomina tradicionalmente *sesgo de Haavelmo*.**
- c) **Que los residuos de cada ecuación sean *ruido blanco*, lo que significa que el modelo especificado contiene la información necesaria y suficiente para explicar la(s) variable(s) en cuestión, por lo que esos residuos no aportan información importante o sistemática que no esté contenida en la especificación.**

Cuando encontramos relaciones cointegradas significa que si tenemos dos variables y_t y x_t que tienen *raíces unitarias* y su combinación lineal $y_t = \beta x_t + \mu_t$ es estacionaria, entonces los residuos pueden considerarse como los *errores* o *desviaciones* de corto plazo respecto del equilibrio de largo plazo.

En ese caso, se dice que y_t y x_t están cointegradas o que en el largo plazo se mantienen sobre la misma longitud de onda y que existe un vector de *cointegración* (también llamado *cointegrador*), tal que $y_t - \beta x_t = e_t \sim I(0)$. Esto significa que en el largo plazo siguen trayectorias similares que no se desvían sistemáticamente en el tiempo. Ésa es la gran importancia del concepto de *cointegración*.

Para comprobar estacionariedad regularmente se aplican las pruebas: Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y/o la Phillips-Perron (PP).

Sin embargo, en años recientes han sido muy criticadas por lo que han aparecido otras.

Para tal efecto puede verse Maddala y Kim (1998). El excepticismo respecto al poder de detección de las pruebas ha crecido en proporciones geométricas, por lo que también lo han hecho las pruebas de orden de integración. A reserva de que se discuta con todo rigor este asunto técnico, a fin de cuentas lo que no debe perderse de vista es la importancia y las implicaciones del concepto que está detrás.

Conviene mencionar que si bien en un principio la cointegración se probaba a partir del método antes señalado, para modelos uniecuacionales ahora es más común utilizar procedimientos de estimación más poderosos como el ya muy conocido y convencional de Johansen (1992 y 1997), el cual ya está incorporado en todos los paquetes computacionales econométricos.

En la estimación de la ecuación de largo plazo existirán por necesidad – justamente por el carácter aleatorio y complejo de los fenómenos económicos – ciertos desequilibrios de corto plazo respecto a la relación de largo plazo.

De esta manera, puede utilizarse el *mecanismo de corrección de error* (MCE), el cual consiste en una especificación macroeconómica que permite vincular el análisis de equilibrio de largo plazo con la dinámica de ajuste de corto plazo, como una medida de desviación del equilibrio.

En tal sentido las ecuaciones de corrección de error (CE) buscan el mejor ajuste de corto plazo y se usan para hacer pronósticos de corto alcance, mientras que las de *cointegración* se utilizarán para los ejercicios de *prospección* (horizontes más largos) y simulación de políticas.

El hecho de que las variables estén cointegradas considera la existencia de un proceso de ajuste que evita que los errores crezcan en el largo plazo. Éste es el *modelo de corrección de error*.

De hecho, habría que decir que este argumento confirma que la realidad económica no es caótica, sino que tiende a buscar equilibrios (en el sentido que hemos definido acá, no el que refiere la Nueva Escuela Clásica) o acomodos básicos para un funcionamiento ordenado en el tiempo, con lo cual se acepta que, aún cuando pueda haber episodios de crisis (económicas o sociales), las economías no pueden mantenerse por mucho tiempo exhibiendo evoluciones explosivas o esencialmente desordenadas.

Por otro lado, y de acuerdo con el *Teorema de Representación de Granger*, si existe *cointegración* es posible entonces aplicar la CE y obtener la ECE a partir de la siguiente forma dinámica, que es congruente con los conceptos ya descritos.

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde

Δ denota la primera diferencia,

x e y , variables exógena y endógena, respectivamente

μ = residuales de la estimación original de *cointegración* y

ε = residuos generados de la ecuación de CE, que deberán cumplir con todos los supuestos de correcta especificación ya descritos.

El valor de β_2 (que es el parámetro del término de error rezagado) indica la magnitud del ajuste de cada periodo de la endógena respecto a su valor de largo plazo, es decir recoge el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Por definición, este coeficiente deberá ser mayor que -1, en caso contrario se estaría ante la presencia de errores $I(1)$, que indicarían que las series iniciales no estaban cointegradas.

En línea con todas las consideraciones metodológicas y teóricas que hemos desarrollado, la Nueva Econometría ahora debe analizar la estructura dinámica de cada serie, esto es, su orden de integración así como la dependencia ('memoria') temporal y las relaciones dinámicas de cada serie y entre las que conforman el sistema.

En síntesis, todos los problemas de estimación y filosofía descritos conducen a plantear que si se pretende obtener modelos que reproduzcan de manera adecuada al PGD, no pueden resolverse únicamente desde la teoría económica o desde la teoría econométrica.

CASO DE ESTUDIO 1

TIPO DE CAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO (LORIA 2003b)

A continuación utilizamos los conceptos desarrollados para analizar aspectos muy importantes del crecimiento económico de los países latinoamericanos, en especial veremos el caso de México, desde los años cincuenta del siglo pasado. Para tal efecto consideramos, que el tipo de cambio es una variable que siempre ha tenido un peso determinante en el dinamismo del nivel de actividad. En específico, probamos que el manejo inadecuado del tipo de cambio ha obstaculizado el crecimiento económico desde 1950.

Esta hipótesis también ha sido planteada recientemente, entre otros, por Ros y Casar (2004). En un contexto de creciente integración a la economía mundial y en el que, por tanto, las exportaciones pesan cada vez más en la determinación de la demanda agregada, el tipo de cambio se ha convertido en un determinante fundamental del ritmo de actividad económica, más aún dado el abandono de los instrumentos de política sectorial de fomento directo a la producción. Aun considerando que la apertura externa hace más frágil a la economía que en el pasado, tiene mayor capacidad de ajustarse ante factores externos sin tener que reducir el nivel de actividad. Ello requiere sin embargo, del uso activo de la política cambiaria como instrumento de política anticíclica.

En todos los países latinoamericanos, la preocupación por la dinámica del tipo de cambio, siempre ha estado presente en el debate como uno de los temas de mayor prioridad en la agenda de la política económica, incluso mucho antes de que se comenzara a hablar de la integración comercial o monetaria. Esto ocurre así porque tradicionalmente la estabilidad cambiaria se ha considerado un sinónimo de fortaleza nacional en todos los planos, no sólo en el económico, y en consecuencia las autoridades han tratado de mantener fijo a toda costa el valor nominal del peso con respecto al dólar de Estados Unidos. Sin embargo, llegado el momento de devaluar, justamente por haber evitado aplicar correcciones oportunas ante las apreciaciones reales y/o los déficits endémicos (fiscal y externo), se han producido episodios macroeconómicos caracterizados por alta inflación y recesión que, a su vez, se han traducido en fuertes caídas salariales y regresiones distributivas. Las razones de ello se encuentran en los altos coeficientes de insumos importados a producto, por lo que las devaluaciones generan fuertes *efectos ingreso* y *efectos precio* sobre productores y consumidores y muy bajos *efectos sustitución*.

Quizá con excepción de algunos años de la década de 1960, la inflación mexicana ha sido sustancialmente mayor a la de Estados Unidos, por lo que es habitual que por esta vía se den fuertes desalineamientos del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo. Por tanto, las fases de crecimiento tradicionalmente presionan por partida doble a la cuenta corriente.

No podemos desconocer que desde que se liberalizó el sector financiero mexicano a finales de los '80 del siglo pasado, el fuerte influjo de capitales, generado por el 'éxito' que en esos momentos representó el caso mexicano dentro de los países emergentes, contribuyó a apreciar al tipo de cambio. Sin embargo, también hay que destacar que las salidas abruptas de capitales han afectado sensiblemente a la paridad, con lo cual la han desviado de su valor de largo plazo, determinado por la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo (PPP).

Existe suficiente evidencia empírica que demuestra el fuerte efecto del tipo de cambio nominal en la formación de precios, por lo que los fenómenos inflacionarios y deflacionarios siempre se han vinculado estrechamente a las fluctuaciones del tipo de cambio nominal y real. De modo que cuando se le ha utilizado como ancla de precios se han generado fuertes apreciaciones cambiarias que han llevado a la postre a crisis de balanza de pagos.

De esta suerte, el problema central de las economías latinoamericanas en general radica en que -por sus características estructurales- al preservar de esta forma el equilibrio interno casi siempre se afecta el equilibrio externo, el que tarde o temprano afectará al primero y así sucesivamente hasta conformar un círculo vicioso que atenta contra la dinámica del desarrollo económico. Por tanto, este *trade off* entre inflación y tipo de cambio ha marcado -en última instancia- el gran problema del crecimiento de la economía mexicana, por lo menos desde hace cincuenta años. En este punto radica centralmente el nudo gordiano de las economías latinoamericanas, y de la mexicana en particular, el cual será nuestro objeto de estudio.

En esta línea de argumentación, resulta claro que un gran esfuerzo de política económica consiste en encontrar cómo romper el círculo vicioso conformado por la dinámica: **crecimiento-inflación-apreciación cambiaria-crisis de balanza de pagos-devaluación-estanflación**.

De acuerdo con los hechos hemos presentado anteriormente, es plausible considerar que en el desalineamiento endémico del tipo de cambio real (gráfico 1) reside centralmente la naturaleza del ciclo económico de la economía mexicana.

Asimismo, por el solo hecho de que la economía mexicana tiene una pesada carga financiera derivada de su deuda externa histórica, genera -de principio- un piso básico de déficit de cuenta corriente (gráfico 2 y cuadro 1). Hay que advertir que si bien este déficit se asocia positivamente con el crecimiento de corto plazo, a lo largo del tiempo se vuelve en contra del crecimiento mismo cuando se enfrentan las obligaciones financieras por el pago del servicio de la deuda externa.

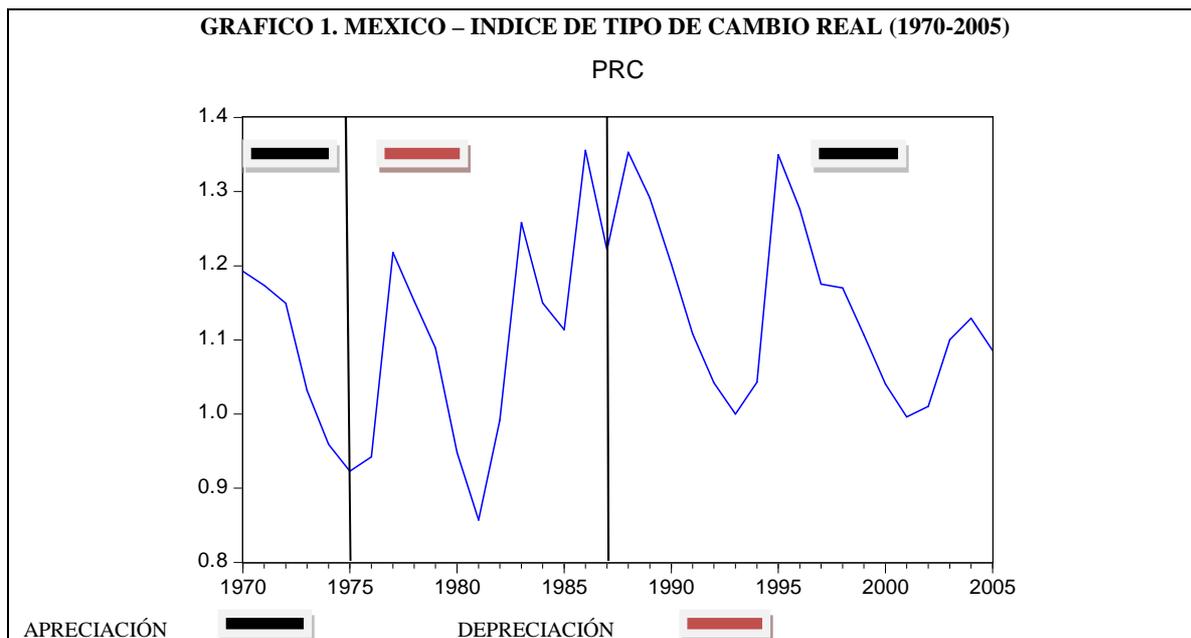
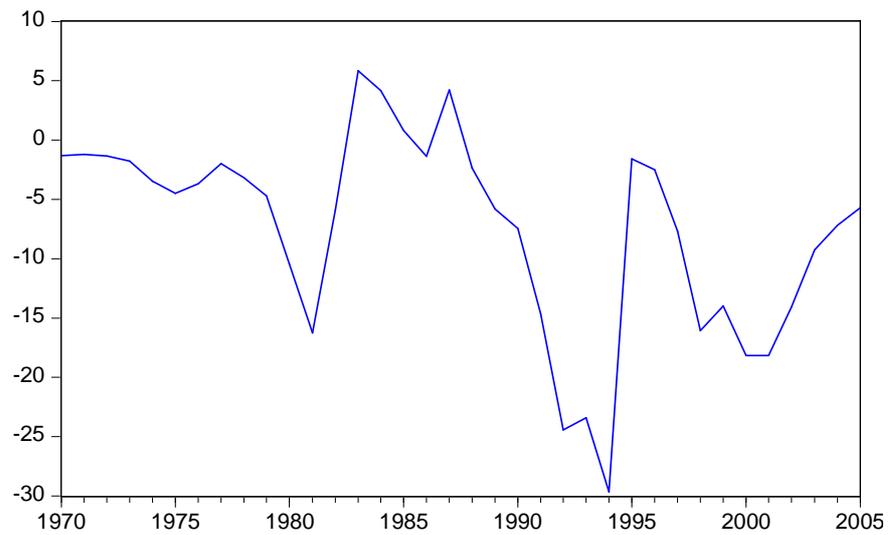


GRAFICO 2. MEXICO - CUENTA CORRIENTE (1970-2005)

CC



CUADRO 1 México: Servicio de la deuda externa, crecimiento y tipo de cambio real, 1970-2004

PERIODO	SERVICIO DE LA DEUDA EXTERNA		TASA MEDIA DE CRECIMIENTO POR PERIODO	
	COMO % DE LAS EXPORTACIONES TOTALES	COMO % DEL PIB	PIB	TCR
1970	43.33	1.87	6.8	-2.27
1971	44.87	1.87		
1972	40.94	1.88		
1973	35.56	1.74		
1974	36.80	1.97		
1975	49.38	2.27		
1976	49.00	2.61		
1977	40.88	2.85		
1978	42.20	3.10		
1979	41.49	3.39		
1980	43.37	3.79		

1981	51.03	4.50	
1982	58.17	7.75	
1983	41.70	6.82	
1984	43.29	6.74	
1985	42.19	5.77	
1986	43.49	6.86	
1987	33.40	6.11	
1988	33.59	5.57	
1989	32.65	5.13	
1990	29.41	4.55	
1991	28.60	3.87	
1992	27.00	3.43	
1993	27.40	3.53	
1994	26.90	3.89	
1995	21.52	5.98	
1996	18.85	5.44	
1997	15.71	4.33	
1998	15.61	4.35	
1999	13.03	3.71	
2000	12.08	3.50	
2001	12.03	3.07	
2002	9.96	2.50	
2003	9.63	2.50	
2004	8.57	2.39	
			1982-1987
			0.3 4.27
			1988-1999
			3.6 -1.9
			2000-2004
			1.60 2.09

Hay que advertir -por otra parte- que este *trade off* entre crecimiento y déficit de cuenta corriente ha cambiado notablemente en el tiempo. Para el periodo 1950-1970, en que prevaleció un régimen de protección comercial muy elevado y un bajo endeudamiento externo en el marco institucional de *Bretton Woods* (ver referencia al final), prácticamente no existió. De hecho, había una relación positiva entre ambas variables. Sin embargo, en la medida que comenzó a fracturarse el sistema *Bretton Woods* y que la economía mexicana comenzó a sufrir choques externos, a apreciar su tipo de cambio real y a endeudarse rápidamente desde principios de la década de 1970 (pasó de 1.3 miles de millones de dólares en 1970 a 139.818 en 1994), esta relación se volvió negativa, dominando para todo el periodo 1950-2005.

Este segundo tipo de relación significa que menores tasas de crecimiento del producto se asocian a niveles crecientes de déficit de cuenta corriente.

Lo anterior se puede ver rápidamente con las siguientes regresiones lineales (replicar para los distintos ciclos económicos) en donde interesa ver los signos de las pendientes y los valores del coeficiente de determinación:

Workfile: LORIA - (c:\users\alf\documents\loria.wf1)

Equation: EQ01 Workfile: LORIA::Untitled\

Range: 1970 2005 -- 36 obs
Sample: 1970 2005 -- 36 obs

Dependent Variable: CREC
Method: Least Squares
Date: 05/06/11 Time: 19:31
Sample: 1970 2005
Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.684484	0.803918	3.339249	0.0020
CC_PIB	-0.157437	0.091631	-1.718165	0.0949

R-squared	0.079890	Mean dependent var	3.645332
Adjusted R-squared	0.052828	S.D. dependent var	3.560538
S.E. of regression	3.465214	Akaike info criterion	5.377379
Sum squared resid	408.2622	Schwarz criterion	5.465352
Log likelihood	-94.79282	Hannan-Quinn criter.	5.408084
F-statistic	2.952093	Durbin-Watson stat	1.243267
Prob(F-statistic)	0.094862		

En el cuadro 2, se evalúa conjuntamente la evolución del Crecimiento (CREC) y de la cuenta corriente como porcentaje del PIB (CC_PIB), para el período 1970-2005.

Anteriormente, y luego de la devaluación de 1954 (que por cierto es la única que ha registrado efectos expansivos inmediatos) y hasta 1970 ambas variables mantuvieron desempeños prácticamente estables; esto es, altas tasas de crecimiento (6.66 %) se acompañaban de moderados déficit externos (2.24% en promedio respecto al PIB).

Con el surgimiento de las maxidevaluaciones en 1976 ambas variables iniciaron caminos muy erráticos. Destaca que la efímera fase de recuperación del crecimiento (1978-1981) se acompañó de déficits crecientes de la CC que, al combinarse con choques externos adversos, llevaron más tarde a una fase de maxidevaluaciones continuas y de estancamiento con inflación (estanflación).

La cuasifijación cambiaria (1988-1994) fue muy exitosa para bajar la inflación pero también para apreciar el tipo de cambio real que, al combinarse con el reinicio del crecimiento, llevó nuevamente a otra serie de devaluaciones entre diciembre de 1994 y fines de 1998.

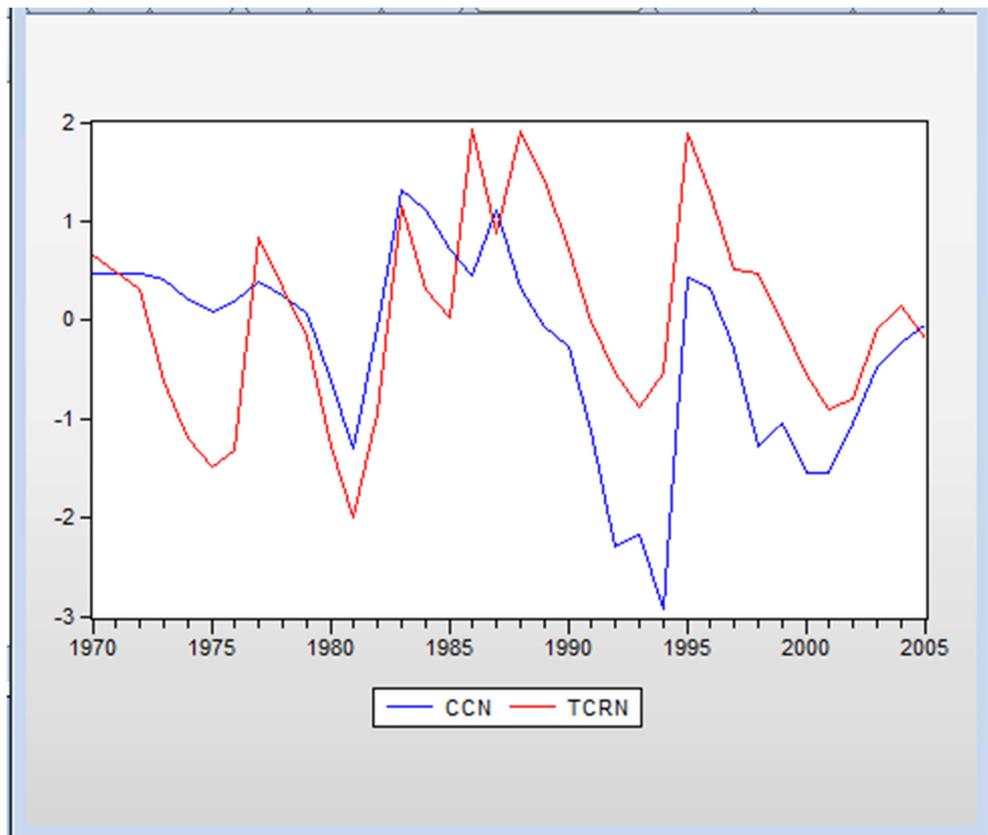
Nuestra argumentación central, que establece la importancia fundamental de tipo de cambio real en el crecimiento económico, a reserva de probarse econométricamente más adelante, se puede observar con claridad en el gráfico 3.

CUADRO 2. CRECIMIENTO Y CUENTA CORRIENTE A PIB

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Sheet	Stats	Spec
				CC_PIB	CREC	TCR	CC	LGDP	PIB
Mean				-6.103082	3.645332	1.116855	-7.447398	13.85836	1104285.
Median				-5.372058	4.075568	1.111071	-5.204561	13.85832	1043735.
Maximum				5.928302	9.351568	1.355672	5.859623	14.37867	1756206.
Minimum				-22.60475	-6.217985	0.857361	-29.66196	13.12065	499144.7
Std. Dev.				6.392275	3.560538	0.126478	8.376345	0.351283	357685.6
Skewness				-0.662216	-0.655593	0.117300	-0.819369	-0.483177	0.081702
Kurtosis				3.426870	3.419597	2.391278	3.103926	2.348364	2.082838
Jarque-Bera				2.904504	2.842904	0.638370	4.044391	2.037707	1.301832
Probability				0.234043	0.241363	0.726741	0.132365	0.361009	0.521568
Sum				-219.7110	131.2319	40.20679	-268.1063	498.9011	39754251
Sum Sq. Dev.				1430.141	443.7101	0.559885	2455.710	4.318986	4.48E+12
Observations				36	36	36	36	36	36

GRÁFICO 3. CUENTA CORRIENTE Y TIPO DE CAMBIO REAL (1970-2005)

(Series normalizadas)



De acuerdo con nuestra hipótesis central, el déficit de cuenta corriente de la economía mexicana tiene tres componentes principales que son sistemáticos: el diferencial de precios con Estados Unidos, la mayor elasticidad de ingreso de las importaciones respecto a las exportaciones (Loría, 2001) y el endeudamiento externo histórico. Hay que advertir que este último factor –por ser de carácter financiero- tiene una dinámica autorregresiva muy importante (esto es por demás obvio y se desprende del principio matemático del interés compuesto).

Con el objeto de probar con rigor nuestras argumentaciones principales estimamos un modelo anual de ajuste parcial del crecimiento económico de la economía mexicana para el período 1970-2005. Hay que advertir que no se trata de estimar un modelo de los determinantes del crecimiento, sino de probar empíricamente la hipótesis de que la restricción externa (el acceso o carencia de divisas) limita el crecimiento de largo plazo y en donde el tipo de cambio real tiene una importancia determinante.

En el texto anterior y en el siguiente trate de detectar las fases de aplicación.

En concordancia con nuestro marco conceptual, hemos definido que esas restricciones están dadas intertemporalmente por la cuenta corriente como porcentaje del PIB (CC_PIB), por el tipo de cambio real (TCR) y por una variable ficticia (DI) que captura los choques adversos en los términos de intercambio.

Veamos el orden de integración de las variables involucradas.

CUADRO 3. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS		
VARIABLES	ADF	PP
$CREC$	-4.117357	-4.135535
CC_PIB	-2.736930	-2.556955
TCR	-3.078586	-3.122966
Las pruebas se realizaron con intercepto; los valores críticos son los de Mackinnon (1996). Pruebas válidas entre el 88,5% y 99% de confianza.		

Por las pretensiones de este modelo y porque todas las series son estacionarias en niveles (es decir, son $I(0)$ por lo que la cuestión acerca de la cointegración realmente no tiene sentido) es adecuado estimar con *mínimos cuadrados ordinarios*, utilizando la especificación del *modelo uniecuacional de ajuste parcial*. Las variables ficticias o *dummies* (en este caso DI) no se evalúan en términos de su orden de integración. Sólo se incorporan en los modelos a partir de un planteamiento teórico ad hoc que el modelador justifica.

Este modelo considera que hay una corrección imperfecta que no varía en el tiempo y, en sus orígenes, fue utilizado para estimar *modelos de expectativas adaptativas*.

Consideramos que este modelo de ajuste parcial es aplicable en virtud de que los agentes económicos y el gobierno saben que la economía no puede rebasar cierto crecimiento económico asociado a límites determinados de desequilibrios de CC. Por convención, ese límite se ha establecido en el 4%. Una vez que una economía en desarrollo lo rebasa, aumenta rápidamente su tasa de riesgo país y se aproxima a una crisis de balanza de pagos. Krugman (1997) ha identificado que además de la importancia principal de mantener en orden los macro fundamentos, lo que él ha llamado crisis de segunda generación, tiene que ver con las expectativas de que éstas ocurran: *self fulfilling prophecies*.

Sea el siguiente modelo general que establece el objetivo de crecimiento de largo plazo y^* sujeto a la restricción externa arriba mencionada:

$$(1) \quad y_t^* = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t$$

Puede expresarse su versión de corto plazo y, por tanto, la medida del ajuste parcial del crecimiento en función de la restricción externa. La variación del producto de un período a otro se define por $y_t - y_{t-1}$, que en términos del valor de largo plazo o del crecimiento restringido por el parámetro δ es:

$$(2) \quad y_t - y_{t-1} = \delta(y_t^* - y_{t-1})$$

Dado que y_t^* no es directamente observable, se plantea la hipótesis de ajuste parcial que permite determinarlo por el parámetro δ a estimar. Por hipótesis, consideramos que $y_t - y_{t-1}$ es la variación necesaria para mantener el déficit de la cuenta corriente en un nivel manejable.

Resolviendo (2)

$$(3) \quad \begin{aligned} y_t &= \delta y_t^* - \delta y_{t-1} \\ y_t &= \delta y_t^* + (1 - \delta)y_{t-1} \end{aligned}$$

Incorporando el valor de (1) en (3)

$$(4) \quad \begin{aligned} y_t &= \delta(\beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t) - \delta y_{t-1} \\ y_t &= \delta\beta_0 + \delta\beta_1 x_t + (1 - \delta)y_{t-1} + \delta\mu_t \end{aligned}$$

Que es la función de ajuste parcial del producto en el corto plazo.

Los resultados obtenidos por la estimación se presentan en el Cuadro 4. Los mismos corroboran nuestra hipótesis central. Demuestran el fuerte efecto contractivo de impacto sobre el crecimiento del producto de las devaluaciones reales (determinado por el alto valor de TCR) y su efecto expansivo en el largo plazo $dTCR(-1)$ que valida el cumplimiento de la *condición de Marshall-Lerner*. Con excepción la variable $CREC$, que expresa tasas de crecimiento anuales, las demás están en niveles. La letra d que antecede a TCR y CC_PIB simboliza la primera diferencia.

Como era de esperarse, los choques adversos en los términos de intercambio DI afectan de manera negativa el crecimiento económico y, finalmente, la variación intertemporal de CC_PIB corrobora nuestra hipótesis principal que indica el efecto negativo del aumento del desequilibrio externo sobre el crecimiento económico del largo plazo. La bondad del ajuste es bastante aceptable, aunque presenta algunos *outliers* durante el período de estabilización y reforma económica que se experimentó entre 1985 y la primera mitad de los '90 (Gráfico 4).

Las pruebas de diagnóstico respectivas no reportan problemas de especificación incorrecta:

JB, LM, WHITE, RESET(1).

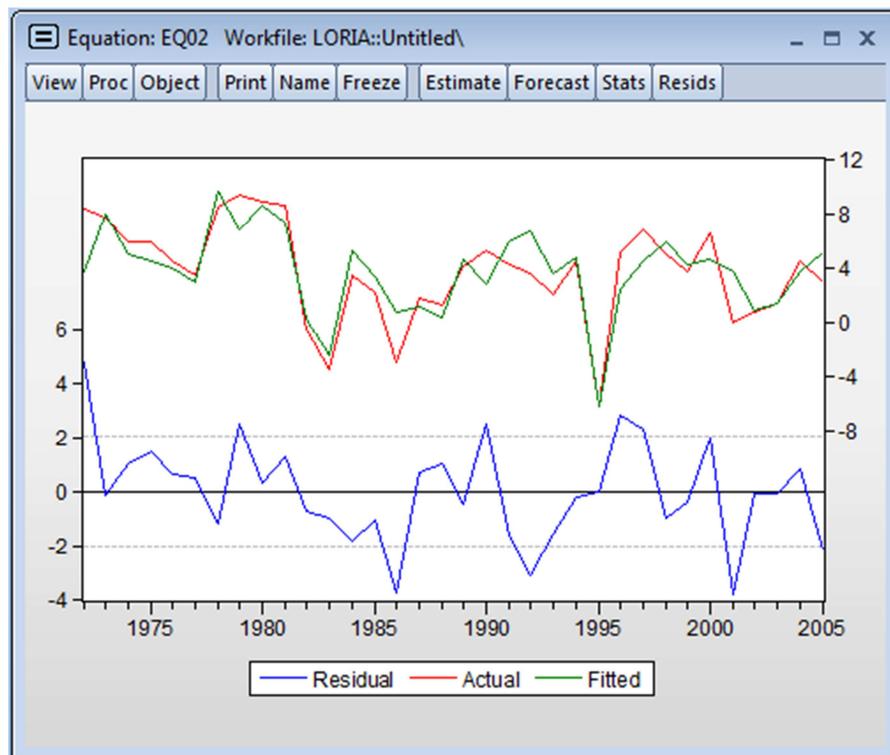
CUADRO 4. RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN

Equation: EQ02 Workfile: LORIA::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: CREC									
Method: Least Squares									
Date: 05/07/11 Time: 16:59									
Sample (adjusted): 1972 2005									
Included observations: 34 after adjustments									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	14.19010	4.801723	2.955211	0.0063					
D(CC_PIB)	-0.427484	0.068800	-6.213404	0.0000					
CREC(-1)	0.650974	0.162273	4.011608	0.0004					
TCR	-11.15318	4.055679	-2.750015	0.0103					
D(TCR(-1))	20.05257	4.461106	4.494978	0.0001					
D1	-2.314379	1.242610	-1.862514	0.0731					
R-squared	0.733123	Mean dependent var	3.711362						
Adjusted R-squared	0.685466	S.D. dependent var	3.636531						
S.E. of regression	2.039486	Akaike info criterion	4.422058						
Sum squared resid	116.4661	Schwarz criterion	4.691416						
Log likelihood	-69.17499	Hannan-Quinn criter.	4.513917						
F-statistic	15.38345	Durbin-Watson stat	1.689091						
Prob(F-statistic)	0.000000								

JB=0,0597; LM(2)=0,8898; WHITE=0,8769, RESET(1)=0,4955

GRÁFICO 4. MODELO DE AJUSTE PARCIAL

Bondad de ajuste



Asimismo, y tal como ocurre al estimar una función en la que todas las variables son estacionarias, los residuos necesariamente también lo son.

CUADRO 5. RESIDUOS DEL MODELO DE AJUSTE PARCIAL		
Pruebas de raíces unitarias		
RESIDUOS	ADF	PP
<i>RESIDCREC</i>	-5.825922	-5.823839
Las pruebas se realizaron con intercepto; los valores críticos son los de Mackinnon (1996). Pruebas válidas al 99% de confianza.		

El coeficiente de ajuste $\delta = 1 - 0,650974 = 0,349026$, significa que en promedio, y para el largo plazo, ha existido una diferencia del 34,9% entre la tasa de crecimiento deseada $CREC^*$ y la observada $CREC$.

La ecuación de largo plazo se obtiene de dividir los parámetros de la estimación anterior entre δ .

Ya se ha planteado la importancia de la especificación correcta en las estimaciones. Por ello, además de las pruebas anteriores, es necesario probar la *exogeneidad débil*. Lo hacemos a través del procedimiento *de lo general a lo específico* y de esta manera también pretendemos evitar la exclusión de variables relevantes en el modelo. De igual forma, y en el sentido de la *crítica de Lucas*, es importante que nuestro modelo condicional sea invariante ante los cambios de la distribución marginal; esto es, que el modelo no presente cambios estructurales.

Como ya se analizó, la *exogeneidad fuerte* está estrechamente relacionada con la *causalidad de Granger* y con el cumplimiento de la *exogeneidad débil*.

El aspecto central consiste en probar que el proceso marginal no contiene información útil para la estimación del modelo condicional; esto es, que la inferencia de éste puede ser realizada eficientemente sólo a partir de esas variables. De acuerdo con Charemza y Deadman (1999), la *exogeneidad débil* también puede plantearse de esta otra manera:

"la variable Z_t es débilmente exógena para los parámetros de interés ψ , si el conocimiento de ψ no es requerido para la inferencia sobre el proceso marginal de Z_t ".

Con fines didácticos y siguiendo la metodología expuesta por Charemza y Deadman, partimos del *modelo condicional*, que es el modelo de ajuste parcial del PIB de México para el periodo 1970-2005.

$$CREC_t = \beta_0 + \beta_1 d(CC_PIB_t) + \beta_2 CREC_{t-1} + \beta_3 TCR_t + \beta_4 D(TCR_{t-1}) + \beta_5 d(D_1) + \mu_t$$

Siguiendo la estrategia progresiva de Hendry, generamos tres modelos marginales para CC_PIB , TCR y DI , con lo cual buscamos probar la *exogeneidad débil* de esas variables respecto a $CREC_t$.

Siguiendo con este procedimiento, reespecificamos el VAR hasta lograr un modelo estadísticamente significativo, que fue un VAR (2, 1, 3, 2).

A manera de ejemplo, se muestra el VAR generado para determinar la *exogeneidad débil* de CC_PIB respecto a $CREC_t$. El mismo VAR se empleó para el resto de las variables sustituyendo respectivamente a la endógena.

CUADRO 6. PRUEBA DE EXOGENEIDAD DÉBIL

Dependent Variable: D(CC_PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/07/11 Time: 20:19				
Sample (adjusted): 1974 2005				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.247476	0.523413	-0.472813	0.6415
D(CC_PIB(-1))	-0.054073	0.219398	-0.246462	0.8078
D(TCR)	5.876533	9.425314	0.623484	0.5400
D(TCR(-1))	40.24088	7.998230	5.031223	0.0001
D(TCR(-2))	7.165259	11.93988	0.600111	0.5552
D(TCR(-3))	-15.62519	7.383902	-2.116116	0.0471
D(D1)	-0.459347	2.047166	-0.224382	0.8247
D(D1(-1))	2.836711	1.818622	1.559813	0.1345
D(D1(-2))	0.824037	1.750490	0.470746	0.6429
D(CREC)	-1.194942	0.292910	-4.079552	0.0006
D(CREC(-1))	-0.004056	0.418113	-0.009701	0.9924
D(CREC(-2))	0.022759	0.260022	0.087528	0.9311
R-squared	0.833861	Mean dependent var	-0.010381	
Adjusted R-squared	0.742485	S.D. dependent var	5.802640	
S.E. of regression	2.944605	Akaike info criterion	5.277823	
Sum squared resid	173.4140	Schwarz criterion	5.827474	
Log likelihood	-72.44517	Hannan-Quinn criter.	5.460017	
F-statistic	9.125565	Durbin-Watson stat	2.175662	
Prob(F-statistic)	0.000014			

Como se observa, para el primer caso particular, la variable *CREC* no es estadísticamente significativa para explicar a *CC_PIB*; a través de las pruebas conjuntas *F* y χ^2 se comprobó que los coeficientes de los rezagos de *CREC* no contienen información que explique a *CC_PIB*. El mismo procedimiento se aplicó para la elaboración de los demás modelos marginales para el resto de variables y se concluyó que existe *exogeneidad débil* de cada variable y también en forma conjunta en el sentido expresado en nuestra ecuación básica de crecimiento económico restringido o de ajuste parcial, tal como se muestra en el cuadro siguiente.

CUADRO 7. EXOGENEIDAD DÉBIL DEL MODELO DE AJUSTE PARCIAL

TEST	<i>CC_PIB</i>	<i>TCR</i>	<i>DI</i>
F-statistic (2,20)	0.005343 (0.9947)	0.415072 (0.6659)	1.426253 (0.2636)
Chi-square (2)	0.010687 (0.9947)	0.830145 (0.6603)	2.852507 (0.2402)

Estos resultados se obtienen de hacer las regresiones indicadas anteriormente y hacer las pruebas conjuntas de significancia estadística de Wald.

Un modelo robusto requiere también probar *exogeneidad fuerte*, lo que permite hacer pronóstico y definir políticas económicas pertinentes. Para tal propósito, aplicamos la *prueba de causalidad de Granger* para todas las variables involucradas y encontramos que *CC_PIB* y *TCR* contienen información relevante que precede a las observaciones de *CREC*, lo que quiere decir que estas dos variables son exógenamente fuertes respecto al PIB, con lo cual probamos la hipótesis central de nuestro análisis.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/07/11 Time: 21:33

Sample: 1970 2005

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
TCR does not Granger Cause CC_PIB	34	5.50140	0.0094
CC_PIB does not Granger Cause TCR		0.16195	0.8512

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
TCR does not Granger Cause CC_PIB	33	4.52316	0.0111
CC_PIB does not Granger Cause TCR		0.11669	0.9495

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
TCR does not Granger Cause CC_PIB	32	3.08590	0.0359
CC_PIB does not Granger Cause TCR		0.31196	0.8670

La prueba debe leerse de la manera siguiente. La hipótesis nula (H_0) plantea que no existe causalidad en el sentido de Granger de *TCR* hacia *CC_PIB*. El hecho de obtener valores probabilísticos inferiores a 95% de confianza (0.05 de significación) nos hace rechazar esta hipótesis, conduciéndonos entonces a aceptar la hipótesis alternativa de que sí existe causalidad en el sentido de Granger de *TCR* hacia *CC_PIB* hasta por 4 rezagos. No se encontró evidencia de causalidad de Granger en el sentido inverso.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/07/11 Time: 21:38

Sample: 1970 2005

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CREC does not Granger Cause CC_PIB	34	0.49849	0.6126
CC_PIB does not Granger Cause CREC		3.69656	0.0372

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/07/11 Time: 21:40

Sample: 1970 2005

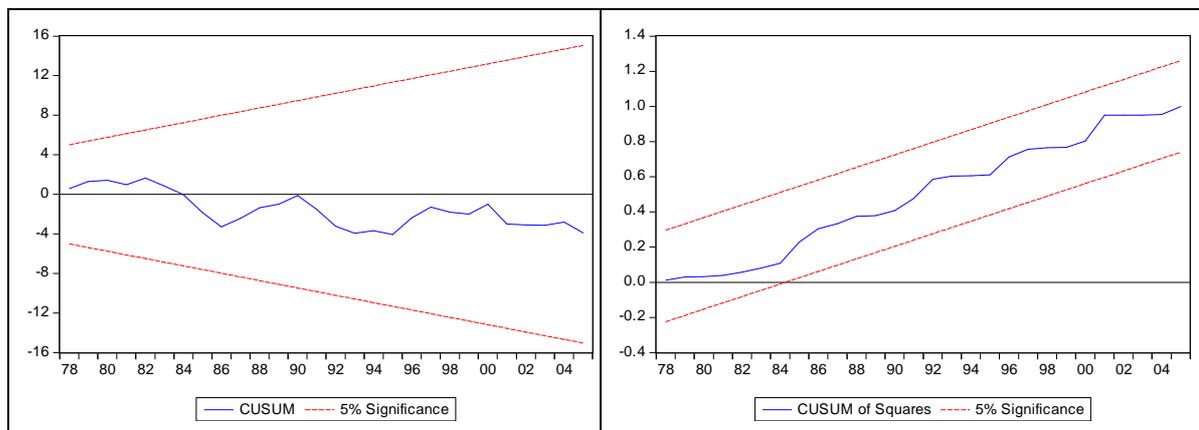
Lags: 2

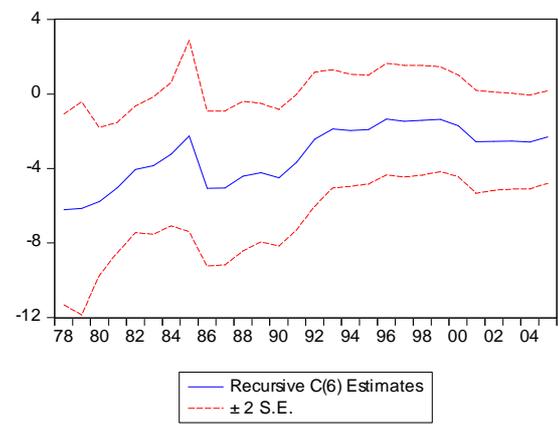
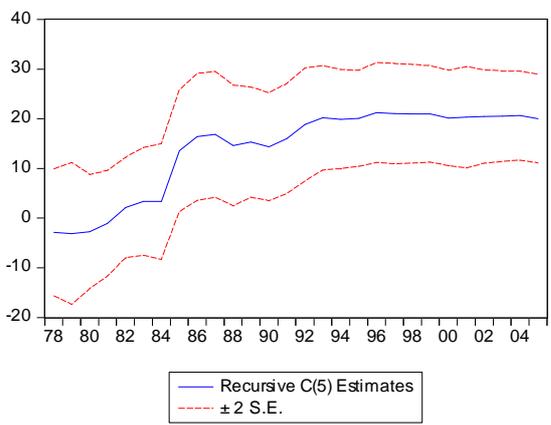
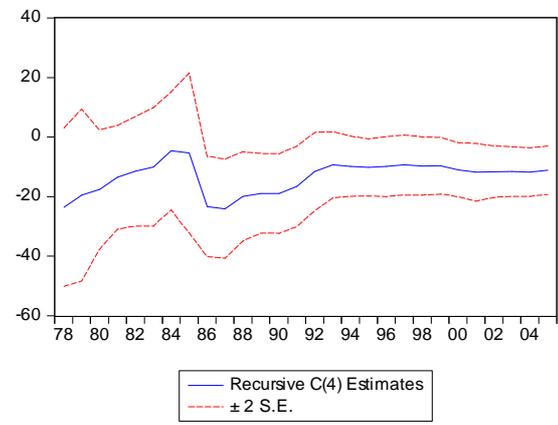
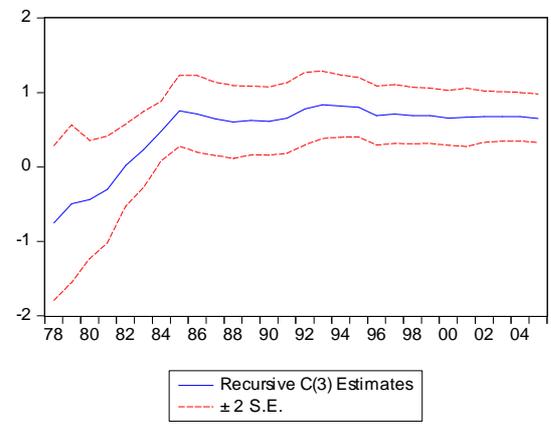
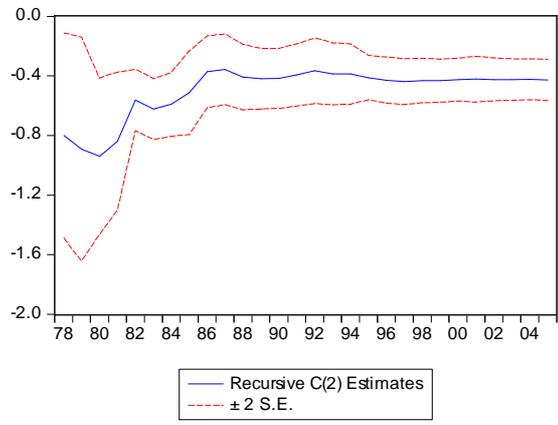
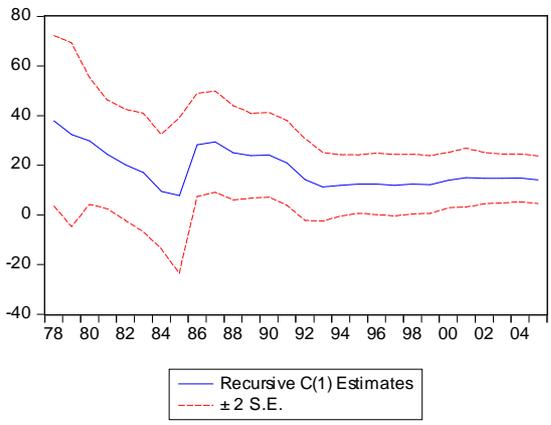
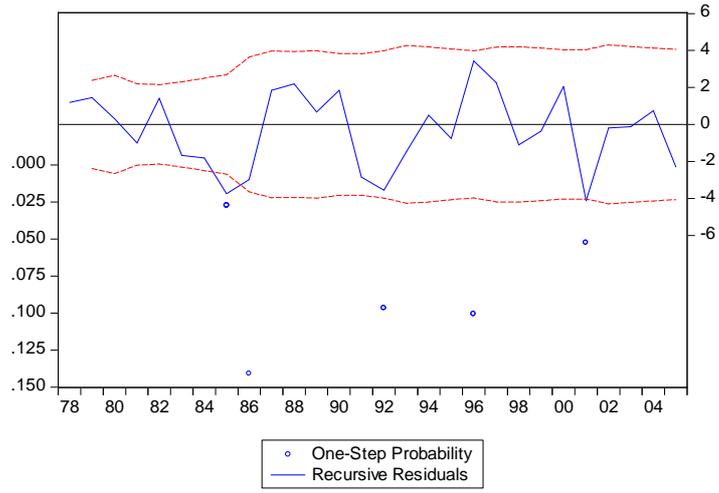
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CREC does not Granger Cause TCR	34	2.98647	0.0662
TCR does not Granger Cause CREC		4.78814	0.0160

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CREC does not Granger Cause TCR	33	3.67959	0.0248
TCR does not Granger Cause CREC		5.65539	0.0040

Por último, los siguientes gráficos presentan las pruebas de estabilidad del modelo, que permiten confirmar que la parte condicional es invariante a la marginal, por lo que no aplica la *crítica de Lucas*.





CASO DE ESTUDIO 2

RAICES UNITARIAS

Como hemos mencionado en capítulos anteriores, la tradición econométrica de la *Comisión Cowles* se basaba principalmente en ajustar regresiones lineales a partir de argumentos provenientes de la teoría económica, despreciando en gran medida el análisis estadístico riguroso. De esta forma, era recurrente regresionar variables que aunque tuvieran justificación teórica, en la práctica estaban poco relacionadas.

Para obtener resultados estadísticos (generalmente centrados en R^2 altos y estadísticos t significativos) que corroboraran los argumentos teóricos, con frecuencia se incurría en el minado de datos (*data mining*) y en regresiones espurias.

Esta práctica fue criticada en los años 20 y 40 del siglo XX con los trabajos seminales de Yule y Haavelmo, pero no fue sino hasta la década de 1970 cuando comenzó a generarse un consenso en la disciplina sobre los problemas de espuriedad a que fácilmente conducía esta práctica.

Tiempo más tarde, y a la luz del seminal artículo de Nelson y Plosser (1982), se comenzó a analizar con mucho cuidado las propiedades estadísticas de las series macroeconómicas temporales, particularmente sus componentes cíclico y de tendencia, en virtud de que contenían mucha información relacionada con teoría y política económicas.

La aceptación de que la gran mayoría de estas variables seguían un camino aleatorio abrió el análisis en torno a la naturaleza de la no estacionariedad (recordemos que las características principales de una serie estacionaria son que sus momentos de distribución, principalmente media y varianza, sean invariantes en el tiempo y que su covarianza depende únicamente de los rezagos o de la distancia de las observaciones).

Estos autores detectan que había algunas variables (como la tasa de desempleo) que mostraban fluctuaciones en torno a una tendencia conocida (determinística); mientras que muchas otras, como el PIB, los índices de precios, los salarios y los agregados monetarios seguían un proceso estrictamente aleatorio, por lo que no podría aceptarse que siguieran una trayectoria predeterminada o pronosticable.

Estos hallazgos fueron cruciales para el campo de la econometría, pero aún más para la teoría y la política económicas. En lo que toca a la teoría, porque de la naturaleza de la evolución de las variables se desprenden las explicaciones de los ciclos económicos; y en lo que respecta a la segunda, para identificar el papel de las acciones de las autoridades y su eficiencia.

Por ejemplo, si encontramos que una variable tiene pequeñas fluctuaciones alrededor de una tendencia determinística, sabemos entonces que esa variable -tarde o temprano- regresará a esa trayectoria o fluctuará persistente y suavemente en torno a ella. En tal caso, la política económica sería ineficiente si quisiera ubicarla en otra trayectoria. Pero si -por el contrario- se diagnostica que una serie de tiempo tiene una trayectoria impredecible (esto es, que sigue una caminata aleatoria), será entonces imposible decir algo en relación con su evolución futura y menos aún pretender actuar sobre ella a través de la política económica, debido a que su dinámica temporal estará determinada por los choques pasados y futuros que sufra y nunca regresará a ningún sendero o trayectoria de equilibrio.

Al hacer el análisis individual de cada variable será necesario conocer su orden de integración o -dicho de otro modo- tipo de trayectoria para saber más sobre ella en los términos referidos y, de esta manera, conocer la transformación algebraica adecuada para hacerla estacionaria.

Una variable que tiene tendencia determinística se transformará en estacionaria al dividirla por su tendencia. Con ello habremos eliminado el componente secular o de crecimiento y tan sólo quedarán los componentes cíclicos (estacionales y los estrictamente aleatorios). Pero cuando estamos frente a una variable estrictamente aleatoria (caminata aleatoria), para conseguir ese objetivo será necesario diferenciarla.

Como se ve con facilidad, el hecho de conocer la naturaleza de cada variable individual es un asunto complejo y adquiere aún mayores proporciones cuando se trata simultáneamente a un conjunto de variables en una regresión. Probablemente, el método ideal para tratar con la no estacionariedad consiste en involucrar series que tengan el mismo comportamiento. Esto puede asociarse a lo que más recientemente se conoce como definición de ecuaciones balanceadas, que todas las variables participantes son del mismo orden de integración. De hecho, éste es el principio de cointegración definido inicialmente por Granger y luego por Johansen.

La econometría contemporánea considera de suma importancia este aspecto y trata de que al regresionar un conjunto de variables, que pretende ser la mejor aproximación al proceso generador de un proceso estocástico, se obtenga una combinación lineal que genere un vector cointegrador que necesariamente seguirá un proceso estacionario. De esta manera, en principio, se habrá obtenido una combinación adecuada que comprenda las características aleatorias de las variables involucradas y replique adecuadamente a la variable de interés.

Por otro lado, el hecho de regresionar un conjunto de variables $I(1)$ no exige de entrada diferenciarlas para encontrar una relación cointegrada. Es muy probable que su combinación lineal lo consiga.

Por todo lo dicho, antes de realizar cualquier conjetura acerca de una serie temporal o de hacer alguna estimación, resulta indispensable conocer su orden de integración.

Por los propósitos de esta sección, presentaremos a continuación las pruebas estadísticas más comunes y convencionales para detectar estacionariedad en una serie de tiempo. Hay dos grupos de pruebas. El primero es más intuitivo y visual, y consiste en construir un correlograma a partir de la estimación de los coeficientes de autocorrelación muestral.

El segundo grupo de pruebas consiste en correr regresiones con diversas restricciones. De hecho, estas pruebas han proliferado en los últimos años a partir del cuestionamiento que se hace sobre su capacidad de detección de raíces unitarias.

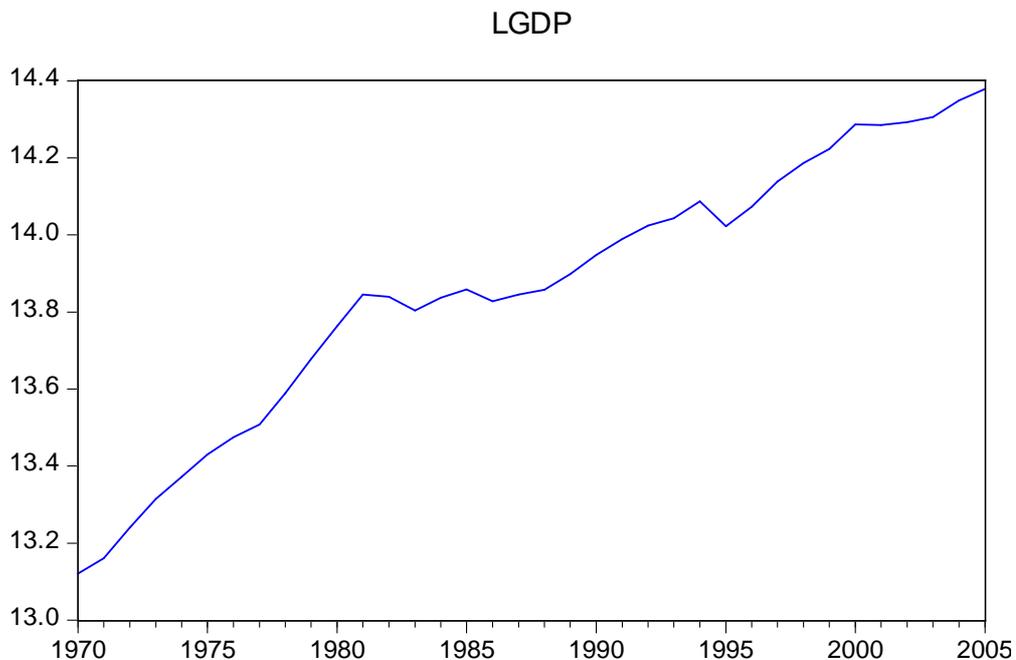
Con la finalidad de ejemplificar los argumentos antes mencionados, a continuación realizamos un ejercicio con datos reales de la economía mexicana para el periodo 1970 - 2005.

En el gráfico 7 salta a la vista que la serie anual del PIB de México crece en el tiempo, lo que de entrada sugeriría que se trata de una serie no estacionaria.

Con la pretensión de hacer una primera averiguación más rigurosa graficamos una línea de tendencia temporal que resulta de la siguiente regresión: $LS \text{ LGDP C } @trend$ y cuyos resultados son:

Dependent Variable: LGDP
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/11 Time: 01:00
 Sample: 1970 2005
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.28987	0.026214	506.9832	0.0000
@TREND	0.032485	0.001288	25.22017	0.0000
R-squared	0.949258	Mean dependent var		13.85836
Adjusted R-squared	0.947766	S.D. dependent var		0.351283
S.E. of regression	0.080285	Akaike info criterion		-2.152512
Sum squared resid	0.219154	Schwarz criterion		-2.064539
Log likelihood	40.74522	Hannan-Quinn criter.		-2.121807
F-statistic	636.0568	Durbin-Watson stat		0.192232
Prob(F-statistic)	0.000000			



El hecho de que haya fuerte correlación serial no debe preocuparnos dado que no estamos tratando de explicar la variable, sino tan sólo tratamos de demostrar que crece en el tiempo.

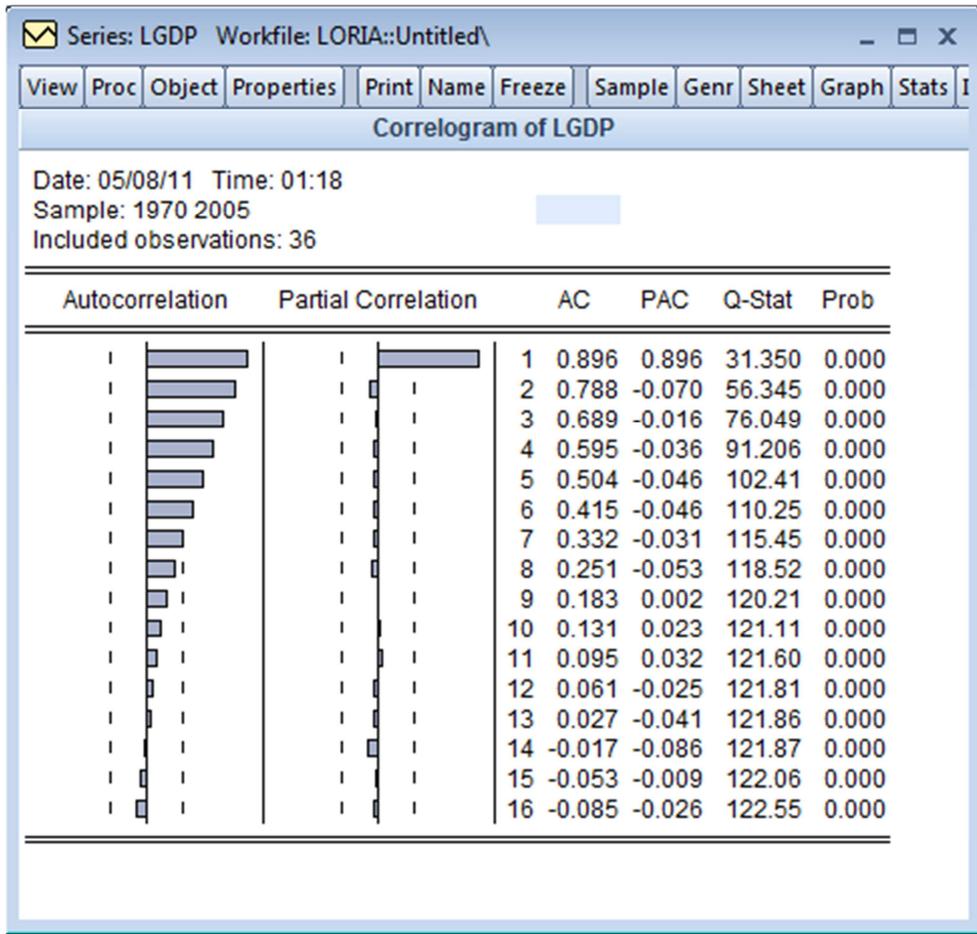
A simple vista es posible afirmar que para el periodo de análisis el PIB de México evoluciona positivamente en el tiempo, pero en este momento no podemos afirmar que lo haga de manera cíclica en torno a una tendencia determinística, aunque pareciera lo contrario.

Comencemos con la aplicación de los dos grupos de técnicas de diagnóstico para confirmar que, en efecto, estamos en presencia de una serie $I(1)$.

La técnica del correlograma resulta de seleccionar en la barra de comandos las siguientes instrucciones: Show, View, Correlogram.

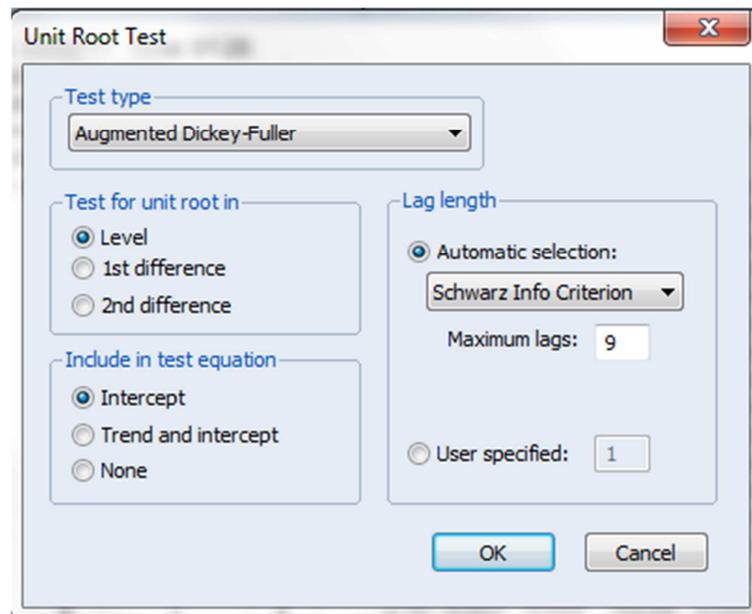
Aparecerán entonces los coeficientes de auto correlación (AC) y de correlación (PAC), además del estadístico Q de Lung-Box y su probabilidad. Una serie no estacionaria se caracteriza por presentar, al principio, un alto coeficiente de autocorrelación, que tiende a disminuir paulatinamente a medida que aumentan los rezagos.

La serie que representa al coeficiente de autocorrelación en el Gráfico 8 no permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.



El segundo grupo de estadísticos para probar estacionariedad es más riguroso y se basa en la inferencia estadística; fueron propuestos por primera vez en 1979 por Dickey y Fuller y, desde entonces, han crecido en número y en complejidad en su pretensión por alcanzar mayor poder de detección, desplazando a la prueba DF. La proliferación de pruebas ha llegado a tal grado que algunos econométricos consideran que la agenda en este rubro de investigación ya está concluida.

Al igual que en el ejercicio anterior, partimos de desplegar la serie del PIB y elegir en el submenú: *Show, Unit Root Test*. Aparecerá entonces un nuevo menú, en el cual se encuentra la opción *Test type* que permite elegir las diversas pruebas de diagnóstico disponibles en el programa.



A cada una de las pruebas le corresponden diversas especificaciones, tal como se muestra en el submenú Include in test equation.

Se debe considerar que, al igual que otras pruebas, los resultados son muy sensibles a la especificación, incluyendo -por supuesto- la selección de rezagos, la que se puede hacer automática o manualmente. Al utilizar la selección automática sólo se elige un criterio de información, mientras que al hacerlo de manera manual se pueden combinar varios criterios para mejorar la evaluación (como por ejemplo Akaike; Schwartz; Hannan-Quinn; y Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn modificados).

Procedemos manualmente y comenzamos con seis rezagos. Este procedimiento se debe repetir en cada uno de los modelos. Se deberá elegir aquel que: a) minimice los criterios de información ya señalados: b) obtenga parámetros significativos, y c) no incurra en heteroscedasticidad ni en autocorrelación.

En el caso de las pruebas *ADF*, *DF-GLS* y *PP* se utilizan los valores críticos de Mackinnon (1996). La hipótesis nula (H_0) propone que la serie tiene raíz unitaria. La prueba de hipótesis se hace con el valor de la t estadística. Si ésta está por debajo del valor crítico, se acepta H_0 . Este resultado se confirma un poco más intuitivamente al observar que la probabilidad de la prueba sea mayor al 95% de confianza, lo cual se advierte en el valor de la probabilidad (Prob), que debe ser mayor a 0.05.

En las siguientes tres ventanas se puede observar que con sendas pruebas se acepta la hipótesis nula o, expresado en lenguaje econométrico, no se puede rechazar H_0 .

Null Hypothesis: LGDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.458350	0.1340
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LGDP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.458350	0.1340
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001007
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001007

Veamos por último la prueba KPSS, que es una de las más modernas y poderosas y quizá por lo mismo se ha vuelto muy popular. A diferencia de las pruebas anteriores, propone como hipótesis nula que la variable es estacionaria. Se rechazará la hipótesis nula cuando la t estadística esté por encima de los valores críticos de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992).

Null Hypothesis: LGDP is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.698837
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Ha quedado de manifiesto que las dos técnicas son coincidentes en la detección de la no estacionariedad del PIB de México.

El siguiente paso consiste en saber si LGDP es $I(1)$ o $I(2)$, lo que resulta de realizar las pruebas anteriores especificando a nuestra variable en primera diferencia.

Null Hypothesis: D(LGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.052261	0.0035
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

Null Hypothesis: D(LGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.053711	0.0035
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LGDP) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.318767
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

EJERCICIO 2

Realizar el ejercicio con el PIB TRIMESTRAL de Argentina.

Compruebe el siguiente procedimiento: “Usamos primero la técnica del correlograma, que indica la ausencia de un patrón sistemático (decreciente) de AC. Sin embargo, en las primeras observaciones los coeficientes de correlación parcial salen de las bandas de significancia estadística, lo cual nos estaría indicando que aun cuando la serie ha dejado de ser $I(1)$ presenta un comportamiento periódico. Al desestacionalizarla aplicando el método de medias móviles, este comportamiento se corrige notablemente. Por un lado se reduce aún más AC y ahora los coeficientes de correlación parcial quedan dentro de las bandas de significancia. Este resultado estaría indicando que por cuestiones propias de la economía argentina la serie trimestral del PIB contiene una estacionalidad importante. Se debe tener cuidado de no confundir este término con el de estacionariedad”.

Este método puede ser utilizado directamente con el programa Eviews a partir del siguiente procedimiento: *Show, Procs y Seasonal Adjustment y Moving Average Methods.*

Los **Acuerdos de Bretton Woods** son las resoluciones de la *conferencia monetaria y Financiera de las Naciones Unidas*, realizada en el complejo hotelero de Bretton Woods, (Nueva Hampshire), entre el 1 y el 22 de julio de 1944, donde se establecieron las reglas para las relaciones comerciales y financieras entre los países más industrializados del mundo. En él se decidió la creación del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional y el uso del dólar como moneda internacional. Estas organizaciones se volvieron operativas en 1946. Bretton Woods trató de poner fin al proteccionismo del período 1914-1945, que se inicia en 1914 con la Primera Guerra Mundial. Se consideraba que para llegar a la paz tenía que existir una política librecambista, donde se establecerían las relaciones con el exterior.

El sistema comenzó a tambalearse durante la Guerra de Vietnam, cuando Estados Unidos enviaba al exterior miles de millones de dólares para financiar la guerra. Además, en 1971 el país tuvo un déficit comercial por primera vez en el siglo XX. Los países europeos comenzaron a cambiar los dólares sobrevalorados por marcos alemanes y por oro. Así, Francia y Gran Bretaña demandaron a EE.UU. la conversión de sus excedentes de dólares en oro. Por tanto, las reservas de Fort Knox, donde está depositado el oro de Estados Unidos, se contrajeron. Como respuesta, el presidente Richard Nixon impidió las conversiones del dólar y lo devaluó (para hacer que las exportaciones estadounidenses fuesen más baratas y aliviar el desequilibrio comercial). Asimismo, Nixon impuso un arancel temporal de 10% y tuvo éxito en forzar a estos países a revalorizar su moneda, pero no en crear un nuevo sistema de tipos cambiarios estables. De hecho, el valor de las monedas empezó a fluctuar.

Bibliografía

- Loría, Eduardo. (2007). *Econometría con Aplicaciones*. Editorial Pearson-Prentice Hall. México.
- Otero, José M. (1993). *Econometría, Series Temporales y Predicción*. Editorial AC. Madrid.