

EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRÍA EN ECONOMÍA

RELACIÓN Y CONVERGENCIA ENTRE LAS ECONOMÍAS DE MÉXICO Y EUA

LUIS TORRES CARDONA

PROMOCIÓN 2005-2007

DIRECTOR DE TESIS

DR. JOSÉ ANTONIO ROMERO TELLAECHÉ

JUNIO, 2007

E pur si muove !
Galileo

El presente trabajo encuentra su motivación, y se basa importantemente en trabajos de José Romero y Alicia Puyana.

Hago patente mi agradecimiento a José Romero por su inspiración, guía y apoyo en la realización de este trabajo.

RESUMEN

Este trabajo primero analiza lo que ha significado para México esa mayor vinculación de su economía con la de EUA a partir de la apertura comercial y del TLCAN en términos de crecimiento. Para ese fin se analiza la relación entre el PIB mexicano y de EUA para el período 1946-1982 con datos anuales y para el período 1988-2006 con datos trimestrales. Esta primera parte pretende contrastar la relación existente entre las dos economías durante estos dos períodos y mostrar lo que ha significado esta relación en términos de dinamismo de nuestra economía. En un segundo tiempo discutiremos acerca del nivel de convergencia en ingreso por habitante entre México y EUA. Para finalmente realizar una interpretación de orden económico.

ÍNDICE GENERAL

| | |
|---|-----------|
| I. INTRODUCCIÓN | 5 |
| II. RELACIÓN ENTRE LAS ECONOMÍAS DE MÉXICO Y EUA | 8 |
| A) Series de Tiempo Cointegradas | 8 |
| B) La base de datos | 9 |
| C) Aplicación del concepto de cointegración a las series del PIB de México y EUA | 9 |
| D) Parte analítica, el Modelo de Corrección de Errores | 11 |
| E) Aplicación Empírica del Modelo de Corrección de Errores | 15 |
| III) CONVERGENCIA ENTRE LAS ECONOMÍAS DE MÉXICO Y EUA: CONCEPTOS TEORICOS | 17 |
| A) Introducción | 17 |
| B) Definiciones de convergencia | 18 |
| IV) TEORÍA ECONOMETRICA, EL MÉTODO DE JOHANSEN | 19 |
| A) El método de Johansen para estimar vectores de cointegración en sistemas de vectores autorregresivos. Antecedentes teóricos | 19 |
| B) La estimación de máxima verosimilitud | 21 |
| 1) El Modelo | 21 |
| 2) La prueba de rango | 24 |
| 3) Selección de modelos | 25 |
| C) Aplicación Empírica del Modelo de Johansen | 26 |
| 1. Prueba de Cointegración para el periodo 1936 2006 | 26 |
| 2. Prueba de Cointegración para el periodo 1936 1982 | 28 |
| 3. Prueba de Cointegración para el periodo 1989.1 2006.4 | 30 |
| V) INTERPRETACIÓN ECONÓMICA DE LOS RESULTADOS | 32 |
| APÉNDICE | 35 |
| BIBLIOGRAFÍA | 47 |
| INDICE DE CUADROS TABLAS Y GRÁFICAS | 48 |

I. INTRODUCCIÓN

A partir del 1º de diciembre de 1982 la Administración de Miguel de la Madrid, gradualmente abandonó la estrategia de industrialización adoptada desde 1940 e inició la ruta de la liberalización¹ de la economía que será total en 2008, por virtud de los compromisos adquiridos en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, TLCAN. El papel del Estado como promotor del desarrollo fue abandonado. Se vendió al capital privado la mayor parte de las empresas públicas, se desregularon muchos aspectos de la vida económica como los transportes y las instituciones financieras y se contrajo de manera drástica la inversión pública. El proceso de cambio incluyó la apertura del país a los mercados de capitales.

Los resultados de las reformas al régimen de comercio exterior no se hicieron esperar, fueron aparentemente sorprendentes. En efecto, entre 1983 y 2005 las exportaciones crecieron a una tasa anual promedio de 9.3%; cerca de 3.4% puntos porcentuales por encima de las registradas en el período 1940-1982. Este resultado fue alcanzado a pesar del retroceso de las exportaciones petroleras durante el período 1983-2005. Este rápido crecimiento del comercio se ilustra en el avance de las exportaciones y las importaciones como porcentaje del PIB nacional, las que indican también el grado de apertura de la economía nacional, véase Cuadro 1.1. Por su avance en el mercado estadounidense el proceso de liberación comercial mexicano solía ser catalogado como de milagro exportador. No obstante, estos resultados son menos espectaculares de lo que generalmente se cree².

Dentro de las exportaciones totales las exportaciones manufactureras fueron el factor más dinámico del comercio. De 1982 al 2005, éstas crecieron a una tasa anual de 13.8%, 6.8 puntos porcentuales más que en el período 1940-1982. Las ventas externas agropecuarias crecieron a una tasa anual de 6.2%, casi cuatro puntos por arriba de lo registrado en el período 1940-1982.

Con tan diferentes ritmos de expansión de las varias clases de bienes exportados la composición de exportaciones se transformó. Las exportaciones mineras (básicamente petróleo crudo) que en 1981, representaban el 74.1% del total de exportaciones, para el año 2003 se habían reducido al 25.5%. En contraste, las exportaciones del sector manufacturero pasaron del 22.3% del total en 1981 a casi el 80 %, en el año 2005, véase Cuadro 1.2.

¹ Entre 1983 y 1984 las autoridades mexicanas comenzaron a dismantlar el sistema de protección a la industria, durante esos dos años 16.5% de las importaciones fue excluido del requisito de permisos previos de importación y el arancel promedio se redujo a 22%. El 22 de abril de 1985 se firmó el “Entendimiento entre los EUA y México Sobre Subsidios y Derechos Compensatorios” y el 24 de Julio de 1985 México formalizó su entrada al GATT. En ese año las importaciones que no requerían permiso previo de importación alcanzó la cifra de 69.1%. En 1993 México firmó el TLCAN, y desde entonces México ha firmado numerosos acuerdos comerciales incluidos uno con la Unión Europea y otro con Japón.

² Decimos que los resultados son menos espectaculares porque las exportaciones netas (exportaciones menos importaciones de insumos necesarias para producirlas) son mucho menores que las exportaciones brutas y porque las exportaciones netas no han crecido tanto.

Cuadro 1.1

EXPORTACIONES E IMPORTACIONES COMO PORCENTAJE DEL PIB

| Año | Exportaciones Totales | Exportaciones Maquila | Exportaciones No-Maquila | Importaciones Totales | Importaciones Maquila | Importaciones No- Maquila | Exp-Imp Maquila |
|------|-----------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|-----------------|
| 1980 | 7.36 | 1.03 | 6.33 | 8.95 | 0.74 | 8.21 | 0.29 |
| 1981 | 7.88 | 1.08 | 6.80 | 9.53 | 0.78 | 8.74 | 0.30 |
| 1982 | 17.77 | 2.09 | 15.68 | 11.98 | 4.91 | 7.07 | - 2.82 |
| 1983 | 18.61 | 2.61 | 16.00 | 7.41 | 1.77 | 5.64 | 0.84 |
| 1984 | 16.76 | 2.82 | 13.94 | 8.26 | 1.95 | 6.32 | 0.87 |
| 1985 | 18.04 | 3.43 | 14.61 | 11.75 | 2.45 | 9.30 | 0.98 |
| 1990 | 15.50 | 5.30 | 10.20 | 15.80 | 3.90 | 11.90 | 1.40 |
| 1995 | 26.80 | 10.50 | 16.30 | 24.30 | 8.80 | 15.50 | 1.70 |
| 2000 | 28.57 | 13.67 | 14.90 | 30.01 | 10.61 | 19.39 | 3.05 |
| 2001 | 25.52 | 12.36 | 13.17 | 27.07 | 9.26 | 17.81 | 3.10 |
| 2002 | 24.81 | 12.03 | 12.78 | 25.99 | 9.14 | 16.85 | 2.90 |
| 2003 | 25.78 | 12.12 | 13.66 | 26.69 | 9.24 | 17.45 | 2.88 |
| 2004 | 27.50 | 12.85 | 14.80 | 28.80 | 9.90 | 18.90 | 2.95 |
| 2005 | 27.79 | 12.70 | 15.20 | 28.80 | 9.80 | 19.00 | 2.90 |

Fuente: Presidencia de la República, Informe de Gobierno, varios años.

Cuadro 1.2
COMPOSICION DE LAS EXPORTACIONES
(Porcentaje)

| Sector | 1970 | 1975 | 1980 | 1983 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Agropecuario | 14.0% | 8.4% | 4.6% | 2.9% | 3.2% | 3.9% | 3.6% | 2.9% | 3.0% | 3.0% | 3.5% | 2.8% | 3.3% |
| Minero | 37.5% | 48.7% | 68.5% | 72.3% | 66.5% | 47.4% | 31.9% | 25.6% | 25.8% | 24.9% | 25.5% | 15.4% | 17.2% |
| Manufacturero | 48.4% | 42.9% | 26.9% | 24.8% | 30.3% | 48.6% | 64.4% | 71.4% | 71.2% | 72.1% | 71.0% | 81.8% | 79.5% |

Fuente: **Nacional Financiera (1990), La Economía Mexicana en Cifras, 11a edición; Presidencia de la República, Informe de Gobierno, varios años.**

La apertura comercial y la firma de acuerdos comerciales dentro de los que destaca de forma prominente el TLCAN hicieron que se estrechara aún más la relación comercial mexicana con los EUA en lo que se refiere a exportaciones. Del total de las exportaciones mexicanas las que se dirigieron a los EUA pasaron de niveles del 75% al comienzo de la apertura al 80% en los años inmediatos al TLCAN y a un nivel promedio de 86.5% durante el período 1994-2006. Véase Cuadro 1.3. Lo que refleja que las exportaciones mexicanas están caracterizadas básicamente por un comercio intra-firma en el que la maquila juega un papel fundamental.

Por el lado de las importaciones, éstas están menos concentradas debido entre otras cosas a que muchas de las exportaciones que realiza México a los EUA utilizan componentes de otros países del mundo, especialmente asiáticos, y a que la demanda de bienes de consumo de la sociedad mexicana se ha ido diversificando debido a la apertura y a la firma de otros acuerdos comerciales además del TLCAN.

Esto es, el comercio de México con EUA se caracteriza por unas exportaciones mexicanas cada vez más concentradas en EUA y una demanda mexicana de productos cada vez más diversificada. Véase Cuadro 1.3.

Cuadro 1.3
IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES DE MÉXICO DE Y HACIA EUA COMO
PORCENTAJE DE LAS IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES TOTALES DE
MÉXICO

| Año | Importaciones | Exportaciones |
|-----------------------|---------------|---------------|
| 1986 | 76% | 75% |
| 1987 | 77% | 74% |
| 1988 | 77% | 77% |
| 1989 | 78% | 80% |
| 1990 | 74% | 74% |
| 1991 | 72% | 80% |
| 1992 | 70% | 81% |
| 1993 | 69% | 83% |
| 1994 | 69% | 85% |
| 1995 | 74% | 83% |
| 1996 | 75% | 84% |
| 1997 | 75% | 85% |
| 1998 | 74% | 88% |
| 1999 | 74% | 88% |
| 2000 | 73% | 89% |
| 2001 | 68% | 89% |
| 2002 | 63% | 88% |
| 2003 | 62% | 88% |
| 2004 | 56% | 88% |
| 2005 | 53% | 86% |
| 2006 | 52% | 85% |
| Promedio TLCAN | | |
| 1994-2006 | 67% | 87% |

Fuente: **Presidencia de la República, Informe de Gobierno, varios años.**

Este trabajo primero analiza lo que ha significado para México esa mayor vinculación de su economía con la de EUA a partir de la apertura comercial y del TLCAN en términos de crecimiento. Para ese fin se analiza la relación entre el PIB mexicano y de EUA para el período 1946-1982 con datos anuales y para el período 1988-2006 con datos trimestrales.³ Esta parte pretende contrastar la relación existente entre las dos economías durante estos dos períodos y mostrar lo que ha significado esta relación en términos de dinamismo de nuestra economía.

El paso siguiente está menos vinculado con la relación de EUA y México y pretende mostrar el nivel de convergencia entre el PIB por habitante de México y el resto del mundo, que para México resulta razonable tomar el PIB por habitante de EUA como “techo” del nivel máximo de ingreso por habitante mundial. Esto es, en qué medida se ha registrado una convergencia o estancamiento entre el ingreso por habitante a partir de las reformas estructurales mencionadas en los párrafos anteriores. Para tal fin analizamos el comportamiento del ingreso por habitante de esas dos economías para los mismos períodos analizados en la primera parte, esto es para los períodos 1936-1982 con datos anuales y para 1989-2006 con datos trimestrales. A través de esto medimos el desempeño de ambas estrategias de crecimiento, la de la estrategia de crecimiento liderada por el Estado y la de la apertura de la economía mexicana al mercado mundial de bienes y de capitales.

³ Se excluye el período 1983-1988 ya que fue un período muy turbulento para la economía mexicana y poco representativo de la relación de largo plazo que se generó con los EUA a partir de ese último año.

Además de entrar en el debate de estos temas, un propósito adicional de este trabajo es hacer un pequeño inventario (no exhaustivo) de las herramientas econométricas relevantes para analizar estos temas, las cuales comprenden diferentes grados de complejidad y se desarrollan conceptualmente paso a paso para luego aplicarlas para los propósitos descritos. Esta forma de proceder permite al autor y al lector poder utilizar esta metodología una vez comprendida para otras aplicaciones.

II. RELACIÓN ENTRE LAS ECONOMÍAS DE MÉXICO Y EUA

A) Series de Tiempo Cointegradas.⁴

Al correr una regresión de un caminata aleatoria contra otra nos puede llevar a resultados espurios, en los que las pruebas convencionales de significancia indican que existe una relación entre las variable cuando de hecho no la hay. Si la prueba anterior falla en rechazar la hipótesis de caminata aleatoria, una solución es sacar diferencias de las series antes de usarlas en la regresión.

Dado que muchas series económicas siguen caminata aleatoria, de esto se desprende que generalmente debemos diferenciar las series antes de usarlas en una regresión. Aunque esto es aceptable, al diferenciar la serie puede resultar en una pérdida de información acerca de la relación de largo plazo.

Algunas veces dos series siguen caminata aleatoria pero una combinación lineal de estas series es estacionaria. Por ejemplo puede ser que las variables y_t y x_t sean caminatas aleatorias pero la variable $z_t = y_t - \beta x_t$ sea estacionaria. En este caso decimos que y_t y x_t están cointegradas y decimos que β es el parámetro de cointegración. El parámetro β se estima corriendo una regresión por OLS entre y_t y x_t . (A diferencia del caso de dos caminata aleatoria que no están cointegradas, cuando sí lo están OLS provee de estimadores consistentes de β). Los residuos de esta regresión pueden ser usados para probar si y_t y x_t verdaderamente están cointegradas.

Supongamos que uno determina usando la prueba Dickey Fuller Aumentada u otra prueba similar que y_t y x_t son variables de caminatas aleatorias pero que Δy_t y Δx_t son estacionarias. Bajo estas circunstancias es muy fácil probar si y_t y x_t están cointegradas. Uno simplemente corre la regresión por OLS (que se llama la regresión de cointegración):

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Y luego se prueba si los residuos ε_t de esta regresión son estacionarios. (Si y_t y x_t no están cointegradas cualquier combinación lineal de ellas será no estacionaria y por lo tanto los residuos tampoco serán estacionarios) Específicamente, se prueba la hipótesis de que la serie ε_t no es estacionaria, esto es la hipótesis de no cointegración.

⁴ Esta sección está basada en Robert S. Pindyck y Daniel L. Rubinfeld (1997) *Econometric Models and Economic Forecasts*. Cuarta Edición. Irwin MacGaraw-Hill. pp. 513-514.

B) La base de datos.

Los datos utilizados son las series anuales de PIB total y manufacturero de los EUA así como el PIB mexicano para el período 1936-2006. Los datos aparecen en millones de dólares “Geary-Khamis” de 1990. La fuente es Groningen Growth and Development Centre and The Conference Board, Total Economy Database, enero de 2007. El PIB manufacturero de EUA se calculó a partir de la información del PIB total de EUA y el porcentaje del PIB manufacturero que corresponde a cada año el cual se obtuvo de la información disponible en Industry Economic Accounts, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce.

Para el período 1989-2006 también se utilizan series trimestrales desestacionalizadas de las mismas variables. Para obtener cifras trimestrales del PIB de EUA y México y guardar coherencia con las series anuales descritas en el párrafo anterior, se calcularon los índices trimestrales desestacionalizados a partir de información del U.S. Bureau Economic Análisis, y los Indicadores Económicos de Coyuntura disponibles del INEGI, respectivamente. Para los índices trimestrales desestacionalizados de la producción manufacturera de los EUA se utilizaron los datos anuales de la producción manufacturera y los índices desestacionalizados de producción industrial disponibles en Industry Economic Accounts, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce .

Por lo tanto contamos con series anuales del PIB total de EUA, PIB manufacturero de EUA y el PIB total de México para el período 1936-2006 y datos trimestrales desestacionalizados para las mismas variables para el período 1989-2006.

C) Aplicación del concepto de cointegración a las series del PIB de México y EUA.

Aplicando estos conceptos a las variables *PIB* (Producto Interno Bruto de México) y *GDP* (Producto Interno Bruto de EUA) y *ER* (Tipo de cambio nominal) nos preguntamos si estas series están cointegradas. Lo primero que tenemos que ver es que estas variables estén integradas y sean del mismo orden. En el Apéndice II aparecen los resultados de las pruebas de raíces unitarias para estas dos series los métodos Dickey Fuller Aumentada y Phillips-Perron. Estos resultados indican que ambas variables tienen el mismo nivel de integración, ambas son I(1). El paso siguiente es ver que están cointegradas. El punto de partida es la ecuación (2.2)

$$PIB_t = \alpha + \beta GDP_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Dejemos que $PIB = E(PIB_t)$ y $GDP = E(GDP_t)$ para todo t . Si dos procesos se mueven juntos en el largo plazo, sin error, estas series convergen a los siguientes valores de equilibrio:

$$PIB = \beta GDP \quad (2.3)$$

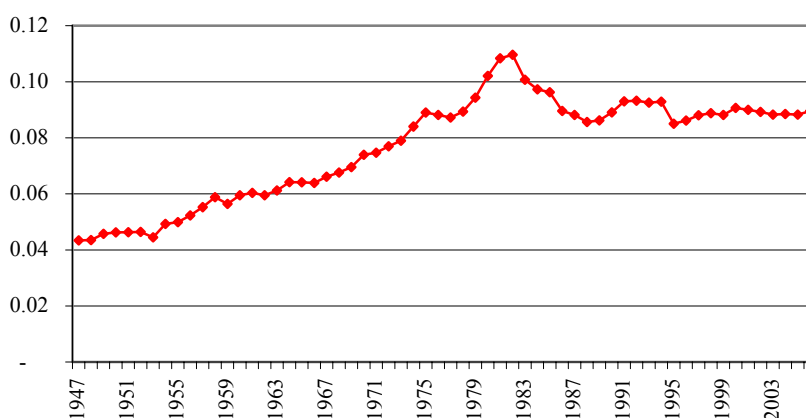
Lo que implica que $\frac{PIB}{GDP} = \beta$, esto es, el cociente entre el PIB de México y el de EUA se iguala a una constante si estas series están cointegradas, la constante es el parámetro de cointegración β .

En la Gráfica 2.1 mostramos la relación observada de PIB_t/GDP_t , como se muestra en la gráfica, de 1947 a 1982 el cociente entre estas dos variables es creciente lo que indica que durante este período las dos series no están cointegradas. Esto es, estas dos series no tienen tendencias comunes y durante este período el crecimiento de la economía mexicana es considerablemente mayor al de la economía estadounidense lo que se refleja en la reducción de la brecha. Esta mayor tasa de crecimiento de la economía mexicana con respecto a la de EUA es crucial para entender el período posterior. En 1947 la economía mexicana representaba el 4% de la economía de EUA y llega a un punto máximo histórico de 11% en 1982. En resumen, durante este período no existe un parámetro de cointegración entre estas dos economías.

Tampoco las series están cointegradas durante el período 1983-1988, ya que debido al ajuste estructural y la crisis de deuda la economía mexicana crece menos rápido que la economía de EUA y la brecha aumenta, llegando a un punto mínimo en el valor del cociente de 9% en 1988.

Finalmente durante el período 1988-2006, una vez que las reformas estructurales y la crisis de deuda han tenido sus efectos, la economía mexicana se estabiliza y comienza a crecer a al mismo ritmo que lo hace la economía de EUA lo que provoca que el cociente del PIB de estas dos economías se estabilice a un nivel de alrededor del 9%. Es en este período cuando las dos economías se encuentran cointegradas y enfrentan tendencias comunes. Tendencia relativa, para el caso mexicano, menor que durante el período 1947-2006

Gráfica 2.1
PIB_t/GDP_t



Fuente: Groningen Growth and Development Centre and the Conference Board, Total Economy Database, January 2007, <http://www.ggdc.net>

Las pruebas estadísticas de cointegración entre las series del PIB mexicano y de EUA para los periodos 1950-1982 y 1988-2006 para datos anuales aparecen en el Apéndice III. En este mismo apéndice se repite el ejercicio para el período 1988-2006 pero con datos trimestrales. Todos los resultados confirman lo presentado en el texto e ilustrado en la Gráfica 2.1.

El hecho de que las economías de EUA y México no estuvieran cointegradas durante el período 1950-1982 y que la economía mexicana creciera más rápido que la de EUA refleja que en ese período la economía mexicana tenía más grados de libertad, esto es mayor capacidad de maniobra y menos dependencia de lo que sucediera en EUA. El hecho de que a partir de 1988 y hasta el 2006 la economía de México y la de EUA estén cointegradas y que la economía mexicana crezca, en términos generales al mismo ritmo que la de EUA, pero menores tasas absolutas que en el período 1947-1982,⁵ indica que la política económica mexicana tiene menores grados de libertad y una mayor dependencia con la economía de EUA.

A continuación derivamos una relación de dependencia entre una economía pequeña y una grande, dependencia en el sentido de que las repercusiones corren en una sola dirección, de la economía grande a la pequeña. Hacemos esto sólo para este período porque para los años anteriores el ejercicio no tiene sentido porque las series no están cointegradas.

D) Parte analítica, el Modelo de Corrección de Errores.⁶

La forma estándar de derivar el modelo de corrección de errores es mostrar que si X y Y son funciones lineales de un proceso integrado latente, los residuos de la regresión de Y sobre X deben ser estacionarios. Esta derivación del modelo de corrección de errores comienza con el supuesto de que tanto Y como X son series integradas y demuestra que el modelo de corrección de errores captura el equilibrio causal de los movimientos entre estos dos procesos cointegrados.

El punto de partida en estas derivaciones del modelo de corrección de errores es el modelo de rezagos distribuidos autorregresivos (ADL). El modelo ADL es muy flexible, y a menudo se le encuentra de la forma siguiente:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Específicamente, este es un modelo ADL(1,1), donde la notación se refiere al número de rezagos incluidos en el modelo. Esto se generaliza a un ADL(p,q) donde p se refiere al número de rezagos de Y y q se refiere al número de rezagos de X incluidos en el modelo.

⁵ Esto no se deriva del Gráfico sino de información contenida en el Capítulo I.

⁶ Esta sección está basada en Suzanna De Boef (2000) Modeling Equilibrium Relationships: Error Correction Models with Strong Autorregresive Data. Political Analysis Special Issue. 9: 78-94. y Luke Keele y Susana De Boef (2004) Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Documento de Trabajo. Departamento de Política y Relaciones Internacionales, Nuffield Collage y Oxford University.

Dado que el modelo ADL(1,1) tiene una variable dependiente rezagada en el lado derecho, esta puede ser estimada en forma consistente por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)⁷ y tiene una condición de estacionariedad, según la cual Y_t debe de ser estacionaria (Davison y MacKinnon 1993). Ahora bien si uno fuera a estimar un modelo ADL(1,1) con el PIB mexicano como Y_t y el PIB de los EUA como X_t , el efecto de corto plazo de un cambio en el PIB de los EUA se estima fácilmente en el modelo por los coeficientes β_0 y β_1 , los cuales nos dan el efecto inmediato de un cambio en X_t en un tiempo dado t . Cualquier efecto de equilibrio de largo plazo viene dado por el valor esperado no condicionado de Y_t . Dejemos que $y^* = E(Y_t)$ y $x^* = E(X_t)$ para todo t . Si dos procesos se mueven juntos sin error, en el largo plazo, estas series convergen a los siguientes valores de equilibrio:

$$y^* = \alpha_0 + \alpha_1 y^* + \beta_0 x^* + \beta_1 x^* \quad (2.5)$$

Despejando para y^* en términos de x^* nos da:

$$y^* = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x^* \quad (2.6)$$

Si agrupamos términos, el valor de largo plazo de y^* llegamos a:

$$y^* = k_0 + k_1 x^* \quad (2.7)$$

Esta ecuación representa los valores para los cuales Y y X están en equilibrio de largo plazo, y k_1 representa el multiplicador de largo plazo de X sobre Y . Cualquier desviación del equilibrio $y^* - (k_0 + k_1 x^*) \neq 0$, debe inducir cambios de retroalimentación al equilibrio en el siguiente período. Sin embargo no podemos estimar directamente la tasa a la que regresa al equilibrio en el modelo ADL. Como tal los analistas pocas veces sacan inferencias directamente de los modelos ADL acerca de la tasa de corrección de errores implícita en el modelo.

Sin embargo si al modelo ADL se le aplican ciertas transformaciones lineales se pueden sacar estas inferencias. Este conjunto de transformaciones también nos permiten derivar el modelo de corrección de errores a partir de un modelo ADL. Al hacer esto no se impone ninguna restricción en los parámetros del modelo. Y por lo tanto los dos modelos contienen la misma información, implicando la misma relación de comportamiento. Véanse Davison y MacKinnon (1993) y Banerjee et al. (1993). A continuación vamos desarrollar en detalle este procedimiento poniendo especial atención a la equivalencia entre el modelo ADL y los modelos de corrección de errores. Para ver esto considérese nuevamente el modelo ADL(1,1):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

⁷ La prueba para la consistencia de OLS supone que ε_t es IID después de que Y es incluida en el modelo.

Primero, le sacamos primeras diferencias a (2.8) para producir

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

Luego sumamos y restamos $\beta_0 X_{t-1}$ del lado derecho de la ecuación (2.9):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Posteriormente sumamos y restamos $(\alpha_1 - 1)X_{t-1}$ del lado derecho de la ecuación (2.10) y la reescribimos, obteniéndose lo que se conoce como el Modelo Generalizado de Corrección de Errores (GECM):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma(Y_{t-1} - X_{t-1}) + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Donde $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, $\lambda_1 = \beta_0$, y $\lambda_2 = \beta_1 + \beta_0 + \alpha_1 - 1$.

El GECM, a diferencia del modelo ADL, nos dice directamente qué tan rápido reacciona el sistema a cualquier desequilibrio, dado que γ es el coeficiente del rezago de $Y - X$, y es la tasa de la corrección de errores. En otras palabras, el término $(\alpha_1 - 1)$ es interpretado como la velocidad a la cual se ajusta Y a cualquier discrepancia entre Y y X en el período anterior. Uno puede ver que γ debe de ser negativo dado que es igual a $(\alpha_1 - 1)$. El término $(Y_{t-1} - X_{t-1})$ es cero cuando X y Y están en equilibrio y mide el grado en el cuál la relación de largo plazo no es satisfecha.

Una característica interesante del modelo GECM es que produce los mismos efectos de corto y de largo plazo que los observados en el modelo ADL. Tomando cada efecto por separado en el GECM el efecto de corto plazo está representado por λ_1 y $\lambda_2 - \lambda_1 - \gamma$. Sustituyendo llegamos a $\lambda_1 = \beta_0$ y $\lambda_2 - \lambda_1 - \gamma = \beta_1 + \beta_0 + \alpha_1 - 1 - \beta_0 - (\alpha_1 - 1) = \beta_1$, que son los efectos de corto plazo estimados en el modelo ADL.

También se puede derivar el multiplicador de largo plazo del GECM. Supongamos que la relación de equilibrio está dada por $y^* = k_l x^*$, donde de nuevo k_l es el multiplicador de largo plazo. El efecto de largo plazo de un cambio en X sobre Y es:

$$k_1 = \frac{\lambda_2 - \gamma}{\gamma} \quad (2.12)$$

O substituyendo:

$$k_1 = -\frac{\lambda_2 - \gamma}{\gamma} = -\frac{(\beta_1 + \beta_0 + \alpha_1 - 1 - (\alpha_1 - 1))}{(\alpha_1 - 1)} = \frac{(\beta_1 + \beta_0)}{(1 - \alpha_1)} \quad (2.13)$$

Por lo tanto

El GECM produce el mismo valor para k_l que el modelo ADL. El método de GECM de una sola ecuación es teóricamente atractivo y estadísticamente superior en muchos casos al del estimador en dos etapas de Engle y Granger (1987). Benerjee *et. al.* (1993) muestra que la regresión dinámica será asintóticamente equivalente a estimadores más complejos, como los de máxima verosimilitud con información completa cuando la variable explicativa es exógenamente débil. En consecuencia, la ecuación sencilla del GECM será eficiente e insesgada, así como consistente. Si la exogeneidad débil no se cumple, el método de GECM de una sola ecuación será tanto sesgado como ineficiente y las pruebas t basadas en los parámetros del modelo son inadecuadas. En el caso en el que vamos a aplicar este método, no hay problema. La economía de EUA para el caso de México es estrictamente exógena o en el peor de los casos exógenamente débil.⁸

Existe una forma todavía más fácil de estimar el modelo de corrección de errores que se llama Modelo de Corrección de Errores (ECM). En lugar de incluir explícitamente un término de corrección de errores en el modelo de la forma $Y_{t-1} - X_{t-1}$, se estima la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \eta_1 \Delta X_t + \eta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Donde $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, $\eta_1 = \beta_0 = \lambda_1$, y $\eta_2 = \beta_1 + \beta_0$. Este modelo puede ser reescrito en la forma de corrección de errores de la forma siguiente:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma \left(Y_{t-1} + \frac{\eta_2}{\gamma} X_{t-1} \right) + \eta_1 \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

El multiplicador de largo plazo k_l , es todavía más fácil de calcular en esta forma de ECM:

$$k_l = -\frac{\eta_2}{\gamma} = \frac{(\beta_1 + \beta_0)}{(1 - \alpha_1)} \quad (2.16)$$

De nuevo, el término $\left(Y_{t-1} + \frac{\eta_2}{\gamma} X_{t-1} \right)$ es cero cuando X y Y están en equilibrio y mide el grado en que la relación de largo plazo no se satisface. El término γ se sigue interpretando como la velocidad a la cual Y se ajusta a cualquier discrepancia entre Y y X en el período anterior. Es este componente del modelo el que captura los efectos de largo plazo. Pero como hemos visto en los ejemplos previos, el modelo de corrección de errores es interesante no sólo porque puede modelar el comportamiento de equilibrio, pero también debido a que captura cualquier efecto contemporáneo que puede ocurrir. En la ecuación (2.14) el término η_1 es igual β_0 en el modelo ADL y $\eta_2 - \eta_1$ es igual a β_1 , los dos efectos capturan cualquier efecto inmediato que X pueda tener sobre Y independientemente de la relación de equilibrio entre estos dos procesos.

⁸ Véase Apéndice I.

¿Qué distingue el modelo de corrección de errores del modelo ADL(1,1)? En el modelo de corrección de errores, la velocidad del ajuste en la relación de equilibrio aparece directamente; (Banerjee *et al.* 1993) mientras que en el modelo ADL el multiplicador de largo plazo debe de ser calculado. Otra ventaja del modelo de corrección de errores es que dado que la variable dependiente en el modelo esta diferenciada, se elimina el riesgo de que se realice una regresión espuria con datos que son cuasi-integrados.⁹

El método de GECM de una sola ecuación es teóricamente atractivo y estadísticamente superior en muchos casos al del estimador en dos etapas. Banerjee *et al.* (1993) muestra que la regresión dinámica será asintóticamente equivalente a estimadores más complejos de máxima verosimilitud con información completa y totalmente modificados aún cuando el proceso es débilmente exógeno.

Finalmente, dado que el modelo de corrección de errores es una parametrización lineal del modelo ADL, puede ser estimado por OLS. El modelo de corrección de errores, ofrece un medio para probar teorías que explican mecanismos económicos dinámicos y es el que aplicamos a continuación para ver la relación de la economía mexicana con la de EUA.

E) Aplicación Empírica del Modelo de Corrección de Errores.

Dado que hemos mostrado que los modelo ADL, el GECM y el ECM todos estiman las mismas cantidades sólo que en formas diferentes. (Véase Keele y De Boef; 2004). Por facilidad nosotros usamos el ECM.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \eta_1 \Delta X_t + \eta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

Donde Y es el PIB Mexicano y X el de EUA. Aplicamos el ECM tal como aparece en la ecuación (2.17) para el período 1988-2006 con datos trimestrales. Los resultados son los siguientes.¹⁰

$$\Delta Y_t = -0.1262236158 Y_t + 0.05841428281 \Delta X_t + 0.01149775722 X_{t-1}$$

(constante no significativa)

Reescribiendo estos resultados en forma de un modelo de corrección de errores obtenemos:

$$\Delta Y_t = -0.1262236158 (Y_t - 0.091 X_{t-1}) + 0.05841428281 * \Delta X_t$$

El vector de cointegración en este modelo es [1,- 0.091], y la velocidad a la que se ajusta el PIB mexicano a una discrepancia entre el PIB Mexicano y el de EUA es -0.126224. El multiplicador de largo plazo viene dado por:

⁹ Una serie de tiempo cuasi-integrada es una que serie que es definida por una raíz con un valor igual a: $|\rho| = 1 + c$, donde c es negativa y pequeña (De Boef y Granato 1997).

¹⁰ Véase Apéndice IV

$$k_1 = -\frac{\eta_2}{\gamma} = -\frac{0.011498}{-0.126224} = 0.091$$

La relación de largo plazo entre el PIB de México y el de EUA para el período 1988-2006 con datos trimestrales viene dada por $Y^* = 0.091X^*$

Este resultado es aproximado al que aparece en la gráfica 1.1, y que nos da un parámetro de cointegración de 9.1%.¹¹

¹¹ Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron rechazan la hipótesis de raíces unitarias de la serie $(Y_t - 0.091 X_{t-1})$.

III) CONVERGENCIA ENTRE LAS ECONOMÍAS DE MÉXICO Y EUA: CONCEPTOS TEORICOS

A) Introducción¹²

El modelo de crecimiento neoclásico que se originó con el trabajo de Solow (1956) ha afectado profundamente la forma en la que los economistas conceptualizan las relaciones económicas de largo plazo entre países. Al suscribir el crecimiento económico al impacto conjunto de la profundización del capital en una economía con oportunidades de producción cóncavas en el corto plazo, el modelo neoclásico hace predicciones muy fuertes en lo que respecta al comportamiento de la economía a través del tiempo. En particular, dadas la especificación macroeconómica de las tecnologías y las preferencias, el producto por habitante en una economía va a converger al mismo nivel sin importar los niveles iniciales de dotación de capital. Al comparar diferentes economías, esto significa que las diferencias en ingreso por habitante para economías con tecnologías y preferencias idénticas serán un fenómeno transitorio.

Comenzando con Romer (1986) y Lucas (1988), se construyó todo un cuerpo de teorías que retó las implicaciones tan fuertes de convergencia entre países que se desprenden del modelo neoclásico. Las “Nuevas Teorías” del crecimiento han apuntado a la falla en la igualación del ingreso *per capita* entre los países del primer y tercer mundo; así como a que las tasas de crecimiento de los países en desarrollo sean mayores que las tasas de crecimiento de los países desarrollados. Esta nueva corriente señala que existe muy poca evidencia observable de que las economías en desarrollo estén en proceso de alcanzar a las economías desarrolladas. En términos de la teoría, estos autores han argumentado que un factor fundamental en el crecimiento es la presencia de no convexidades en la producción la cual puede crear una relación no decreciente entre las condiciones económicas iniciales y su nivel de ingreso sobre un horizonte arbitrario de tiempo.¹³

El trabajo empírico sobre convergencia cae en dos categorías. La primera se trata de pruebas sobre correlaciones de corte transversal entre ingresos *per capita* iniciales y las tasas de crecimiento posteriores para un grupo de países. Una correlación negativa se toma como evidencia de convergencia lo que implica que en promedio, los países con ingresos iniciales bajos crecen más rápido que aquellos con ingresos *per capita* altos. Otros trabajos han explorado si la varianza de corte transversal del ingreso *per capita* para un conjunto de países se ha reducido en el tiempo. El problema con los estudios de corte transversal es que suponen que los datos analizados son generados por economías que están muy lejanas de su estado estacionario.

¹² Esta sección está basada en Andrew B. Bernard y Steven N. Durlauf (1996) Interpreting Tests of The Convergente Hipótesis, *Journal of Econometrics* 71 161-173.

¹³ Para una exposición fascinante de este punto, véanse por ejemplo Elhanan Helpman (2004) *The Mystery of Economic Growth*, The Belknap Press of Harvard University Press. y dentro de los Clásicos Singer, H.W. (1965). “The Distribution of Gains Between Investing and Borrowing Countries.” En *Studies in Economic Development*, Editado por Bernard Okun y Richard Richardson, Holt, Rinehart and Winston, New York. p. 173.

El segundo tipo de pruebas examina el comportamiento de largo plazo de las diferencias en el ingreso *per capita* entre países. Estas pruebas interpretan la convergencia como que estas diferencias son siempre transitorias en el sentido que el pronóstico de largo plazo de la diferencia entre cualquier par de países converge a cero en la medida en que se aleja el horizonte del pronóstico.

La convergencia de acuerdo con este enfoque tiene la fuerte implicación de que las diferencias en ingresos *per capita* entre dos economías no puede tener raíces unitarias o tendencias de tiempo, y la implicación débil de que los ingresos per capita de las dos economías deben de estar cointegradas.

Para probar la convergencia entre la economía de México y la de EUA utilizamos el segundo enfoque dado que las pruebas de series de tiempo están basadas en una noción de convergencia más estricta que las pruebas de corte transversal.

B) Definiciones de convergencia.¹⁴

Existen varias versiones de convergencia que capturan algunas implicaciones del modelo de crecimiento neoclásico para la permanencia de ingresos *per capita* contemporáneos de dos economías. Estas definiciones caracterizan convergencias entre un par de economías i y j y en dichas definiciones representaremos toda la información disponible en el tiempo t con el símbolo \mathfrak{I}_t .

La primera definición considera el comportamiento de las diferencias en el ingreso *per capita* entre dos economías sobre cierto intervalo fijo de tiempo e iguala convergencia con la tendencia a que las diferencias se hagan más pequeñas.

Definición 1. Convergencia como “catching up”. Los países i y j convergen entre las fechas t y $t+T$ si el (log) de la disparidad entre el ingreso *per capita* en el tiempo t se espera que decrezca en valor. Si $y_i > y_j$,

$$E(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} | \mathfrak{I}_t) < y_{i,t} - y_{j,t} \quad (3.1)$$

donde \mathfrak{I}_t representa toda la información disponible en t

Definición 2. La segunda definición se pregunta si el pronóstico de largo plazo de las diferencias en los ingreso *per capita* tienden a cero a medida que el horizonte de pronóstico

¹⁴ Esta sección está basada en Andrew B. Bernard y Steven N. Durlauf (1995) Convergence In International Autput. Journal of Applied Econometrics, Vol. 10, 97-108 y Andrew B. Bernard y Steven N. Durlauf (1996) Interpreting Tests of The Convergente Hipótesis, Journal of Econometrics 71 161-173.

¹⁵ Aunque la costumbre en la literatura de la convergencia es expresar las variables en logaritmos, como lo hacen Bernad y Durlauf,, en nuestro caso para permitir una mejor intuición sobre los resultados utilizaremos las variables naturales.

se amplía. Esta definición se viola si la “historia importa”, esto es si los efectos de los choques sobre las diferencias en los ingresos *per capita* persisten en él indefinidamente en el futuro; en otras palabras los países *i* y *j* convergen si el pronóstico de largo plazo (log) del ingreso *per capita* para los dos países son iguales para un año dado $t+k$.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | \mathfrak{F}_t) = 0 \quad (3.2)$$

Las definiciones anteriormente enunciadas de convergencia examinan si el pronóstico de largo plazo de la diferencia entre ingresos *per capita* tiende a cero en la medida que el horizonte se expande al infinito. De tratarse de un proceso estacionario con media cero entonces estas definiciones de convergencia van a satisfacerse. Ambas definiciones, caracterizadas por las expresiones (3.1) y (3.2), tienen análogos naturales que pueden ser probados dentro de la literatura de raíces/cointegración. Para que dos países *i* y *j* converjan bajo la definición 1 sus ingresos *per capita* deben de estar cointegrados con un vector de cointegración [1, -1]. Adicionalmente si las series de ingreso *per capita* son estacionarias con tendencia, entonces las definiciones implican que las tendencias de tiempo para ambos países deben de ser las mismas.

Si los países no convergen en el sentido de las definiciones 1 y 2 todavía pueden responder a las mismas fuerzas de largo plazo de un cierto proceso, esto es puede que ambas enfrenten los mismos choques permanentes con diferentes pesos de largo plazo.

Definición 3. Tendencias comunes en producto. Los países *i* y *j* contienen una tendencia común si el pronóstico de largo plazo del producto es proporcional en un periodo fijo $t+k$.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | \mathfrak{F}_t) = 0 \quad (3.3)$$

Estas definiciones de tendencias comunes también tienen su contrapartida en la literatura de cointegración. Los países *i* y *j* tienen tendencias comunes si sus series de ingreso *per capita* están cointegradas con un vector de cointegración [1, $-\alpha$]. Esta es una definición natural si estamos interesados en la posibilidad de que haya un número reducido de tendencias estocásticas que afectan la producción que difiere en magnitud entre países.

IV) TEORÍA ECONOMÉTRICA, EL MÉTODO DE JOHANSEN

A) El método de Johansen para estimar vectores de cointegración en sistemas de vectores autorregresivos. Antecedentes teóricos.¹⁶

Considérese una ecuación de vectores autorregresivos en la forma de:

¹⁶ Esta sección está basada en notas de D.S.G. Pollock: Topics in Econometrics, que forman parte de los materiales de los cursos que se han enseñado en el Departamento de Economía del Queen Mary College de The University of London.

$$A(L)Y_t = Y_t - \Phi_1 Y_{t-1} - \dots - \Phi_n Y_{t-p} = \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Esta ecuación pretende describir como se genera el vector Y_t de M variables.¹⁷ En esta ecuación, el proceso individual dentro del vector de perturbaciones ε_t del lado derecho de la ecuación se supone estacionario. Por lo tanto la combinación $A(L)Y_t$ del lado izquierdo de la ecuación (4.1) debe de ser también estacionaria.

Existen varias maneras de las que puede surgir la estacionariedad del lado izquierdo de la ecuación (4.1). Esta puede ser atribuida a que todos los elementos de Y_t sean estacionarios, o puede ser que el operador de rezagos $A(L)$ sea tal que al tomar las diferencias de los elementos no estacionarios de Y_t elimine la estacionariedad de la combinación $A(L)Y_t$. También es posible que la estacionariedad sea el resultado, por lo menos en parte, de la combinación de procesos cointegrados no estacionarios que siguen tendencias comunes.

Esta parte se ocupa de la tercera posibilidad. Para demostrar esta posibilidad, vamos a suponer para simplificar que $p=1$. De esta manera la ecuación (4.1) se convierte en

$$Y_t - \Phi_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (4.2)$$

La ecuación puede ser transformada en

$$[\mathbf{I} - \Phi_1] \cdot \begin{bmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{I} \\ 0 & \mathbf{I} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \mathbf{I} & -\mathbf{I} \\ 0 & \mathbf{I} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} = [\mathbf{I} - \Pi] \cdot \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} = \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Donde

$$-\Pi = \mathbf{I} - \Phi_1. \quad (4.4)$$

Por lo que en lugar de (4.2), tenemos una ecuación equivalente

$$\Delta Y_t - \Pi Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (4.5)$$

La ecuación (4.5) contiene una mezcla de variables en niveles y primeras diferencias. Suponemos que las variables en diferencias son estacionarias. Esto es que todas las variables son $I(0)$. Por lo tanto para que el modelo sea consistente, el término ΠY_{t-1} debe también ser estacionario. Esto será imposible si Y_{t-1} es no estacionario y Π tiene rango completo. Sólo será posible si existe una o más relaciones de cointegración entre las variables de manera tal que existan combinaciones lineales de tipo $\mathbf{A}'Y_{t-1}$, dentro de $\Pi Y_{t-1} = \Delta \mathbf{A}'Y_{t-1}$, que tornen a las variables estacionarias. Aquí $\mathbf{A} = [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s]$ es una matriz de orden $M \times S$ con $\text{Rango}(\mathbf{A}) S \leq M$. Las columnas de esta matriz son los llamados vectores de cointegración. Nótese que $\Pi = \Delta \mathbf{A}' = \{\Delta \mathbf{Q}\}\{\mathbf{Q}^{-1} \mathbf{A}'\}$ donde \mathbf{Q} es una matriz no

¹⁷ $A(L)$ es la función de operador de rezagos.

singular arbitraria de orden S . Por lo tanto, los vectores de cointegración no son determinados de forma única a menos que se le impongan restricciones adicionales a \mathbf{A} .

Una relación individual de cointegración de la forma $\alpha_i' \mathbf{Y}_{t-1}$ representa una restricción sobre las variables del sistema, la cual establece que en el largo plazo ellas tendrán que mantener cierta proporcionalidad. Entre mayor sea el número de relaciones de cointegración mayor será el grado con que estas proporciones son gobernadas. En el caso límite donde el número de relaciones es una menos que el número de variables, cada cociente entre las variables estará gobernado.

El número de relaciones lineales de cointegración es igual al rango de $\mathbf{\Pi}$. Si la matriz $\mathbf{\Pi}$ tiene rango completo, entonces cualquier combinación arbitraria de secuencias del vector \mathbf{Y}_t debe de ser estacionario; lo que implica que cada una de las secuencias debe de ser estacionaria y entonces no habrá necesidad de sacar diferencias. Por otro lado si es nula, con rango cero, entonces no habrá ninguna relación de cointegración y cada secuencia estará siguiendo su propia caminata aleatoria independiente, que estará presente en la ecuación solo en su forma diferenciada estacionaria.

B) La estimación de máxima verosimilitud.¹⁸

1) El Modelo

Si las Y_t están cointegradas entonces existe una representación de VECM (Modelo de corrección de errores) Engle y Granger (1987):

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{p-1} \Delta \mathbf{Y}_{t-p+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4.2.1)$$

donde $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$ tiene un rango reducido r que es el número de vectores cointegrados y $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ son matrices de $n \times r$. Nuestro interés está en $\mathbf{\Pi}$, por lo que debemos aislar el efecto de $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \dots, \mathbf{A}_{p-1}$ haciendo regresiones parciales

$$\Delta \mathbf{Y}_t \text{ sobre } \mathbf{1} + \mathbf{A}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{p-1} \Delta \mathbf{Y}_{t-p+1} \rightarrow \text{Obtener los residuos: } \mathbf{R}_{0t} \quad (4.2.2)$$

$$\mathbf{Y}_{t-1} \text{ sobre } \mathbf{1} + \mathbf{A}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{p-1} \Delta \mathbf{Y}_{t-p+1} \rightarrow \text{Obtener los residuos: } \mathbf{R}_{kt} \quad (4.2.3)$$

Para llegar a la ecuación concentrada:

$$\mathbf{R}_{0t} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{R}_{kt} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4.2.4)$$

Para facilitar la notación, dejemos que

$$\mathbf{S}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{R}_{it} \mathbf{R}_{jt}' \quad i, j = 0, k \quad (4.2.5)$$

¹⁸ Esta sección está basada en Kyungho Jang y Masao Ogari (2001). User Guide for Johansen's Method. Departamento de Economía The Ohio State University.

Nótese que α puede ser estimada fácilmente a partir de (4.2.4) una vez que β sea conocida:

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}' &= (\beta' \mathbf{R}_{kt}' \mathbf{R}_{kt} \beta)^{-1} \beta' \mathbf{R}_{kt}' \mathbf{R}_{0t} \\ &= (\beta' \mathbf{S}_{kk} \beta)^{-1} \beta' \mathbf{S}_{k0}\end{aligned}\tag{4.2.6}$$

Johansen (1988) estima β usando MLE. Considérese el MLE

$$Y = XB + U \quad u_i \sim N(O, \Sigma)\tag{4.2.7}$$

La función Log de máxima verosimilitud es

$$\log L = -\frac{T}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} (Y - XB)' \Sigma^{-1} (Y - XB)\tag{4.2.8}$$

Las condiciones de primer orden para Σ son:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} (Y - XB)' (Y - XB)\tag{4.2.9}$$

Insertando (4.2.9) en (4.2.8) entonces llegamos a una versión concentrada de (4.2.8)

$$\log L = \text{constante} - \frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}|\tag{4.2.10}$$

La cual es proporcional a

$$L_{\max} = |\hat{\Sigma}|^{-\frac{T}{2}}\tag{4.2.11}$$

Dejemos que $L(\beta) = |\hat{\Sigma}|^{-\frac{T}{2}}$, entonces

$$\begin{aligned}|L(\beta)|^{-\frac{2}{T}} &= |\hat{\Sigma}| \\ &= \left| \frac{1}{T} (R_{0t} - R_{kt} \beta \alpha') (R_{0t} - R_{kt} \beta \alpha')' \right| \\ &= \left| \frac{1}{T} (R_{0t}' R_{0t} - \alpha \beta' R_{kt}' R_{kt} \beta \alpha') \right| \\ &= |S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta S_{k0}|\end{aligned}\tag{4.2.12}$$

Por lo tanto

$$\begin{aligned}
 \max_{\beta} L(\beta) &\Leftrightarrow \min_{\beta} |S_{00} - S_{0k}\beta(\beta' S_{kk}\beta)^{-1} \beta' S_{k0}| & (4.2.13) \\
 &\Leftrightarrow \min_{\beta} \left| \beta' S_{kk}\beta - \beta' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}\beta \right| \frac{|S_{00}|}{|\beta' S_{kk}\beta|} \\
 &\Leftrightarrow \max_{\beta} \frac{|\beta' S_{kk}\beta|}{|\beta' (S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}) \beta|} \frac{1}{|S_{00}|}
 \end{aligned}$$

En la segunda línea se usa la formula:

$$\begin{vmatrix} A & B \\ C & D \end{vmatrix} = |A||D - CA^{-1}B| = |D||A - BD^{-1}C| \quad (4.2.14)$$

Por lo tanto,

$$|A - BD^{-1}C| = |D - CA^{-1}B| \left| \frac{A}{D} \right| \quad (4.2.15)$$

Donde $A=S_{00}$, $B=S_{0k}\beta$, $C=\beta' S_{k0}$, y $D=\beta' S_{kk}\beta$.

Nótese también que para las condiciones de primer orden

$$\max_x \frac{x' Ax}{x' Bx} (\equiv \lambda) \quad (4.2.16)$$

es

$$(A - \lambda B)x = 0 \quad (4.2.17)$$

Donde λ es el eigenvalor y x el eigenvector.

Por lo tanto (4.2.13) se convierte en un problema de eigenvalores. Dejemos que

$$\lambda_0 = \max_{\beta} \frac{|\beta' S_{kk}\beta|}{|\beta' (S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}) \beta|} \quad (4.2.18)$$

Entonces las condiciones de primer orden son:

$$\begin{aligned}
& (S_{kk} - \lambda_0(S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}))\beta = 0 \tag{4.2.19} \\
\Leftrightarrow & ((1 - \lambda_0)S_{kk} + \lambda_0(S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}))\beta = 0 \\
\Leftrightarrow & (\lambda_0(S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}) - (\lambda_0 - 1)S_{kk})\beta = 0 \\
\Leftrightarrow & (S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k} - (1 - \frac{1}{\lambda_0})S_{kk})\beta = 0 \\
\Leftrightarrow & (S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k} - \lambda S_{kk})\beta = 0
\end{aligned}$$

Donde $\lambda = 1 - \frac{1}{\lambda_0}$. Nótese que λ y β son el eigenvalor y eigenvector de $S_{kk}^{-1}S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}$ respectivamente

Por lo tanto nuestro problema de maximización se reduce a encontrar un eigenvalor y eigenvector de $S_{kk}^{-1}S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}$.

2) La prueba de rango

De (4.2.11), (4.2.13) y (4.2.18), obtenemos:

$$|L_{\max}(\beta)|^{-\frac{2}{T}} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r \frac{1}{\lambda_{0i}} \tag{4.2.20}$$

$$L_{\max}(\beta) = -\frac{T}{2} |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i) \tag{4.2.21}$$

Por lo tanto obtenemos la prueba LR (tasa de máxima verosimilitud) o la prueba de traza como:

$$LR = -2 \log \frac{L_{\max}(H_0 = r)}{L_{\max}(H_1 = n)} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i) \tag{4.2.22}$$

Y la prueba del máximo eigenvalor (o la prueba de λ_{\max}) como:

$$\lambda_{\max} = -2 \log \frac{L_{\max}(H_0 = r)}{L_{\max}(H_1 = r + 1)} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \tag{4.2.23}$$

Nótese que la hipótesis alternativa es diferente en cada prueba. Para valores estadísticos grandes, rechazamos la hipótesis nula que existen r vectores de cointegración, $H_0 = r$. Los valores críticos se encuentran en Johansen (1995).

3) Selección de modelos

Johansen (1995) considera cinco modelos con respecto a las propiedades de los datos así como de las relaciones de cointegración los cuales son los siguientes.

- i) Modelo con una tendencia cuadrática en Y_t .

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_0 t^2 + \alpha \beta' Y_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2.24)$$

- ii) Modelo con tendencia lineal en Y_t en el cual la cointegración determinística no se satisface.

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_0 t + \alpha \beta' Y_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2.25)$$

- iii) Modelo con tendencia lineal en Y_t en el cual el que la cointegración determinística sí se satisface (co-tendencias).

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_1 t) + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2.26)$$

- iv) Modelo sin tendencia en Y_t en el cual el que la cointegración determinística sí se satisface

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_0) + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2.27)$$

- v) Modelo sin tendencia en Y_t en el cual la cointegración determinística no se satisface.

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2.28)$$

C) Aplicación Empírica del Modelo de Johansen¹⁹.

1. Prueba de Cointegración para el periodo 1936-2006

1.1 Descripción de las series

Las series utilizadas en este periodo tienen una frecuencia **anual**, cubren el periodo de **1936 a 2006**. El producto *per capita* de los Estados Unidos (yusa), el producto *per capita* mexicano (ymex).

1.2 Análisis de Raíz Unitaria

1.2.1 Método Dickey Fuller Aumentado²⁰

Cuadro 4.1.1 Prueba de raíz unitaria ADF, 1936-2006

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|---------|---------------------|-------------|--------|-------------|---------------------|-------------|--------|
| | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 0 | N | 5.376601 | 1.0000 | 0 | N | -4.093694 | 0.0001 |
| ymex | 0 | N | 4.303451 | 1.0000 | 0 | N | -5.266568 | 0.0000 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

1.2.2 Método de Phillips-Perron²¹

Cuadro 4.1.2 Prueba de raíz unitaria Phillips-Perron, 1936-2006

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|-------------------|---------------------|-------------|--------|-------------------|---------------------|-------------|--------|
| | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 3 | N | 4.371051 | 1.0000 | 3 | N | -4.09916 | 0.0001 |
| ymex | 2 | N | 3.716778 | 0.9999 | 3 | N | -5.30222 | 0.0000 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

El ancho de banda es determinado por el criterio Newey-West

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

Las pruebas anteriores demuestran que tanto la serie del producto *per capita* de México como el de EUA son procesos I(1) en el período **1936-2006**

¹⁹ Los anexos están a disposición del lector, para lo cual debe solicitarlos al autor

²⁰ Anexo I

²¹ Anexo II

1.2.3 Rezagos Óptimos²²

Se determinó que el número de **rezagos óptimos** es de **2**

1.2.4 Prueba de Cointegración²³

Cuadro 4.1.3 Prueba de Cointegración periodo 1936-2006

Prueba de la Traza

| Hipótesis | Traza | | 0.05 | |
|--------------|------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.182105 | 18.88323 | 12.32090 | 0.0035 |
| Máximo 1 * | 0.070072 | 5.012754 | 4.129906 | 0.0299 |

La prueba de la traza indica 2 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

Prueba del Eigenvalor Máximo

| Hipótesis | Eigenvalor máximo | | 0.05 | |
|--------------|-------------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.182105 | 13.87047 | 11.22480 | 0.0168 |
| Máximo 1 * | 0.070072 | 5.012754 | 4.129906 | 0.0299 |

La prueba del eigenvalor máximo indica 2 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

| 1 Ecuación de Cointegración | Log verosimilitud | -18.40625 |
|-----------------------------|-------------------|-----------|
|-----------------------------|-------------------|-----------|

Coefficientes de cointegración normalizados (error estándar entre paréntesis)

| ymex | yusa |
|----------|-----------|
| 1.000000 | -0.125930 |
| | (0.03892) |

* denota el rechazo de la hipótesis al 0.05 de significancia

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Este resultado sugiere un vector de cointegración, o relación de largo plazo que deberemos estudiar en dos subperiodos por ser dudosa, ya que como inicialmente destacamos la serie mexicana presenta comportamientos distintos en los subperiodos que a continuación se sugieren.

²² Anexo III

²³ Anexo IV y V

2. Prueba de Cointegración para el periodo 1936-1982

2.1 Descripción de las series

Las series utilizadas en este periodo tienen una frecuencia **anual**, cubren el periodo de **1936 a 1982**. El producto *per capita* de los Estados Unidos (yusa), el producto *per capita* mexicano (ymex).

2.2 Análisis de Raíz Unitaria

2.2.1 Método Dickey Fuller Aumentado²⁴

Cuadro 4.2.1 Prueba de raíz unitaria ADF, 1936-1982

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|---------|---------------------|-------------|--------|-------------|---------------------|-------------|--------|
| | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 1 | N | 1.014443 | 0.9158 | 0 | N | -3.681368 | 0.0005 |
| ymex | 0 | N | 7.710829 | 1.0000 | 0 | N | -2.869989 | 0.0051 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

2.2.2 Método de Phillips-Perron²⁵

Cuadro 4.2.2 Prueba de raíz unitaria Phillips-Perron, 1936-1982

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|-------------------|---------------------|-------------|--------|-------------------|---------------------|-------------|--------|
| | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 2 | N | 1.844228 | 0.9830 | 3 | N | -3.69871 | 0.0004 |
| ymex | 15 | N | 12.39926 | 1.0000 | 1 | N | -2.79715 | 0.0062 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

El ancho de banda es determinado por el criterio Newey-West

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

Las pruebas anteriores demuestran que tanto la serie del producto *per capita* de México como el de EUA son procesos I(1) en el período **1936-1982**

2.2.3 Rezagos Óptimos²⁶

²⁴ Anexo VI

²⁵ Anexo VII

²⁶ Anexo VIII

Se determinó que el número de **rezagos óptimos** es de **5**

2.2.4 Prueba de Cointegración²⁷

Cuadro 4.2.3 Prueba de Cointegración periodo 1936-1982

Prueba de la Traza

| Hipótesis | Traza | | 0.05 | |
|--------------|------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.582993 | 55.23226 | 20.26184 | 0.0000 |
| Máximo 1 * | 0.356222 | 18.49683 | 9.164546 | 0.0007 |

La prueba de la traza indica 2 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

Prueba del Eigenvalor Máximo

| Hipótesis | Eigenvalor máximo | | 0.05 | |
|--------------|-------------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.582993 | 36.73543 | 15.89210 | 0.0000 |
| Máximo 1 * | 0.356222 | 18.49683 | 9.164546 | 0.0007 |

La prueba del eigenvalor máximo indica 2 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

| 1 Ecuación de Cointegración | Log verosimilitud | 15.11617 |
|-----------------------------|-------------------|----------|
|-----------------------------|-------------------|----------|

Coeficientes de cointegración normalizados (error estándar entre paréntesis)

| ymex | yusa | c |
|----------|-----------|-----------|
| 1.000000 | -0.041137 | -0.752382 |
| | (0.05372) | (0.47577) |

* denota el rechazo de la hipótesis al 0.05 de significancia

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

La prueba de cointegración revela que en el periodo **1936-1982** las economías de México y Estados Unidos no se encontraban cointegradas ya que el coeficiente de cointegración no es significativamente distinto de cero. El anterior resultado es coherente con la evidencia histórica ya que en este periodo México crecía a un ritmo mayor que los Estados Unidos.

²⁷ Anexo IX y X

3. Prueba de Cointegración para el periodo 1989.1 2006.4

3.1 Descripción de las series

Las series utilizadas en este periodo tienen una frecuencia **trimestral**, cubren el periodo de **1989.1 a 2006.4**. El producto *per capita* de los Estados Unidos (yusa), el producto *per capita* mexicano (ymex).

3.2 Análisis de Raíz Unitaria

En este punto utilizaremos dos criterios para determinar si las variables son I(1)

3.2.1 Método Dickey Fuller Aumentado²⁸

Cuadro 4.3.1 Prueba de raíz unitaria ADF, **1989:1 2006:4**

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|---------|---------------------|-------------|--------|-------------|---------------------|-------------|--------|
| | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Rezagos | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 0 | N | 5.525043 | 1.0000 | 1 | N | -3.260736 | 0.0015 |
| ymex | 1 | N | 1.777895 | 0.9811 | 0 | N | -5.798407 | 0.0000 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

3.2.2 Método de Phillips-Perron²⁹

Cuadro 4.3.2 Prueba de raíz unitaria Phillips-Perron, **1989:1 2006:4**

| Variable | Niveles | | | | Diferencias | | | |
|----------|-------------------|---------------------|-------------|--------|-------------------|---------------------|-------------|--------|
| | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* | Ancho de Banda | Especifi- cación | Estadístico | Prob.* |
| yusa | 0 | N | 5.525043 | 1.0000 | 4 | N | -6.51173 | 0.0000 |
| ymex | 1 | N | 2.203798 | 0.9931 | 2 | N | -5.85171 | 0.0000 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

El ancho de banda es determinado por el criterio Newey-West

En la columna correspondiente a la Especificación final las letras T, I y N indican la presencia de tendencias, intercepto y nada respectivamente.

Las pruebas anteriores demuestran que tanto la serie del producto *per capita* de México como el de EUA son procesos I(1) en el período **1989:1 2006:4**

²⁸ Anexo XI

²⁹ Anexo XII

3.2.3 Rezagos Óptimos³⁰

Se determinó que el número de rezagos óptimos es de 2

3.2.4 Prueba de Cointegración³¹

Cuadro 4.3.3 Prueba de Cointegración periodo 1989:1 2006:4

Prueba de la Traza

| Hipótesis | Traza | | 0.05 | |
|--------------|------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.273193 | 30.10115 | 20.26184 | 0.0016 |
| Máximo 1 * | 0.104992 | 7.764600 | 9.164546 | 0.0915 |

La prueba de la traza indica 1 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

Prueba del Eigenvalor Máximo

| Hipótesis | Eigenvalor máximo | | 0.05 | |
|--------------|-------------------|-------------|---------------|---------|
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Estadístico | Valor Crítico | Prob.** |
| Ninguna * | 0.273193 | 22.33655 | 15.89210 | 0.0042 |
| Máximo 1 * | 0.104992 | 7.764600 | 9.164546 | 0.0915 |

La prueba del eigenvalor máximo indica 1 ecuaciones de cointegración al 0.05 de significancia

| 1 Ecuación de Cointegración | Log verosimilitud | 99.32328 |
|-----------------------------|-------------------|----------|
|-----------------------------|-------------------|----------|

Coeficientes de cointegración normalizados (error estándar entre paréntesis)

| yusa | ymex | c |
|----------|-----------|-----------|
| 1.000000 | -4.231113 | 3.999688 |
| | (0.60539) | (4.06302) |

* denota el rechazo de la hipótesis al 0.05 de significancia

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

La prueba de cointegración revela que en el periodo **1989:1 2006:4** la economía mexicana representaba, en una relación a largo plazo, un 23.84% de la economía estadounidense. Este resultado corrobora la evidencia de la Gráfica 2.1.

³⁰ Anexo XIII

³¹ Anexo XIV y XV

V) INTERPRETACIÓN ECONÓMICA DE LOS RESULTADOS.³²

Las mayores tasas de crecimiento tanto del ingreso real total como del ingreso por habitante registradas por México durante el período 1946-1982 pueden ser interpretadas dentro de la moderna discusión del papel de las instituciones en el desarrollo económico. La hipótesis es que durante el período 1946-1982 teníamos instituciones mucho más acordes con la estrategia global de crecimiento del país que con las que contamos hoy en día. El reconocer que las instituciones son fundamentales no implica decir que las políticas públicas no sean efectivas

Easterly y Levine (2002), (EL) estiman regresiones del nivel de ingreso sobre varias medidas de dotación de factores, instituciones y políticas públicas. Encuentran que las “instituciones” juegan un papel en el desarrollo, mientras que ni las dotaciones de factores, ni las políticas públicas tienen efectos. Sostienen que las políticas macroeconómicas no tienen efectos sobre el ingreso una vez que se controla por “instituciones”. El problema con EL es que confunden el papel de variables instrumentales, las cuales tienen únicamente el propósito de evitar la simultaneidad en una regresión entre la variable independiente y la(s) dependiente(s), evitando así problemas con los estimadores. En este sentido Rodrik *et al.* (2002) sostienen que el problema con el trabajo de EL es el clásico problema de tratar de construir teorías económicas a partir de variables instrumentales, y que esto es lo que hacen estos autores.

Efectivamente estos autores le asignan una causalidad a la variable “tasa de mortalidad de los colonos europeos” usada como instrumento, y la interpretan diciendo que la geografía hizo a ciertos lugares más o menos inhóspitos que otros, debido a la presencia de “cultivos y gérmenes”, en lugar de ver el instrumento simplemente como lo que es, una fuente exógena que captura estadísticamente las variaciones entre países de la variable “instituciones”. Lo interesante es que estos autores al enfatizar la importancia de las instituciones en el desarrollo usando este instrumento terminan apoyando una teoría geográfica del crecimiento, lo cual resulta simpático, por decir lo menos.

Rodrik *et al.* (2002) en un estudio similar al de EL pero construyendo diferentes instrumentos llegan a resultados similares a EL sobre el rol de las instituciones, aunque para Rodrik *et al.* la interpretación es diametralmente opuesta a la de EL. Rodrik *et al.* también encuentran para diferentes tamaños de muestra y especificaciones que la variable integración (apertura comercial) y geografía no son significativas. Para ellos la variable determinante de los niveles de ingreso son las instituciones.

Para Rodrik *et al.* existen importantes ganancias económicas al mejorar las instituciones, como por ejemplo señala el caso de Japón durante la restauración Meiji o Corea del Sur durante los años sesentas, y se podría agregar a China desde 1970. Para ellos la distinción entre instituciones y políticas públicas es muy difícil, como se ilustra en estos ejemplos. Las reformas que Japón, Corea del Sur y China introdujeron fueron el resultado de políticas

³² Esta sección está basada en Rodrick et al. (2002).

públicas innovadoras que eventualmente resultaron en un cambio fundamental en la estructura institucional de sus economías.

Rodrik *et al.* recomiendan pensar en las políticas públicas como una variable de flujo, y a las instituciones como una variable de stock. Bajo esta óptica podemos pensar en las instituciones como el resultado acumulativo de acciones de política pasadas. Dejemos que p_i sea la política pública de la dimensión i (i = fiscal, comercial, laboral, financiera, sectorial, de inversiones, etc.), I es la calidad de las instituciones, δ la tasa a la cual la calidad de las instituciones decae en ausencia de acciones que las mantengan.

La evolución de la calidad institucional a través del tiempo puede ser escrita como:

$$\dot{I} = \sum_{i=1}^n \alpha_i p_i - \delta I$$

donde α_i representan el impacto de la política pública i en la calidad institucional.

Esto sugiere que es inapropiado el correr una regresión entre los niveles de ingreso con la calidad de las instituciones y políticas públicas al mismo tiempo. El problema no es sólo que el ingreso se mueve en forma muy lenta en tanto que las políticas públicas pueden dar cambios muy rápidos, sino que la medida de calidad institucional ya contiene toda la información relevante acerca del impacto de las políticas públicas. Si la especificación apropiada del ingreso es $\ln y = \beta I + u$, para ver el efecto de las políticas públicas, éstas deben

verse en una regresión de la forma $\frac{d \ln y}{dt} = \beta \dot{I} + v = \lambda_0 + \beta \sum_{i=1}^n \alpha_i p_i + v$. En otras palabras,

si uno quiere ver los efectos de las políticas, éstas deben de hacerse con las tasas de crecimiento de los ingresos no en los niveles. Finalmente, una teoría de las instituciones determinística, basada en la geografía, subestima el efecto que tienen las políticas públicas sobre las instituciones.

¿Qué tanto ayudan los hallazgos de estos autores a los hacedores de política económica que quieren mejorar el funcionamiento de sus economías? No mucho o prácticamente nada. Es cierto que ayuda saber que la geografía no es fatal, o que concentrarse en aumentar los lazos comerciales con el mercado mundial es poco probable que nos lleve a la convergencia, como lo hemos mostrado. Pero la utilidad práctica de saber que las instituciones son determinantes para el nivel de ingreso de un país es nula.

El indicador de calidad institucional es el “rating” que hacen los inversores “y otros observadores” del ambiente institucional. Los constructores de los índices cuantifican estas observaciones como la verosimilitud de que los inversores mantengan los frutos de sus inversiones, la probabilidad de que el Estado los expropie, o que el sistema legal proteja sus derechos de propiedad. La cuestión es que es importante saber que estos ratings importan y que de hecho importan mucho, pero es muy difícil saber cómo se forman estas evaluaciones y lo que es más importante cómo se pueden cambiar. En términos de la formulación de instituciones desarrollada antes, lo que hemos estimado es β , mientras que lo que necesitan conocer los hacedores de política es α_i (impacto de las políticas) de las políticas a su alcance.

Se puede ilustrar el problema de extraer información relevante acerca del concepto general de que las instituciones son determinantes para el nivel de ingreso usando el ejemplo de los derechos de propiedad. Obviamente la presencia de derechos de propiedad claros es clave para los inversionistas, es más, parece que es el elemento más importante en el ambiente institucional el cual moldea el desempeño de las economías. Estos hallazgos mencionan que los inversores creen que si sus derechos de propiedad están protegidos la economía termina estando más rica. Pero nada implican estos resultados acerca de la forma real en que los derechos de propiedad deban ser. Ni siquiera podemos deducir que anunciando un régimen de derechos de propiedad basado en la propiedad privada producirá resultados superiores comparados con formas alternativas de derechos de propiedad.

Credibilidad en las señales que lanza un Estado Nacional acerca de los derechos de propiedad es más importante que establecer leyes formales y estableciendo un régimen formal de propiedad privada. Los derechos de propiedad pueden ser implementados a través de “common law” derecho civil, o para propósitos prácticos, el socialismo tipo chino.

Existe una evidencia creciente que un conjunto de instituciones deseables tiene un amplio elemento de especificidad al contexto en que operan, las cuales se generan en sus trayectorias históricas específicas, geografía, economía política y otras condiciones iniciales. Esto puede ayudar a explicar por qué países en desarrollo exitosos como China, Corea del Sur y Taiwán entre otros, siempre combinaron en forma por demás afortunada elementos heterodoxos con políticas ortodoxas.

Esto quiere decir que México para acelerar su crecimiento debe de buscar “instituciones” nuevas que no necesariamente corresponden con lo que tienen en mente los organismos financieros internacionales; instituciones acordes a una estrategia de crecimiento propia basada en las nuevas realidades con una fuerte intervención del Estado como promotor del crecimiento.

Apéndice I Exogeneidad Débil

Como su etimología lo indica exogeneidad se refiere a las variables que son generadas fuera del sistema o de una ecuación en particular. Las variables dependientes que son generadas dentro del sistema son descritas como endógenas.

En la medida que sus valores afectan aquellos de las variables dependientes, las variables exógenas son aptas para ser descritas como variables explicativas o regresores. El concepto de exogeneidad es apropiado en circunstancias donde la ecuación de regresión corresponde a componentes de la economía que pueden ser considerados como entidades estructurales que involucran relaciones causales que van de las variables explicativas a las variables dependientes.

Los parámetros de una ecuación estructural son sus propiedades intrínsecas; y éstas se espera que sean invariantes con respecto a cualquier cambio en las circunstancias que afectan la generación de las variables exógenas.

Es más, la validez de los métodos de análisis de regresión dependen de la veracidad de los supuestos de que los términos de la perturbación no estén correlacionados con las variables explicativas que son consideradas como exógenas.

El concepto de exogeneidad ha sido analizado y elaborado en un artículo muy influyente de Engle, Hendry y Richard (1983). En ese artículo los autores estudian regresiones estructurales y le dan un nuevo significado a la palabra exogeneidad e introducen el concepto de “exogeneidad débil”.

Debemos de empezar haciendo notar que no existe nada inherente en la estructura de una distribución bivariada que nos indique cuál de las variables es la variable dependiente y cuál es la variable explicativa. A las dos variables se les asignan tales roles al escoger la forma de factorización que representan la distribución conjunta como el producto de la distribución marginal y la distribución condicional.

| | |
|-------------------------------------|-----|
| $f(x, y) = f(y x)f(x) = f(x y)f(y)$ | (1) |
|-------------------------------------|-----|

Escogemos a y como la variable independiente y a x como regresor. En este caso la distribución condicional $f(y|x)$ representa la ecuación de regresión. Si x califica como variable exógena (débil) entonces podemos ignorar los detalles de la distribución marginal $f(x)$ al hacer inferencias acerca de los parámetros de la distribución condicional.

La definición tiene que ver básicamente con la eficiencia de los estimadores. La variable x_t es definida como débilmente exógena para los propósitos de estimación, esto es si la estimación de y usando la variable x_t no implica ninguna pérdida de información cuando solo nos ocupamos en la distribución condicional de y_t dado x_t y no hacemos caso de la distribución marginal de x_t .

Ejemplo:

| | |
|---|-----|
| $PIB_t = \beta GDP_{t-1} + \varepsilon_t$ donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ | (2) |
|---|-----|

| | |
|--|-----|
| $GDP_t = \theta PIB_{t-1} + v_t$ donde $v_t \sim N(0, \sigma^2)$ | (3) |
|--|-----|

Aquí, PIB_t y GDP_t , son los logaritmos del PIB de México y EUA respectivamente, los cuales han sido ajustados restándoles las respectivas medias de las muestras para eliminar el término de intersección de las ecuaciones.

Se supone que $Cov(\varepsilon_t, v_t) = 0$, lo cual refleja el hecho de que las circunstancias en las que se desarrolla el proceso de creación del PIB mexicano son muy diferentes del proceso en el que se crea el PIB de los EUA. De esto se desprende que si $Cov(GDP_t, v_t) = 0$ esto garantiza que GDP_t es exógeno con respecto a la ecuación (2).

Para que se cumpla la condición de exogeneidad estricta en la ecuación (2), será necesario que se elimine la ecuación de retroalimentación (3). Esto sería el caso cuando dentro de las circunstancias que determinan el PIB de los EUA no figura lo que sucedió con el PIB de México. Lo cual es un supuesto razonable dado el tamaño relativo de las dos economías y su nivel de interdependencia que corre en un solo sentido.

Apéndice II Pruebas de Raíces Unitarias

a) Niveles

i) PIB Mexicano

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.524818 | 0.8098 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.121303 | |
| 5% level | -3.487845 | |
| 10% level | -3.172314 | |

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

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -1.613018 | 0.7760 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.121303 | |
| 5% level | -3.487845 | |
| 10% level | -3.172314 | |

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

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 1.70E+08 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 1.95E+08 |

Conclusión: La prueba Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron no pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Por lo tanto las series en niveles no son estacionarias.

ii) PIB de EUA

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.678454 | 0.9995 |
| Test critical values: 1% level | -4.121303 | |
| 5% level | -3.487845 | |
| 10% level | -3.172314 | |

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

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | 2.082969 | 1.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.121303 | |
| 5% level | -3.487845 | |
| 10% level | -3.172314 | |

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

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 6.11E+09 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 1.84E+09 |

Conclusión: La prueba Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron no pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Por lo tanto las series en niveles no son estacionarias.

b) Primeras diferencias

i) Δ PIB Mexicano (Δ PIB)

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.544657 | 0.0006 |
| Test critical values: 1% level | -2.605442 | |
| 5% level | -1.946549 | |
| 10% level | -1.613181 | |

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

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -3.424050 | 0.0009 |
| Test critical values: 1% level | -2.605442 | |
| 5% level | -1.946549 | |
| 10% level | -1.613181 | |

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

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 2.51E+08 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 2.30E+08 |

Conclusión: La prueba Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron rechazan la hipótesis de raíz unitaria. Por lo tanto las series en diferencias son estacionarias.

ii) Δ PIB de EUA (Δ GDP)

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.978070 | 0.0466 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.605442 | |
| 5% level | -1.946549 | |
| 10% level | -1.613181 | |

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

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -1.607862 | 0.1010 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.605442 | |
| 5% level | -1.946549 | |
| 10% level | -1.613181 | |

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

Conclusión: La prueba Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron rechazan la hipótesis de raíz unitaria. Por lo tanto las series en diferencias son estacionarias.

Apéndice III Pruebas de Cointegración

a) Período 1950-1982 (Datos anuales)

Ecuación estimada: PIB = -149239.8+ 0.129144*GDP

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 05/24/07 Time: 21:02
Sample: 1950 1982
Included observations: 33

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -149239.8 | 13887.06 | -10.74668 | 0.0000 |
| GDP | 0.129144 | 0.004745 | 27.21655 | 0.0000 |
| R-squared | 0.959831 | Mean dependent var | | 209783.4 |
| Adjusted R-squared | 0.958535 | S.D. dependent var | | 122445.2 |
| S.E. of regression | 24933.37 | Akaike info criterion | | 23.14449 |
| Sum squared resid | 1.93E+10 | Schwarz criterion | | 23.23519 |
| Log likelihood | -379.8841 | F-statistic | | 740.7404 |
| Durbin-Watson stat | 0.211444 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Serie: $e = \text{PIB} + 149239.8 - 0.129144 * \text{GDP}$.

Pruebas de raíz unitaria de los residuos

Null Hypothesis: RESPIB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.174895 | 0.2139 |
| Test critical values: 1% level | -2.641672 | |
| 5% level | -1.952066 | |
| 10% level | -1.610400 | |

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

Null Hypothesis: RESPIB has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -0.645679 | 0.4296 |
| Test critical values: 1% level | -2.639210 | |
| 5% level | -1.951687 | |
| 10% level | -1.610579 | |

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

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 1.27E+08 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 1.78E+08 |

Conclusión: Las series PIB y GDP con datos anuales para el período 1950-1988 no están cointegradas. La prueba Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron no pueden rechazar la hipótesis de que los residuos tienen raíz unitaria.

b) Período 1988-2006 (Datos trimestrales)

Ecuación estimada: $PIB = 0.089122 * GDP$
(Constante no significativa)

Dependent Variable: PIBQ
Method: Least Squares
Date: 05/24/07 Time: 20:48
Sample: 33 108
Included observations: 76

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| GDPQ | 0.089122 | 0.000251 | 354.9664 | 0.0000 |
| R-squared | 0.977978 | Mean dependent var | | 160.2775 |
| Adjusted R-squared | 0.977978 | S.D. dependent var | | 26.88349 |
| S.E. of regression | 3.989416 | Akaike info criterion | | 5.618237 |
| Sum squared resid | 1193.658 | Schwarz criterion | | 5.648905 |
| Log likelihood | -212.4930 | Durbin-Watson stat | | 0.226628 |

Serie: $e = \text{PIB} - 0.089122 * \text{GDP}$.

Pruebas de raíz unitaria para los residuos

Null Hypothesis: RESPIBQ has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.894092 | 0.0043 |
| Test critical values: 1% level | -2.596586 | |
| 5% level | -1.945260 | |
| 10% level | -1.613912 | |

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

Null Hypothesis: RESPIBQ has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -2.387544 | 0.0173 |
| Test critical values: 1% level | -2.596160 | |
| 5% level | -1.945199 | |
| 10% level | -1.613948 | |

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

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 3.390515 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 4.224383 |

Conclusión: Las series PIB y GDP con datos trimestrales para el período 1988-2006 están cointegradas. La prueba Dickey-Fuller Aumentada rechaza la hipótesis a todos los niveles de significancia de que los residuos tienen raíz unitaria. La prueba Phillips-Perron rechaza la hipótesis al 5% de nivel de significancia.

Apéndice IV
Modelo de Corrección de Errores

Dependent Variable: ΔY_t

Method: Least Squares

Date: 05/22/07 Time: 19:51

Sample: 33 108

Included observations: 76

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| α_0 | 0.062433 | 1.308568 | 0.047711 | 0.9621 |
| ΔY_t | -0.126407 | 0.055020 | -2.297483 | 0.0245 |
| ΔX_t | 0.058423 | 0.024589 | 2.376044 | 0.0202 |
| X_{t-1} | 0.011480 | 0.004940 | 2.323693 | 0.0230 |
| R-squared | 0.167047 | Mean dependent var | | 1.213332 |
| Adjusted R-squared | 0.132341 | S.D. dependent var | | 2.005624 |
| S.E. of regression | 1.868204 | Akaike info criterion | | 4.139028 |
| Sum squared resid | 251.2934 | Schwarz criterion | | 4.261698 |
| Log likelihood | -153.2831 | F-statistic | | 4.813149 |
| Durbin-Watson stat | 1.379745 | Prob(F-statistic) | | 0.004127 |

Bibliografía

Beck, Nathaniel, (1991) “Comparing Dynamic Specifications: The Case of Presidential Approval.” *Political Analysis* 3:51-87.

Benerjee, Anindya, John W. Galbraith, y Juan Dolado(1993) “Dynamic Specification with General Error Correction Form.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52:95-104.

———. 1996. “Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis.” *Journal of Econometrics* 71(1–2): 161–73.

Bernard, Andrew B., and Steven N. Durlauf. (1995) “Convergence in International Output.” *Journal of Applied Econometrics* 10(2): 97–108.

Bernard Andrew B., Durlauf Steven N.(1996), Interpreting Tests of The Convergente Hipótesis, *Journal of Econometrics* 71 161-173

Davidson, J. E.H., David F. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978).”Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers’ Expenditure and Income in the United Kingdom.” *Economic Journal* 88:661-692.

Davison, Russell y James MacKinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.

De Boef, Suzanna y Jim Granato (1997) “Near-Integrated Data and The Analysis of Political Relationships” *American Journal of Political Science* 41:619-640.

De Boef, Suzanna (2000) “Modeling Equilibrium Relationships: Error Correcting Models with Strongly Autorregresive Data” *Political Analysis*.2001; 9: 78-94.

Dornbusch Rüdiger (1980), *Open Economy Macroeconomics*, ed. Basic Books Inc, New York

Easterly, W., and R. Levine (2002), “Topics, Germs, y Crops: How Endowments Influence Economic Development”, mimeo, Center for Global Development Institute for Development Economics,

Easterly, Fiess, Lederman. (2003). “NAFTA and Convergence in North America: High Expectations, Big Events, Little Time” *Economia I*

Engle, Robert F. y C. W. J. Granger (1987). “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica* 55:251-276.

Engle, R.F., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983), Exogeneidad, *Econometrica*, 51,277-304.

Jang Kyungho, Ogari Masao (2001), *User Guide for Johansen’s Method*. Departamento de Economía The Ohio State University

Johansen, Soren (1988) “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12:231-254.

Johansen S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, ed. Oxford University Press

Keele Luke, Suzanna De Boef (2004) "Not Just Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data." Working Paper. Department of Politics and International Relations. Oxford University.

Maddala, G.S. (1992), *Introduction to Econometrics*, 2nd ed, Macmillan, New York

Maddala, G.S., Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, ed cambridge, Cambridge

Rodrik Dani, Arvind Subramanian, Trebbi Francesco (2002), Institutions rule: The Primacy of Institutions Over Geography and Integration in Economic Development. Working Paper 9305, NBER.

ÍNDICE DE CUADROS Y TABLAS

| | |
|---------------------|-----------|
| Cuadro 1.1 | 6 |
| Cuadro 1.2 | 6 |
| Cuadro 1.3 | 7 |
| Gráfica 2.1 | 10 |
| Cuadro 4.1.1 | 26 |
| Cuadro 4.1.2 | 26 |
| Cuadro 4.1.3 | 27 |
| Cuadro 4.2.1 | 28 |
| Cuadro 4.2.1 | 28 |
| Cuadro 4.2.1 | 29 |
| Cuadro 4.3.1 | 30 |
| Cuadro 4.3.1 | 30 |
| Cuadro 4.3.1 | 31 |