INSTITUTO NACIONAL DE ADMINISTRACIÓN PÚBLICA, A.C.

MAESTRÍA EN FINANZAS PÚBLICAS
RVOE 2014003

UN MODELO ECONOMÉTRICO PARA ANALIZAR LA CAUSALIDAD E IMPACTO DEL GASTO PÚBLICO EDUCATIVO EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO.

TESIS QUE PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN FINANZAS PÚBLICAS

PRESENTA:

RAFAEL ESCUDERO CHARGOY

DIRECTOR: MTRO. SERGIO SANDOVAL MATURANO

CD. DE MÉXICO OCTUBRE DE 2016.

Agradecimientos:

A mis padres Jesús Escudero e Irene Chargoy, ejemplos de tenacidad, entrega y sacrificio.

A mis hermanos Óscar, Venancio, Ariel y Rosario, maestros rurales de vocación y profesión, de quienes aprendí a valorar la grandeza de la tarea educativa y la dignidad de nuestro origen campesino.

A mi esposa Rita Leonor Armillas Beltrán y a mi hijo Rafael, por sus palabras de aliento, sus comentarios críticos y compartir conmigo la pasión por el conocimiento, con incontables noches de desvelo.

Al Ing. Ernesto Guajardo Maldonado, ex Director General de Educación Tecnológica Agropecuaria, por impulsarme a realizar mis estudios de maestría y apoyarme con la beca institucional de posgrado.

Al Dr. César Turrent Fernández, actual Director General de Educación Tecnológica Agropecuaria, por brindarme todas las facilidades para la elaboración de la presente tesis.

Reconocimientos:

Al Instituto Nacional de Administración Pública, A.C. y su prestigiado cuerpo académico, por su vigencia como referente indiscutible en la preparación de servidores públicos de alto nivel, comprometidos con las mejores prácticas de la gestión gubernamental, como lo requieren los intereses superiores de la Nación.

A la Dirección General de Educación Tecnológica Agropecuaria, institución de gran valía para la sociedad rural y de la cual me siento orgulloso de formar parte, a la que profeso perenne gratitud y afecto, por marcar la senda de mi juventud y por constituirse en un pilar de mi formación y desarrollo profesional.

A mi Director de Tesis, Mtro. Sergio Sandoval Maturano, por su paciencia y valiosas observaciones para lograr una estructura coherente, sólida y convincente en el desarrollo de la presente tesis, sin escatimar sus conocimientos y experiencia.

A mis revisores y sinodales de tesis, Dr. José Adrián Cruz Pérez, Dr. Carlos Martínez Padilla, Mtro. Ildefonso Morales Velázquez y Mtro. José Ricardez Pérez, por sus acertados comentarios y recomendaciones, que mejoraron sustancialmente la calidad y utilidad del presente trabajo.

Al Mtro. Carlos A. Reta Martínez, Presidente del Consejo Directivo del Instituto Nacional de Administración Pública, A.C., al Mtro. Francisco Gómez Velázquez, Director de la Escuela Nacional de Profesionalización Gubernamental y a la Dra. Guillermina Baena Paz, en su momento Coordinadora del Seminario de Titulación de la Maestría en Finanzas Públicas. A todos ellos por su planteamiento estratégico e innovador de la administración pública y la nueva gobernanza, el compromiso con un mejor diseño de las políticas públicas y por la disposición permanente para apoyar y orientar los esfuerzos de quienes asumimos el reto del posgrado.

UN MODELO ECONOMÉTRICO PARA ANALIZAR LA CAUSALIDAD E IMPACTO DEL GASTO PÚBLICO EDUCATIVO EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO.

ÍNDICE

		Página
	Introducción	**5**
1.	**Marco Metodológico Conceptual**	**13**
1.1	Justificación	13
1.2	Marco Conceptual	14
1.3	El uso de modelos en la Administración Pública	20
1.4	La Educación como factor de crecimiento y desarrollo	26
1.5	Enfoques institucionales sobre el papel de la educación	35
2.	**Estado del Arte en el campo de la educación y el crecimiento económico**	**41**
2.1	El Capital Humano	41
2.2	El enfoque Minceriano	42
2.3	Modelos con base en el capital humano	44
2.4	Capital humano y competitividad	47
2.5	Aplicaciones del modelo de capital humano al caso de México	50
2.6	Necesidad de los modelos macroeconométricos	53
3.	**Desarrollo del modelo econométrico básico**	**63**
3.1	Breve descripción de las bases teóricas del modelo	63
3.2	Las variables del modelo inicial	65
	3.2.1 Datos de las variables utilizadas	66
3.3	Secuencia para la estimación del modelo con apoyo de EViews 9	74
	3.3.1 Incorporación de la base de datos al sistema EViews	74
	3.3.2 Inspección gráfica de las series de datos	75
	3.3.3 Análisis de los estadísticos descriptivos de cada serie	83
	3.3.4 Análisis de la Matriz de correlaciones entre las variables	84
	3.3.5 Pruebas de heteroscedasticidad	85
4.	**Especificación del modelo y Pruebas de Hipótesis**	**99**
4.1	Análisis de coeficientes y estadísticos del modelo inicial	100
4.2	Análisis de los estadísticos de la primera ecuación	102
4.3	Contraste de Hipótesis sobre variables redundantes	108
5.	**Pruebas de Cambio Estructural**	**118**
5.1	Contrastes de especificación y estimación	118
	5.1.1 Contraste de Chow para el análisis del cambio estructural	123
	5.1.2 Contraste de predicción de Chow	130
5.2	Estimación recursiva	139

5.2.1 Residuos recursivos 142
5.2.2. Estadístico *Cusum* 143
5.2.3. Estadístico CUSUMQ 144
5.3 Selección y ajuste del modelo con cambio estructural 145
5.4 Pruebas de raíces unitarias 154
5.4.1 Análisis gráfico de las variables 157
5.4.2. Pruebas de raíces unitarias 159
5.4.2.1 Pruebas de raíces unitarias para PIB 159
5.4.2.2 Pruebas de raíces unitarias a las variables GE, KF, PTVD, y EX en primeras diferencias *I(1)* 163

6. Estimación del Modelo con Cambio Estructural EQPIBGEEX 186
6.1 Pruebas de Cointegración al modelo EQPIBGEEX 189
6.1.1 Estimación por el Método de Engle-Granger 190
6.1.2 Prueba de Hipótesis de Cointegración 193
6.1.2.1 Prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) 194
6.1.2.2 Prueba de Cointegración por el Método de Johansen 200
6.1.2.3 Interpretación de los estadísticos Trace Statistics y Max-Eigen 208
6.1.2.4 Modelo del Vector de Corrección de Error (MVCE) 210

7. Causalidad del Gasto Público Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB) 218
7.1. Modelos de rezagos distribuidos 218
7.1.1 Modelo de rezagos distribuidos ad hoc, con variables logarítmicas PIB1 y GE1 220
7.1.2 Estimación del modelo de rezagos distribuidos *ad hoc,* con las variables del modelo EQPIBGEEX 223
7.1.3 Método de Koyck 228
7.1.4 Método de Shirley Almon 230
7.1.4.1 Método de Almon para estimar el impacto del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1). 232
7.1.4.2 Método de Almon para estimar el impacto del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1) en el modelo EQPIBGEEX1. 240
7.2. Causalidad del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), en el sentido de Granger 245

8. El Modelo EQPIBGEEX como un Vector Autorregresivo (VAR) 254
8.1 VAR con los valores reales de las variables 256
8.2 Causalidad GE, PIB en el VAR, en el Sentido de Granger 262
8.2.1 Exogeneidad de GE, respecto al PIB en el VAR 262
8.2.2. Causalidad de GE hacia el PIB en el Sentido de Granger 264
8.3 Análisis de sensibilidad impulso-respuesta del VAR 268

9. Estimación y análisis del modelo EQPIBGEEX, en términos logarítmicos 280
9.1 Análisis gráfico de las variables logarítmicas PIB1, GE1, KF1, PTVD1 EX1 D1 280
9.2 Estimación del modelo logarítmico EQPIBGEEX1 286

9.2.1 Resultados de las pruebas de estacionariedad y cointegración del modelo logarítmico EQPIBGEEX1. 290
9.3 Causalidad del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1), en el sentido de Granger en el modelo logarítmico EQPIBGEEX1 292
9.4 Estimación del modelo logarítmico EQPIBGEEX1, como un vector autorregresivo, VAR1. 295
9.4.1 Causalidad GE1, PIB1 en el VAR1 logarítmico, en el Sentido de Granger 296
9.4.2. Análisis de sensibilidad impulso-respuesta en el VAR1 logarítmico 301
9.4.3. Análisis de impulso-respuesta PTVD1, EX1, con GE1 como variable explicativa 309

10. Análisis y propuestas de política pública 317
10.1 Relación causal Gasto Educativo-Crecimiento Económico 317
10.2 Análisis de resultados y propuestas de políticas públicas 322

Conclusiones 329

Anexo I: Pruebas de Raíces Unitarias de orden $I(0)$, para las variables PIB, GE, KF, PTVD y EX 339

Anexo II: Pruebas de Estacionariedad y Cointegración del modelo logarítmico EQPIBGEEX1 349

Anexo III: Estimación del modelo logarítmico EQPIBGEEX1, como un vector autorregresivo (VAR). 379

Bibliografía y fuentes de información 402

Introducción

El presente trabajo de tesis, tiene como objetivo central dejar evidencia cuantitativa de la importancia que tiene el gasto público en educación, como factor del crecimiento económico en nuestro país y reafirmar que se le debe ver como una inversión de mediano y largo plazo, con impactos importantes en el desarrollo de las capacidades creativas e innovadoras, la productividad y el ingreso.

Mediante el modelo econométrico uniecuacional de cambio estructural que aquí se presenta, se pretende probar la hipótesis de la causalidad del gasto público educativo sobre el crecimiento de la economía, con el propósito de contribuir con referentes sólidos, al diseño de mejores políticas públicas que profundicen los procesos de calidad en la educación y en la ampliación de la cobertura, para hacer realidad la legítima aspiración de la sociedad mexicana a lograr mejores niveles de competitividad y bienestar, sustentadas en una cada vez más amplia plataforma de capital humano altamente calificado, que permita afrontar con éxito los retos de la sociedad global, caracterizada por la incertidumbre, la inestabilidad y la volatilidad de los mercados.

Las interrogantes principales a las que se pretende dar respuesta, con el objeto de contribuir al diseño integral de las políticas públicas y a la toma de decisiones en la administración pública en materia educativa, son las siguientes:

- ¿Es factible dimensionar cuantitativamente el impacto del gasto público educativo, dado que constituye uno de los componentes más importantes del Gasto Público como variable macroeconómica, sobre el crecimiento de la economía?
- ¿Se han realizado en nuestro país, suficientes estudios empíricos referentes al impacto del gasto educativo y el capital humano sobre el desarrollo del país con un enfoque macroeconométrico?
- ¿Resulta útil la incorporación de modelos macroeconométricos, como herramientas para la toma de decisiones y una mejor utilización de los recursos públicos destinados a la educación?

Para dar respuesta a estas preguntas, se parte de una visión de conjunto de la administración pública, por ser en este ámbito donde el Estado, con sus estructuras de gobierno, toma las decisiones para el mejor uso de los recursos públicos, destinados a la dotación de bienes y servicios estratégicos como la educación, en beneficio de una sociedad día con día más participativa, más crítica y mejor informada.

En consecuencia, en el primer capítulo de este trabajo, se incorpora en el marco metodológico conceptual, el importante papel del Estado y los modelos de administración pública que a través de los últimos años han prevalecido conforme a las condiciones sociales, políticas y económicas, así como los diversos paradigmas teóricos con los cuales se ha tratado de responder a las distintas problemáticas de la gestión pública.

En este contexto, se destaca la necesidad de observar mayor eficacia de las políticas gubernamentales, sustentada en el conocimiento de los factores y nexos causales de las necesidades sociales, así como su adecuado dimensionamiento, considerando que el nivel de conocimiento de la causalidad, es determinante para la eficacia de las acciones con las que se pretenden alcanzar los objetivos deseados.

El modelo econométrico uniecuacional con cambio estructural, que se propone como núcleo del presente trabajo, se ubica precisamente en este escenario conceptual para avanzar en la construcción de una administración pública más eficaz y eficiente, fortalecida con la aplicación de la plataforma tecnológica y las nuevas herramientas de la era digital, con la pretensión de identificar dichos parámetros de causalidad, a partir de la hipótesis de que el gasto público educativo, es un factor importante del crecimiento económico.

Es por ello que en el segundo capítulo, antes de entrar al planteamiento del modelo que nos ocupa, se realiza un análisis del estado del arte de los trabajos econométricos que consideran a la educación como elemento causal del crecimiento económico, empezando con el trabajo pionero de Gary S. Becker sobre el capital humano, el modelo de Mincer y la corrección de sesgo de selectividad de Heckman, así como la revisión de algunos modelos macroeconométricos, que por cierto son los menos, ante el predominio de los modelos de corte microeconómico.

El hecho de que las variables utilizadas en los distintos modelos sean de tipo minceriano y de carácter microeconómico que privilegian el aspecto individual sobre lo social, deja entrever la necesidad de complementar el análisis con la aplicación de modelos de carácter macroeconométrico que en lo posible, permitan apreciar también el impacto de la educación en su carácter de gasto e inversión de largo plazo, para derivar políticas públicas macroeconómicas integrales, con mayor certeza y confiabilidad.

En el capítulo 3 se plantean las bases del modelo econométrico uniecuacional con cambio estructural, así como los aspectos metodológicos para su desarrollo, considerando al Producto Interno Bruto (PIB) como la variable dependiente y como variables explicativas al Gasto Público Educativo (GE), la Infraestructura Física (KF), la Productividad (PTVD), las Exportaciones (EX) y el Producto Interno Bruto de Estados Unidos (PIBEU). Asimismo, se analizan las series de cada una de las variables, incluyendo la inspección gráfica de las mismas y los estadísticos de cada serie.

Posteriormente, en el capítulo 4 se realiza la estimación del primer modelo, con apoyo del software *EViews,* para proceder al contraste de hipótesis, el análisis de los estadísticos de la primera ecuación, con el fin de lograr la mejor especificación del modelo mediante la eliminación de las variables redundantes.

En el capítulo 5 se realizan las pruebas de cambio estructural al modelo seleccionado, ante la posibilidad de que existan subperiodos o tramos donde el comportamiento del modelo sea diferente, para lo cual se aplica la prueba de

contraste de Chow, la estimación recursiva y los residuos recursivos, que permiten verificar la existencia de cambio estructural en 1980. Con estos elementos se procede a la selección definitiva del modelo econométrico con cambio estructural (EQPIBGEEX), al cual se le incluye una variable *"dummy"* para registrar dicho cambio estructural y se realizan las pruebas de raíces unitarias para las variables del modelo, con el fin de de descartar una regresión espuria, al probar que las variables son estacionarias en primeras diferencias *I(1).*

Aplicadas las pruebas de cambio estructural y de raíces unitarias, en el capítulo 6 se realiza la estimación formal del modelo econométrico con cambio estructural (EQPIBGEEX), aplicándose las pruebas de cointegración por los métodos de Engle – Granger y de Hansen, así como el vector de corrección de errores (VEC), para demostrar que hay cointegración entre las variables del modelo con cambio estructural, con objeto de descartar la posibilidad de una regresión espuria.

A partir del modelo EQPIBGEEX obtenido con la mejor especificación, ajuste y aceptables niveles de confianza, se desarrolla el capítulo 7 para construir las evidencias de la causalidad e impacto del Gasto Público Educativo (GE) sobre el crecimiento de la economía (PIB) y cumplir así con uno de los objetivos fundamentales de la presente tesis, mediante aplicaciones del modelo de rezagos distribuidos con estimaciones ad hoc, el Método de Koyck, el Método de Almon para rezagos distribuidos polinomiales y la Prueba de Causalidad de Granger.

En el capítulo 8 se prueba la fortaleza del modelo EQPIBGEEX, con la estimación del modelo como un Vector Autorregresivo (VAR), demostrándose que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos. Asimismo, se verifica el cumplimiento del principio de exogeneidad de las variables del modelo y se corrobora la causalidad del gasto público educativo (GE) hacia el Producto Interno Bruto (PIB) en el sentido de Granger, con el análisis de sensibilidad *impulso-respuesta.*

Con el propósito de no dejar dudas sobre la confiabilidad del modelo con cambio estructural EQPIBGEEX y demostrar la causalidad del Gasto Público Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), en el sentido de Granger, en el capítulo 9 se realiza el mismo ejercicio de estimación, pero ahora en términos logarítmicos, complementándose a su vez, con su parametrización como un Vector Autorregresivo (VAR), con el respectivo análisis de impulso-respuesta. El análisis gráfico, la aplicación de las pruebas de raíces unitarias, las pruebas de cointegración de Engle–Granger y de Hansen, hacen posible verificar un ajuste bastante satisfactorio del modelo logarítmico, así como su grado de utilidad como un VAR para fines predictivos.

En el Capítulo 10, derivado de una serie de reflexiones que se vierten a lo largo del trabajo, se propone un conjunto de sugerencias y recomendaciones en apoyo

a un mejor diseño de las políticas públicas educativas, considerando la causalidad del Gasto Educativo del sector Público, como factor del crecimiento económico.

Finalmente, en las conclusiones se enfatiza la necesidad de complementar los trabajos econométricos de corte minceriano, con mayores esfuerzos por desarrollar modelos macroeconométricos estructurales, con el fin de alcanzar los niveles de complementariedad con base en la causalidad que ejercen la educación y el capital humano como factores del crecimiento económico y cerrar el círculo en el diseño de las políticas públicas con un enfoque de mayor integralidad.

1. Marco Metodológico Conceptual

1.1. Justificación

La educación es un elemento fundamental del desarrollo, debido a su impacto cualitativo en variables relevantes para el crecimiento económico, como el nivel de capacitación, la productividad de la fuerza laboral (capital humano), así como la innovación y mejora del capital físico. A pesar de esto, existen pocos trabajos con un enfoque cuantitativo macroeconómico en los que se tome a la educación, vía gasto educativo, como un factor para explicar el comportamiento de la producción de nuestro país, por lo que se considera necesario verificar la existencia de una relación causal entre el gasto público en educación como variable macroeconómica y el crecimiento del producto interno bruto.

El tema es relevante, porque de verificarse la existencia de una relación causal cuantitativa, es posible que se puedan definir parámetros de referencia y medición que permitan un mejor diseño de las políticas públicas para la adecuada calibración de las variaciones en el gasto público educativo, que se traduzcan en impactos más favorables en el comportamiento del PIB nacional. Es decir, la disponibilidad de estos parámetros no solo permitiría mayores elementos para explicar el crecimiento económico, sino también la construcción de distintos escenarios con base en el grado en que las variaciones del gasto educativo, impactan el crecimiento económico del país.

El tema adquiere mayor importancia porque en el Plan Nacional de Desarrollo 2013-2018, el Gobierno de la República propone como tercer eje de gobierno y como política de Estado, una "educación de calidad para todos" con equidad y pertinencia, en vinculación con el quehacer científico, el desarrollo tecnológico y los sectores productivos, lo cual significa que habrá que incrementar sustancialmente la inversión y el gasto público educativo con mayor eficacia y visión estratégica para formar el capital humano que México necesita como nación competitiva, en la nueva sociedad global del conocimiento.

1.2 Marco Conceptual

El trabajo se inscribe en el marco de un modelo de gestión pública participativo [1], en el que el Estado con sus estructuras de gobierno genera y estimula mayores espacios de participación efectiva de la ciudadanía en el diseño de las políticas públicas y la toma de decisiones, mediante el uso eficiente y eficaz de los recursos, la promoción de esquemas de responsabilidad compartida y una gestión transparente, ante una sociedad más informada que exige la dotación de bienes públicos de calidad con rendición de cuentas, como estrategia para erradicar las prácticas de corrupción y legitimar la gestión gubernamental [2].

En similares términos al modelo de gestión participativo aquí referido, Omar Guerrero propone un modelo de gobierno cívico responsable que, a diferencia del

modelo weberiano rígido, autoritario y jerarquizado, o del modelo gerencial también llamado de Nueva Gestión Pública que privilegió el mercado y sus valores al internalizar en el gobierno los principios de productividad, calidad y eficiencia, el modelo de gobierno cívico estaría basado en la virtud de los ciudadanos y en la virtud de quienes gobiernan, a través de la evaluación y la transparencia, para superar los efectos nocivos del modelo de gestión gerencial decadente [3], porque como señala Arellano: "para tener organizaciones gubernamentales eficientes, no sólo necesitamos el gerencialismo, sino también un diseño político inteligente, consciente de aspectos de justicia" [4].

El trabajo, en buena medida se inscribe también al amparo del modelo que propone, Héctor Luna de la Vega:

"un nuevo Modelo de Administración Pública Mexicana . . . . . que estaría construido en la articulación de la Nueva Gerencia Pública, y la Nueva Gobernanza, ... esto es, una operación eficiente de los entes de gobierno con la debida cohesión con otras instancias como instituciones públicas, privadas y sociales, así como segmentos de carácter nacional e internacional. El énfasis de diseño debe contemplar tres nichos sustantivos de interés de la sociedad: el **ataque a la corrupción** asociado a la transparencia y rendición de cuentas; **la planeación** bajo las denominaciones de planeación democrática –participativa–, planeación estratégica y la prospectiva, y de manera destacable los criterios de **eficacia** y **eficiencia**. De igual manera, en la parte operativa tres connotaciones: fragmentación, articulación y gobernanza en redes [5].

Por su parte, Ackerman señala que:

"La construcción de un aparato gubernamental honesto, eficiente y efectivo se ha convertido en la prioridad de la agenda de las políticas internacionales, …… con estrategias que busquen canalizar las energías de la sociedad civil también en direcciones productivas. . . . . Al final de cuentas, la democracia no está enfrentada con el desarrollo de un estado administrativo fuerte. Si se negocia con inteligencia, la política democrática y la efectividad institucional pueden fortalecerse mutuamente en un ciclo positivo en constante expansión" [6]

En el nuevo contexto global, necesitamos un Estado efectivo, con una sociedad civil más enérgica y educada como principal soporte de las instituciones democráticas para hacer posible la existencia y permanencia de instituciones educativas, financieras y legales, como condición para el adecuado funcionamiento de los mercados, pero también para la formación una ciudadanía con libertad de pensamiento, capacidad creativa, innovadora y libre ante los dictados de cualquier poder hegemónico(Drucker, 1995) [7], como requisitos esenciales para la competitividad y el desarrollo económico de nuestro país. No en balde esta propuesta constituye una de las cinco metas nacionales del Plan Nacional de Desarrollo 2013-2018, con "la formación de ciudadanía y corresponsabilidad social, el respeto y la protección de los derechos humanos, la erradicación de la violencia de género, el combate a la corrupción y el fomento de una mayor rendición de cuentas, todo ello orientado a la consolidación de una democracia plena" [8].

En el trabajo se rescata el concepto de Estado fuerte, pero no por su tamaño, sus desplantes autoritarios o su capacidad de irrupción arbitraria en el mercado, sino como una fuerza con la legitimidad suficiente para garantizar el adecuado funcionamiento de éste, sustentada en su desempeño eficiente, con finanzas públicas sanas, con capacidad de atender de manera oportuna las necesidades prioritarias de la sociedad, sin caer en el despilfarro y asegurar el estado de derecho. Este planteamiento nada tiene que ver con el megaestado obeso del Siglo XX, llevado irresponsablemente a los excesos del gasto público y el

endeudamiento, con su consecuente ruina moral, desprestigio y quiebra financiera, que desembocó en crisis económicas recurrentes, cuya solución siempre representa recetas amargas y altos costos para la sociedad en su conjunto.

En estos términos "no hay incompatibilidad entre la eficiencia, la productividad y la calidad de la administración pública de los gobiernos en la prestación de los servicios públicos y la naturaleza política que los caracteriza como instituciones que tienen a su cargo la conservación, la preservación y el desarrollo de la sociedad" [9]. En todo caso, la eficiencia y la eficacia de la administración pública legitiman, prestigian y garantizan el éxito de quienes ejercen el poder político.

Los recientes acontecimientos que llevaron a la crisis financiera global de 2008-2009 y cuyos efectos no han sido del todo superados, han significado una fuerte llamada de atención para los gobiernos, al quedar al descubierto la vulnerabilidad fiscal y la volatilidad de los mercados de capitales, por la inadecuada regulación y supervisión del sistema financiero, que ocasionaron la caída en las tasas de crecimiento económico, con elevados niveles de déficit público y de deuda que ponen en riesgo la sostenibilidad de las finanzas públicas a mediano y largo plazos.

La sostenibilidad fiscal, en condiciones de crisis e incertidumbre, se vuelve una condición esencial que exige mantener la deuda pública en niveles prudentes con

base en la capacidad de pago a largo plazo, sustentada en el manejo equilibrado de los ingresos y el gasto público. Para reforzar la sostenibilidad fiscal ante los riesgos macroeconómicos y financieros a nivel global, los instrumentos tradicionales de política económica deben ser complementados con herramientas macroprudenciales para fortalecer la estabilidad del sector financiero y disminuir el riesgo país.[10]

El actual Gobierno de la República, en el Plan Nacional de Desarrollo, reconoce que el contexto global y la Gran Recesión 2008 – 2009 son referentes obligados para el diseño de las políticas públicas de los próximos años, porque el entorno internacional aún no está exento de riesgos para nuestra economía y el desarrollo nacional. En el Plan Nacional de Desarrollo se propone apoyar ampliamente a los sectores productivos con una política moderna de fomento hacia los sectores estratégicos, para insertar a nuestro país en trayectorias de productividad y crecimiento, con una política de fomento que elimine las fallas del mercado, sin que ello signifique el retorno a un Estado interventor o derrochador como antaño.[11]

Uno de los objetivos fundamentales es mantener la estabilidad macroeconómica como una política de Estado lograda en más de18 años de sacrificios para la sociedad con una política fiscal prudente y responsable. Para ello, es indispensable mantener una estructura de la deuda pública aceptable, en combinación con una política de crédito público bien manejada que promueva el

desarrollo de los mercados locales de deuda y una política monetaria responsable y autónoma como garantes de la solidez de las finanzas públicas.

Para consolidar la estabilidad de las finanzas públicas, el gobierno se propone mejorar la administración pública federal con mayor eficiencia, eficacia, rendición de cuentas y transparencia en el ejercicio del gasto público, mediante un adecuado diseño de procesos y la implementación de las mejores prácticas para incrementar su eficiencia y ampliar la capacidad para atender las necesidades más urgentes en las áreas de salud, educación, investigación y desarrollo, infraestructura y seguridad, tomando en consideración los recursos escasos con los que cuenta debido a que los ingresos tributarios, sin contar los ingresos petroleros, sólo representan el 10% del PIB, mientras que en los países de la OCDE representan en promedio el 25%, lo cual se traduce en severas restricciones financieras para atender con oportunidad y calidad las necesidades prioritarias de la sociedad mexicana [12, 13].

La baja captación de recursos tributarios, obliga a un escrupuloso cuidado en el ejercicio del gasto público que exige disponer de información objetiva y actualizada, un análisis multidimensional, con modelos o hipótesis causales, estimaciones de costos y beneficios que conduzcan a la toma de decisiones racionales, realistas y factibles. Por consiguiente, en el ejercicio del gasto público y en la hechura de las políticas públicas, es lógico y deseable que se privilegie la factibilidad socioeconómica que impacta el costo-eficiencia de la política pública

ante la escasez de los recursos públicos disponibles, para evitar su desperdicio, lograr su canalización eficiente y su uso óptimo. [14]

Al respecto, Guerrero y López Ortega señalan que:

> "Las políticas de ingreso y de asignación del gasto público son elementos clave de la política económica: tienen impactos definitivos en el crecimiento de la economía y en el desarrollo social; son además impactos de largo alcance. Con particular fuerza en países en vías de desarrollo como México, el presupuesto público estimula la acumulación de capital físico y la inversión en capital humano" [15].

En este sentido, la eficacia de las políticas de gobierno requiere que en la toma de decisiones se establezca como premisa el conocimiento de los factores y nexos causales de las necesidades sociales, así como su adecuado dimensionamiento, considerando que el nivel de conocimiento de la causalidad es determinante para la eficacia de las acciones con las que se pretenden alcanzar los objetivos deseados. [16]

1.3 El uso de modelos en la Administración Pública

En principio, es necesario definir el significado de "modelo", conforme a los distintos campos y niveles de aplicación, a partir de que todo modelo es una simplificación de la realidad compleja [17] y que para el caso de los fenómenos sociales y económicos se intentan identificar sus características esenciales, con el fin de formular principios y supuestos de manera coherente y explícita que permitan una mejor comprensión de la realidad, así como de los efectos que pueden derivarse para la sociedad en su conjunto, por la realización de una acción concreta o la aplicación de una política [18].

De este modo, en ocasiones es factible y hasta conveniente el uso complementario y combinado de diversos modelos para obtener mayor claridad en el análisis de temas como la causalidad que se quiere demostrar entre el gasto educativo y el crecimiento económico, en el marco de la administración pública y la gestión gubernamental.

Para el caso que nos ocupa, se hace referencia a tres modelos de gestión de la administración pública, que se consideran relevantes dada su influencia en el diseño y aplicación de las políticas públicas, por lo que resulta necesario describirlos brevemente.

El Modelo Burocrático-Weberiano Tradicional, caracterizado por una gobernanza jerárquica asociada con Estados rectores o interventores fuertes, surge en México a partir de la Revolución de 1910 sobre el pilar de una amplia coalición política que le brinda gran estabilidad al sistema presidencialista. Sin embargo, el modelo empieza a perder legitimidad con la represión al Movimiento Estudiantil del 68, el agotamiento del modelo de desarrollo estabilizador, la “guerra sucia”, la corrupción, el endeudamiento público excesivo y la crisis provocada por la caída de los precios del petróleo. [19]

Este modelo de administración pública fundó su fortaleza en un partido hegemónico, con un tipo de organización rígida, poco flexible y altamente burocratizada que privilegiaba la impersonalidad de las relaciones y el uso de las tecnologías de gestión, para garantizar la voluntad decisoria del Estado, con el

desarrollo de una élite gobernante que en su momento logró altos niveles de especialización y profesionalización que ganó en la uniformidad de decisiones, pero que a la larga generó resistencias al cambio, corrupción e ineficiencias por el traslado de las decisiones al jerarca y no precisamente al más capaz.[20]

El Modelo Gerencial Neoliberal Individualista, sustentado en las premisas del Estado mínimo, la desregulación y la infalibilidad de "la mano invisible del mercado", surgió como alternativa para enfrentar la crisis inflacionaria y de deuda externa de los 80s provocada por el Estado interventor y jerárquico. En nuestro país, este modelo se instituyó como paradigma alternativo ante la caída de los precios del petróleo y el incremento en las tasas de interés que impactaron el servicio de la deuda externa, obligando a la implementación de severas políticas de ajuste del gasto público, la privatización de empresas paraestatales y la reestructuración de pasivos internacionales, sujeto a severas restricciones establecidas e impuestas por recomendación del Fondo Monetario internacional, el Banco Mundial y el GATT, que condujeron a la total apertura de la economía y a la hegemonía del libre mercado [21].

Este modelo instrumentado mediante tecnologías de gestión pública denominadas del *New Public Management* (NPM) o también llamado de la Nueva Gestión Pública Gerencial [22] parece haber estallado a raíz de la Gran Recesión mundial de 2008, mostrando su agotamiento como paradigma predominante, siendo paulatinamente sustituido por el modelo de gestión pública participativo , el cual habrá de caracterizarse por el uso de las tecnologías de gestión con los diseños

adecuados para establecer vínculos horizontales entre los actores del mercado y la sociedad para asegurar su participación en la formulación de políticas públicas y la gestión.[23]

Ello de ninguna manera significa renunciar a la correlación costo-eficiencia, sino que habrán de hacerse los arreglos institucionales para su mejor articulación con la participación democrática de una ciudadanía cada vez más crítica, más informada y con mayores posibilidades de hacer sentir su opinión en la toma de decisiones a través de la plataforma que ofrecen las Tecnologías de la Información y Comunicación, dando paso a la Nueva Gobernanza Asociada en Red, "sustentada ésta en los más avanzados conceptos de innovación en sistemas y modelos organizativos", [24] que tengan como eje al ser humano, en un entorno global donde ya es común la participación de organismos internacionales fiscalizadores del desempeño gubernamental [25].

> "Con el uso de la tecnología se puede ampliar el control democrático de los ciudadanos sobre la Administración Pública,…..El control democrático sobre la información que la administración resguarda, produce y distribuye tiene ahora sistemas de monitoreo –desde la sociedad civil- que facilitan su seguimiento más efectivo". [26]

> "Las tecnologías de comunicación e información tendrán un impacto aún más transformador que en el pasado sobre el funcionamiento de la democracia y la gestión de los gobiernos. El aumento del nivel de educación y el logro de un nivel de vida que otorgue más autonomía a las llamadas clases medias exigirán nuevas formas de participación, transparencia y poder local. Actualmente, numerosos países adolecen de opacidad, corrupción y concentración del poder". [27]

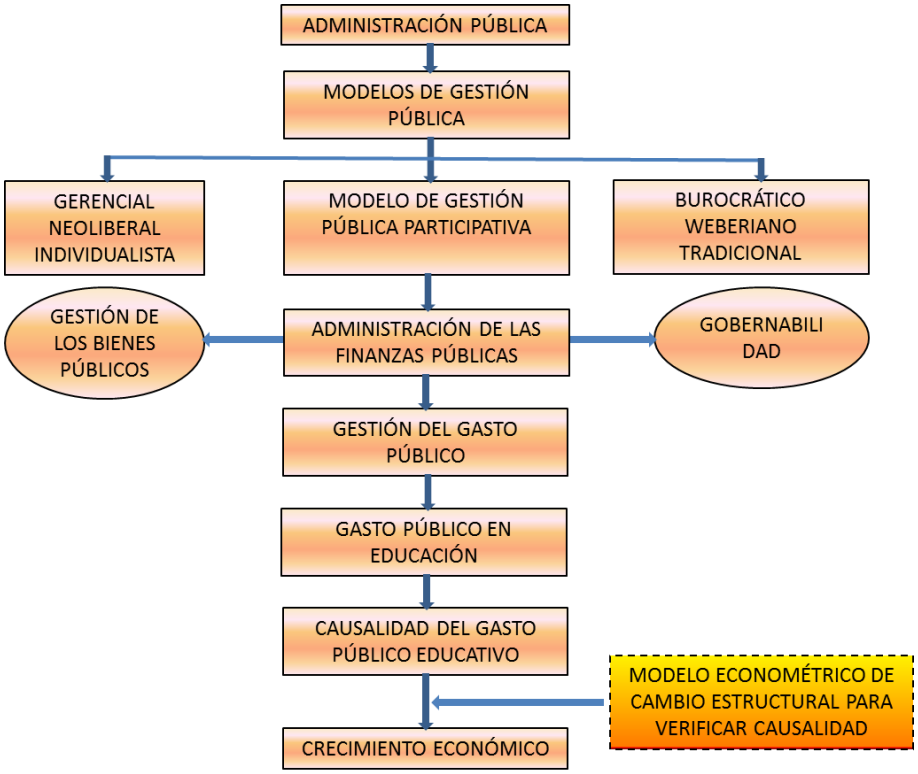
Con el modelo de gestión participativa, se pretende construir el camino hacia un país cada vez más democrático, con una sociedad civil informada e involucrada para exigir a sus gobernantes transparencia en la asignación de los recursos, un freno a la corrupción, propiciar la rendición de cuentas y demostrar que los

recursos públicos se aplican a los programas y acciones de alta prioridad que demanda la sociedad, con resultados plausibles [28].

El modelo econométrico de cambio estructural [29] que se propone, para verificar la causalidad del gasto público en educación como un factor del crecimiento económico, se ubica precisamente en este escenario conceptual para avanzar en la construcción de una administración pública más eficaz y eficiente fortalecida con la aplicación de los avances tecnológicos y las nuevas herramientas de la era digital, [30] con la pretensión muy modesta de identificar dichos parámetros de causalidad, a partir de la hipótesis de que el gasto público educativo, es un factor importante del crecimiento económico.

De probarse dicha hipótesis, se procedería al análisis de la significancia de los parámetros del modelo para probar en lo posible su nivel de utilidad en la calibración y ejercicio del gasto público en educación con mayor precisión y certidumbre, a partir de los impactos esperados en el crecimiento económico.
(Véase Figura No. 1).

Figura No. 1: Contexto del Modelo Econométrico de Cambio Estructural para verificar la causalidad del gasto educativo sobre el crecimiento económico



Fuentes: Elaboración propia, con base en Arellano, Guerrero, Luna de la Vega y La Formulación de las Políticas en la OCDE: Ideas Para América Latina. España 2010.

En la Figura No. 1, cabe destacar dos aspectos:

a) Se enuncian tres modelos de gestión de la administración pública como conceptos globalizadores en los que se inscriben distintos tipos de cultura organizacional, hechura de las políticas públicas y de gestión gubernamental que abarcan las "grandes áreas" de la administración pública. Posteriormente, en un ámbito más delimitado que corresponde a las "áreas pequeñas" [31], se propone el Modelo Econométrico de Cambio Estructural, que constituye una herramienta para explicar de manera específica la relación entre variables muy concretas para determinar si existe un impacto del gasto educativo en el crecimiento económico.

b) La elección del Modelo de Gestión Pública Participativo, como el idóneo para derivar el análisis del gasto público en educación y aplicar el Modelo Econométrico de Cambio Estructural para probar la causalidad de la variable educativa sobre el crecimiento económico, se debe a que este modelo se perfila como el nuevo paradigma de la gestión pública, a partir de la Gran Recesión Mundial del 2008 surgida por la crisis financiera de Estados Unidos, debido a que está desplazando paulatinamente al Modelo Neoliberal Individualista de Libre Mercado que no pudo evitar el colapso financiero mundial.

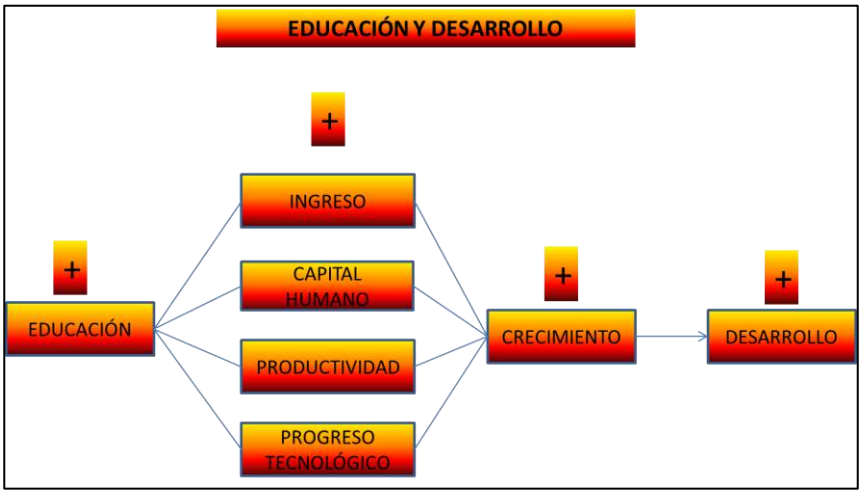
Lo anterior denota hasta cierto punto la utilización arbitraria del concepto de "modelo", por lo que es necesario definir su significado conforme a los distintos campos y niveles de aplicación, a partir de que todo modelo es una simplificación de la realidad compleja [32] y que para el caso de los fenómenos sociales y económicos se intentan identificar sus características esenciales, para formular principios y supuestos de manera coherente y explícita que permitan una mejor comprensión de la realidad, así como de los efectos que pueden derivarse para la sociedad en su conjunto, por la realización de una acción concreta o la aplicación de una política [33].

1.4 La Educación como factor de crecimiento y desarrollo

Es evidente que la educación como factor de crecimiento, sólo puede explicar parcialmente el comportamiento del PIB de nuestro país, pero poco se duda ya de su impacto cualitativo en otras variables relevantes para el crecimiento económico,

como lo son la calificación y productividad de la fuerza laboral, así como la innovación y mejora del capital físico (Véase Figura 2).

Figura 2: La educación como factor del crecimiento económico



Fuente: Elaboración propia, con base en Elías, Silvina y R. Fernández: **"Capital Humano y Educación: ¿La calidad importa?** [34].

Desde los años sesenta la teoría económica ha buscado evidencia empírica de la relación entre educación y crecimiento económico, proponiendo el concepto de "capital humano" como el conjunto de capacidades productivas desarrolladas por el individuo a través de la educación, la capacitación y la experiencia que incrementa la capacidad de un país para producir bienes y servicios. De este modo, el capital humano:

> "incluye las capacidades acumuladas en los programas de kínder, la escuela elemental, la de segunda enseñanza, el bachillerato, la universidad y la capacitación laboral para los adultos en la fuerza de trabajo". [35]

En consecuencia, señala Stiglitz, para fortalecer la relación causal educación-productividad-crecimiento:

> "la mejora del capital humano –de las calificaciones y las experiencias de los trabajadores- podría ser la clave para mejorar el crecimiento de la productividad; y se considera que la educación es fundamental para alcanzar este objetivo". [36]

Por su parte, Blanchard señala que el capital humano ha aumentado tanto como el capital físico en los dos últimos siglos indicando que en los países de la OCDE (México incluido) actualmente el 100% de los niños estudia la primaria, el 90% realiza estudios de secundaria, y el 38% recibe educación superior, contra el 30% de la población de estos países que antes de la revolución industrial, sólo sabía leer. [37]

Para analizar la influencia del capital humano en la producción (y por consiguiente de la educación), este autor propone la siguiente ecuación:

$$\frac{Y}{N} = f\left(\frac{K}{N}, \frac{H}{N}\right)$$

Donde el nivel de producción por trabajador $\frac{Y}{N}$, depende tanto del nivel del capital físico $\frac{K}{N}$, como del nivel del capital humano por trabajador $\frac{H}{N}$, de tal modo que un aumento del capital por trabajador genera un aumento en la producción, pero un aumento en el nivel medio de calificaciones del trabajador H/N también eleva la producción, factor que se acentúa favorablemente cuando los trabajadores están mejor calificados y pueden realizar tareas más complejas, resolver problemas imprevistos e introducir mejoras.[38]

Leopoldo Solís, al analizar la contribución de los factores de la producción al desarrollo económico de México para el periodo 1940-1964, comenta que:

> "algunos tratadistas del desarrollo económico suelen dar especial importancia a la influencia del capital en el proceso productivo; sin embargo, el crecimiento obedece en parte a un complejo proceso de dinámica demográfica que conviene investigar para examinar hipótesis de los efectos de distintas medidas de política económica y distinguir los niveles más convenientes de gastos en educación y en investigación tecnológica" [39]

Más adelante, Solís señala que "la contribución del trabajo al proceso productivo está en función de la cantidad y calidad del mismo" y es la calidad de la mano de obra la que determina la productividad del trabajo, pero a su vez, la calidad de la mano de obra está influenciada por la educación.

> "El proceso educativo puede modificar cualitativamente a la población y mejorar su preparación técnica para desempeñar actividades económicas. La educación eleva la productividad marginal del trabajo, facilita la absorción de avances tecnológicos y evita desajustes sectoriales." [40]

En respaldo a esta hipótesis, Solís cita el trabajo realizado por Marcelo Selowski en 1967 para analizar el crecimiento de la economía mexicana mediante la especificación de una función de producción, en la cual el producto depende del stock de capital y de los insumos en horas-hombre de trabajo, con 0, 1, 2, ….., n años de estudio escolar, dando forma a la siguiente función de producción:

$$Y = F(K, L_0, L_1, L_2, \dots\dots\dots, L_n)$$

en la cual, Selowski separa la contribución de la fuerza bruta (L_0 sin educación escolar) de la aportación de la educación al crecimiento, definiendo esta última parte (L_1, L_2,..., L_n) como stock de "capital educacional".[41]

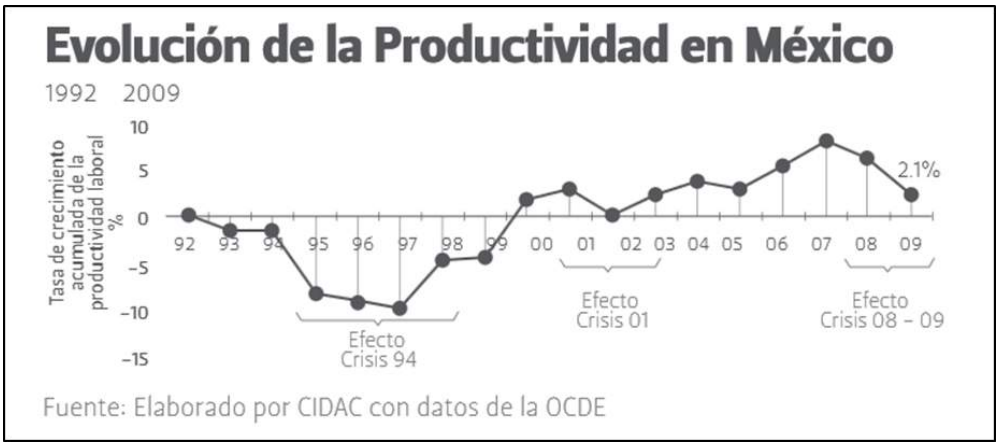
Con este análisis, Selowski llega a conclusiones interesantes sobre la importancia de la educación y Solís se fundamenta en ellas para afirmar que:

> "En las estimaciones de la función de producción, una fracción sustancial del crecimiento del producto no es atribuible a la disponibilidad absoluta de los factores tradicionales (trabajo y capital). Existe un residuo de mucha significación que comprende una serie de elementos difíciles de distinguir, entre los cuales encontramos el mejoramiento educativo de la fuerza de trabajo (y por tanto, de su productividad) y el progreso tecnológico. Para varios países, el mejoramiento educativo (y por tanto de su productividad) ha explicado una parte notable de este residuo. Esto ha hecho que la atención de los economistas se desvíe de la idea de capital físico hacia un concepto más amplio de acumulación de capital, que incluye el capital humano como una parte relevante" [42]

Esta referencia, sin ser concluyente, parece ser un buen indicio de que se está en el camino correcto para desarrollar el presente trabajo y señalar que Solís recomendó desde 1967 (hace 47 años) que México debería mejorar su calidad educativa y la eficiencia terminal de sus distintos niveles educativos, como condición para alcanzar mayores tasas de crecimiento y desarrollo.

La evidencias estadísticas parecen dar la razón a Solís, ya que si se toman las tasas de crecimiento de la productividad en México durante 1991- 2009 y se suman, la tasa acumulada en el periodo es apenas del 2.1% (Figura No. 3), mientras que en países que han privilegiado el apoyo a la calidad educativa, como Corea del Sur e Irlanda, el crecimiento acumulado de la productividad fue del 82.8% y el 64.2% respectivamente, durante el mismo periodo. Esto deja claro que lo que produce un trabajador mexicano en los últimos 18 años sólo ha crecido 0.12% promedio anual [43].

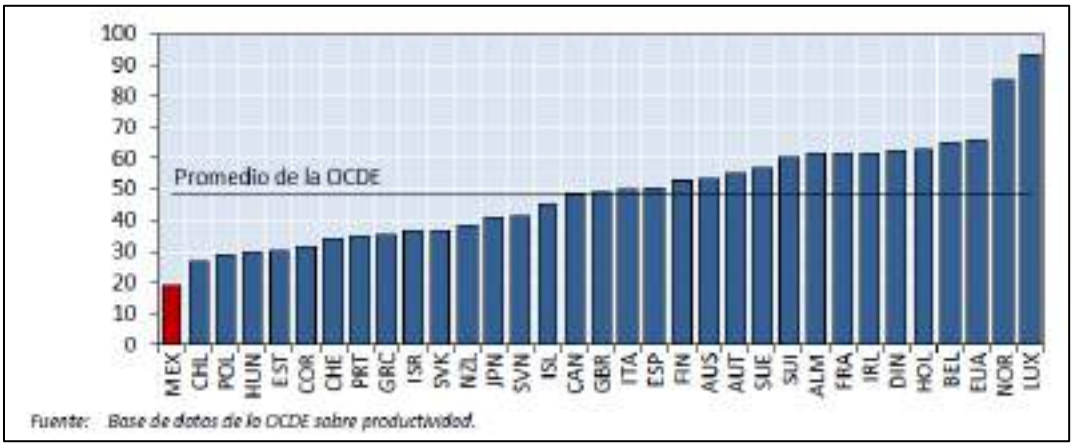
Fig. No. 3: La productividad en México 1991-2009



Fuente: CIDAC, 2011.

Asimismo, en 2013, México registró el nivel más bajo de productividad laboral de los países miembros de la OCDE, al situarse 60% por debajo del promedio y 70% inferior al de Estados Unidos (Figura No. 4). La brecha se acentuó a lo largo de las dos últimas décadas, porque la productividad en México aumentó a un ritmo más lento del 0.7% que en el promedio de los países de la OCDE que fue del 1.6% [44].

Figura No. 4: La productividad de México y los países de la OCDE



Fuente: Tomado de OCDE, México: Políticas prioritarias para fomentar las habilidades y conocimientos.

El débil desempeño de México en términos de productividad puede explicarse, al menos en parte, por el bajo nivel de competencias de su fuerza laboral. El nivel de educación de la fuerza laboral mexicana se sitúa muy por debajo del promedio de la OCDE. En 2012, el 19% de los adultos de entre 25 y 64 años de edad tenía estudios de nivel medio o medio superior como su máximo nivel de educación y un 18% poseía estudios superiores. Ambos porcentajes se encuentran por debajo del promedio de la OCDE, de 44% y 32% respectivamente. [45]

Por lo anterior, un aspecto que se debe tener presente a la hora de definir políticas de incremento en el gasto público educativo, es la necesidad de adoptar políticas diferenciadas para generar los efectos deseados ante el grado de desigualdad que existe entre los distintos sectores de la sociedad, debido a que la educación de quienes viven en zonas marginadas y zonas rurales en condiciones de pobreza extrema, reciben una educación primaria y secundaria insuficiente y de mala calidad, que limita sus posibilidades de ingreso a la universidad. Estas personas, dice Stiglitz [46], sin las calificaciones necesarias, están condenadas a ganar salarios bajos y a seguir viviendo en las zonas pobres, continuando el ciclo de la pobreza.

Otro aspecto relevante que señala Stiglitz, es el diferente nivel de impacto que tiene la educación en sus diversas modalidades. A diferencia de la educación general, “la enseñanza de las ciencias y de la tecnología producen otra externalidad indirecta: las personas que tienen estas calificaciones constituyen la

clave del progreso tecnológico…" [47]. En consecuencia, habrá que definir si vale la pena otorgar mayor prioridad a la inversión en educación tecnológica.

Esto nos lleva a valorar otro de los importantes impactos de la educación, que también es determinante para el crecimiento y el desarrollo económico: el progreso tecnológico. Sin entrar en mayores detalles se puede identificar que las dos principales fuentes del conocimiento tecnológico son la Investigación y el Desarrollo Experimental que realizan principalmente las empresas. Al incrementar el gasto en I+D, las empresas aumentan sus posibilidades de desarrollar o descubrir un nuevo producto, una innovación, o nuevas técnicas de producción que pueden abatir costos, elevando la productividad. A su vez, el progreso tecnológico se fundamenta en la investigación básica y en la investigación aplicada, cuyo éxito dependerá en buena medida del sistema de educación superior que prevalezca en un país y su predilección por uno de estos dos tipos de investigación, o bien por la existencia de una cultura empresarial proclive a impulsar procesos innovadores.[48] En este aspecto, es claro que en México tenemos un largo tramo que recorrer, puesto que en nuestro país sólo se destina el 0.51% del PIB a I+D, contra un 4.36% que destina Corea, y el 1.98% que destina China. Por ello, para transitar a una economía del conocimiento, como lo propone el CONACyT [49], se requieren mucho más recursos, pero sobre todo, una educación de mejor calidad, que se logra con mayores niveles de gasto público educativo.

Los esfuerzos que actualmente realiza el Gobierno de la República mediante la instrumentación de una Reforma Educativa para poner a la escuela en el centro del sistema educativo nacional, parecen estar enfocados claramente a subsanar estas carencias, estableciendo como prioridades esenciales hacer realidad una educación de calidad para todos, con equidad, pertinencia y en vinculación con el sector productivo, como parte de una estrategia integral para incentivar la creatividad, la innovación tecnológica y la competitividad de la sociedad mexicana, que propicie mejores condiciones de bienestar y un sólido posicionamiento de nuestro país en el contexto global[50].

El Presidente Peña Nieto, ha reiterado que del conjunto de las reformas estructurales promovidas durante su gobierno, la Reforma Educativa es la más importante de todas, porque incluye procesos transparentes de evaluación para el ingreso y desempeño de los maestros, la profesionalización y actualización docente, la modernización y dignificación de la infraestructura escolar, el fortalecimiento de los cuerpos académicos colegiados de cada escuela, la participación activa de los padres de familia y la construcción y diseño de un nuevo modelo educativo mediante las aportaciones y el consenso del magisterio nacional, pedagogos, expertos independientes y organizaciones de la sociedad civil. Aspectos todos ellos, que contribuyen a sustituir las relaciones clientelares y corporativas, por el mérito académico como el principal soporte del nuevo sistema educativo en construcción[51].

1.5 Enfoques institucionales sobre el papel de la educación

Las instituciones internacionales de fomento han jugado un papel importante en el diseño y ejecución de políticas públicas para impulsar el crecimiento de las naciones, especialmente para aquellas consideradas en etapas de desarrollo incipiente. Sus recomendaciones han marcado la pauta a escala internacional mediante la realización de distintos foros y cumbres con los responsables de instrumentar estas políticas públicas, estableciendo para ello los Objetivos del Milenio (ODM), los seis objetivos de Educación Para Todos (EPT) en 2015, que se han expresado con la organización del Foro Mundial de Educación, la Conferencia Internacional de la Educación y otros encuentros internacionales.

Los resultados y la influencia ejercidos por estas instituciones han sido por demás relevantes y fecundos al mantener actualizada la tarea educativa como estrategia del desarrollo, proponiendo nuevas rutas de trabajo, incluso nuevos paradigmas, por lo que a continuación se ha considerado conveniente esbozar y citar algunas de sus principales propuestas conceptuales, que en términos generales tienden a coincidir en lo esencial.

- ***La Educación como inversión social***

OEI: El incremento …… del financiamiento y el uso eficiente de los recursos son condiciones indispensables para convertir a la educación en el eje fundamental del desarrollo ….. para asegurar condiciones de equidad que permitan enfrentar las desigualdades sociales que nuestros países no han logrado superar…..”.(OEI) [52]

- ***La educación: un derecho y una condición para el desarrollo***

ONU: A la vez que un derecho fundamental, la educación es un eslabón que contribuye a conciliar el crecimiento, la equidad y la participación en la sociedad. …… la educación es un eje clave del desarrollo….. El aumento de los niveles educativos de la población se asocia al mejoramiento de otros factores clave de desarrollo y bienestar, como la productividad, ... la reducción de la pobreza, la construcción de ciudadanía, y ….. la cohesión social. (ONU-CEPAL) [53]

- ***La pertinencia de la educación***

CEPAL: Urge fortalecer la adecuación, la relevancia y la pertinencia de los currículos, para que la vinculación entre la cultura y el entorno productivo de los educandos con las materias impartidas en las escuelas, sea una realidad significativa en términos de empleabilidad y la culminación de estudios en áreas del conocimiento más dinámicas y competitivas de la economía (CEPAL-OEI) [54]

- ***Reforzar el área de gestión escolar y mejorar los contenidos curriculares***

CEPAL: Desde el ámbito de la política educativa es importante invertir en la escuela y sus recursos para convertir al establecimiento educativo en una institución capaz de equiparar oportunidades y no en un mero reproductor de desigualdades. Es esencial que se inviertan esfuerzos en tener la infraestructura y los recursos educativos necesarios, perfeccionar la formación y las condiciones profesionales docentes, reforzar el área de gestión escolar y mejorar los contenidos curriculares de los distintos niveles de enseñanza. (CEPAL-OEI) [55]

- ***Construir auténticas sociedades del conocimiento***

UNESCO: La importancia de la educación y del espíritu crítico pone de relieve que, en la tarea de construir auténticas sociedades del conocimiento, las nuevas posibilidades ofrecidas por Internet o los instrumentos multimedia no deben hacer que nos desinteresemos por otros instrumentos auténticos del conocimiento como la prensa, la radio, la televisión y, sobre todo, la escuela. Antes que los ordenadores y el acceso a Internet, la mayoría de las poblaciones del mundo necesitan los libros, los manuales escolares y los maestros de que carecen. (UNESCO)[56]

- ***La educación de los jóvenes en el marco de la mundialización***

UNESCO: La revolución tecnológica, que tanto favorece la globalización, se ha llevado a cabo en los países industrializados, pero repercute en toda la economía mundial. En cierta medida, ha modificado las ventajas comparativas internacionales al hacer del conocimiento un factor de producción muy importante. Las actividades que han conocido su crecimiento más espectacular son aquellas que exigen un alto grado de conocimiento y que requieren el uso de tecnología de punta, y los países que deseen alcanzar su pleno desarrollo económico deben

poder penetrar en este sector en condiciones competitivas, lo que implicará al mismo tiempo un aumento de sus inversiones en educación, formación y diseminación del conocimiento. [57]

- ***La escala del gasto de las sociedades modernas en educación: un debate necesario***

OCDE: En la economía global del conocimiento, las habilidades, el aprendizaje, los talentos y los atributos de la gente –su capital humano– se han convertido en elementos clave tanto para ganarse la vida como para tener un mayor crecimiento económico .... La escala del gasto de las sociedades modernas en educación genera inevitablemente acalorados debates sobre cuál debería ser el propósito de la educación, cómo debería financiarse y quién debería beneficiarse de ella. Ese debate es a la vez natural y necesario. Cómo y qué aprendemos ayuda a formarnos como individuos y, por consiguiente, a las sociedades en las que vivimos. La educación fomenta el cambio y, a su vez, responde al cambio social, económico y cultural. Las decisiones que tomemos ahora afectarán nuestras vidas y las de nuestros hijos durante décadas futuras [58].

- ***Modelos probados de las asociaciones positivas entre el crecimiento económico, capital humano y logro educativo***

OCDE: Desde su creación, la OCDE ha hecho hincapié en la importancia de las competencias humanas para el desarrollo económico y social. En la conferencia para el crecimiento económico y la inversión en educación, celebrada en Washington, DC en 1961, las teorías emergentes de capital humano desarrolladas por Gary Becker, Theodore Schultz y otros, fueron llevadas al centro del escenario en el diálogo internacional. Sin embargo, las pruebas contundentes para corroborar estas teorías no surgen, sino hasta la década de 1980, con el trabajo sobre las teorías del crecimiento endógeno de los economistas como Paul Romer, Robert Lucas y Robert Barro. Quienes formulan modelos probados con la medición de las asociaciones positivas entre el crecimiento del PIB, el capital humano y en especial, el logro educativo. [59]

En el siguiente capítulo, se explorará el estado del arte con una reseña de los distintos trabajos y modelos que se han desarrollado para demostrar la relación de causalidad de la educación como factor del crecimiento económico, siendo evidente que son los modelos de corte microeconómico y minceriano los más utilizados, sobre los modelos de tipo macroeconométrico.

Notas al Capítulo 1:

1. Isidoro Felcman y Gustavo Blutman: "Nuevos Modelos de Gestión Pública y Cultura organizacional". www.vocesenelfenix.com. Argentina 2014. Pág. 60-61.
2. ILPES-CEPAL: Panorama de la gestión pública en América Latina. ILPES, CEPAL, ONU. Chile, 2012. Pág.6, 79.
3. Navarro, Ernesto: reseña del libro de Omar Guerrero: "Del Estado Gerencial al Estado Cívico" Miguel Ángel Porrúa-UAEM, 1999, Revista Gestión y Política Pública, Volumen X, Primer Semestre 2001, pág. 185-187.
4. Arellano David y Enrique Cabrero: "La Nueva Gestión Pública y su teoría de la organización: ¿son argumentos antiliberales? Justicia y equidad en el debate organizacional público". Gestión y Política Pública. Volumen XIV. Número 3. II Semestre de 2005. Pág. 615
5. Luna de la Vega, Héctor: "Nuevo Modelo de Administración Pública Mexicana". Temas de la Administración Pública a Debate. Revista iapem No. 87. Instituto de Administración Pública del Estado de México, A.C. Enero-Abril 2014, pág. 10.
6. Ackerman, John M: La política del desarrollo administrativo en Estados Unidos. Gestión y Política Pública Volumen XIV. Número 2 . II Semestre de 2005, pág. 228, 252.
7. Drucker, Peter F. La administración en una época de grandes cambios. Edit. Penguin Random, 1ª Edición. México 2014, pág. 402.
8. Peña Nieto, Enrique: Plan Nacional de Desarrollo 2013-2018, Presidencia de la República. México 2013, pág. 21.
9. Uvalle Berrones, Ricardo: La perspectiva de la Administración Pública Contemporánea. IAPEM, México 2007, pág. 177
10. Auditoría Superior de la Federación: Informe del Resultado de la Fiscalización Superior de la Cuenta Pública 2012, pág. 2
11. Peña Nieto, Enrique: Op. Cit. Presidencia de la República. México 2013, pág. 71-72.
12. Peña Nieto, Enrique: PND, Presidencia de la República. México 2013, pág. 74.
13. Este criterio es un mandato constitucional establecido en el Artículo 134, que refiere que los recursos económicos federales y públicos en general, deberán administrarse con eficiencia, eficacia, economía, transparencia y honradez, para satisfacer los objetivos a los que están destinados, para lo cual "los resultados del ejercicio de dichos recursos serán evaluados por las instancias técnicas que se establezcan, respectivamente" Constitución Política de Los Estados Unidos Mexicanos, http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/. Art. 134.
14. Franco Corzo, Julio: Diseño de las políticas públicas. Edit. IEXE, 2ª. Edición, México 2013, pág. 29.
15. Guerrero Amparán, Juan Pablo y Mariana López Ortega "Manual sobre la clasificación funcional del gasto público". CIDE, 2000, pág. 4
16. Franco Corzo, Julio: Ibid, pág. 25
17. Stiglitz, Joseph E.: La Economía del Sector Público, Edit. Antonio Bosh, 3ª. Edición, España 2000, Pág. 26-27.
18. Luna de la Vega, Héctor: "Nuevo Modelo de la Administración Pública Mexicana". Temas de la Administración Pública a Debate. Revista iapem No. 87. Instituto de Administración Pública del Estado de México, A.C. Enero-Abril 2014, pág. 38-39.
19. Isidoro Felcman y Gustavo Blutman: Nuevos Modelos de Gestión Pública y Cultura organizacional. www.vocesenelfenix.com. Argentina 2014. Pág. 61.
20. Luna dela Vega, Héctor: Ibid. pág. 15.
21. Isidoro Felcman y Gustavo Blutman: Ibid Pág. 60.
22. Treviño Cantú, Jesús Antonio: "Gobernanza en la Administración Pública. Revisión teórica y propuesta conceptual". UNAM. Revista Contaduría y Administración No. 233, enero-abril 2011, Pág. 131.
23. Luna de la Vega, Héctor: Ibid. pág. 23-24.

24. Baena Paz, Guillermina: "La gobernanza anticipatoria como solución, no como salida". Temas de la Administración Pública a debate. Revista iapem No. 87. Instituto de Administración Pública del Estado de México, A.C. Enero-Abril 2014, pág.65.
25. Uvalle Berrones, Ricardo: La perspectiva de la Administración Pública Contemporánea. IAPEM, México 2007, pág. 139.
26. Bitar, Sergio: Las tendencias mundiales y el futuro de América Latina. Cepal. Gestión Pública 78, Chile 2014 Pág. 36
27. Omowunmi Ladipo, Alfonso Sánchez y Jamil Sopher: Responsabilidad en el gasto público en América Latina y el Caribe. Edit. Banco Mundial, México 2010, Pág. 5.
28. Guerrero Amparán, Juan Pablo y Mariana López Ortega: Op. Cit, pág. 32
29. Un modelo econométrico se define como un modelo económico de naturaleza aleatoria, de tipo estocástico, cuya estimación de sus parámetros requiere de técnicas estadísticas, por lo cual requiere la especificación o formulación de hipótesis, la estimación de sus parámetros y la evaluación de sus resultados, para finalmente valorar su capacidad predictiva. Un modelo econométrico de cambio estructural, incorpora una o más variables de ajuste (dumming) que permite reflejar a través del tiempo, los acontecimientos económicos de gran significado e impacto que modifican sustancialmente la tendencia del fenómeno que se pretende evaluar. (Díaz Fernández Montserrat y María del Mar Llorente: **Econometría**. Edit. Pirámide, 4ª. Edición, Madrid, pág. 23; Caridad, J.M. y Ocerín: **Econometría y Series Temporales**, Edit. Reverté, Barcelona, 1998, pág. 3
30. Omowunmi Ladipo, Alfonso Sánchez y Jamil Sopher: Responsabilidad en el gasto público en América Latina y el Caribe. Edit. Banco Mundial, México 2010, Pág. 5.
31. Banco Mundial: La Formulación de las Políticas en la OCDE: Ideas Para América Latina. España 2010. Pág. 8.
32. Parsons, Wayne. Políticas Públicas. Edit. FLACSO-MÉXICO. México 2007, pág. 92.
33. Stiglitz, Joseph E.: La economía del sector público. Edit. Antoni Bosh, 3ª Edición, España 2002, pág. 27.
34. Elías, Silvina y R. Fernández: **"Capital Humano y Educación: ¿La calidad importa?** . Universidad Nacional del Sur. Puerto Rico. 2002, pág. 4-13.
35. Mankiw, N. Gregory: Macroeconomía. Versión para América Latina. Edit. CENGAGE Learning, 6ª. Edición, México 2012, pág. 242
36. Stiglitz, Joseph, Op. Cit. pág. 446.
37. Blanchard, Olivier. Macroeconomía, Edit. Pearson, 4ª Edición, España 2006, pág. 264
38. Blanchard, Olivier. *Ibid.* pág. 264-265
39. Solís Leopoldo: La Realidad Económica Mexicana. Retrovisión y Perspectivas. Siglo XXI Editores. México 1981. Pág. 249
40. Op. Cit. Pág. 255-258
41. Ibid. Pág. 255-258.
42. Ibid. Pág. 255
43. CIDAC. Presentación: "Hacerlo Mejor. Índice de Productividad en México", 2011. Pag. 13-17
44. Ramos Gabriela y Juan Yermo: México. Políticas prioritarias para fomentar las habilidades y conocimientos de los mexicanos para la productividad y la innovación. OCDE, 2015. Pág. 1-3
45. Op. Cit., Pág. 1-3
46. Stiglitz, Joseph E.: Op. Cit. pág. 447
47. Stiglitz, Joseph E.: Ibid. 448-449
48. Blanchard, Olivier: Op. Cit. pág. 281-283
49. CONACyT: Presentación PECITI 2014-2018. http
50. Nuño Mayer, Aurelio. "Mensaje del Secretario de Educación Pública, durante su comparecencia ante el Pleno del Senado de la República". México, 5 de octubre 2016. http://www.gob.mx/sep/prensa/
51. Peña Nieto, Enrique: 4° Informe de Gobierno 2015-2016. Presidencia de la República. México. Agosto de 2016. Pág. 307-309. Ver también: Enrique Peña Nieto: Mensaje del 4° Informe de Gobierno "Hoy en nuestro país se escuchan todas las voces". Presidencia de la República, México. 1° de septiembre 2016. https://www.gob.mx/presidencia/articulos/4to-informe-de-gobierno-62351
52. Cumbre de Buenos Aires, V Conferencia Iberoamericana de Educación. Organización de Estados Iberoamericanos Para la Educación, la Ciencia y la Cultura, Argentina, 1995, pág. 2

53. ONU-CEPAL: Objetivos de Desarrollo del milenio. El progreso de América Latina y el Caribe hacia los objetivos de desarrollo del milenio. Desafíos para lograrlos con igualdad. Chile 2010, pág. 20.
54. CEPAL-OEI. 2021: Metas Educativas. La educación que queremos para la generación de los bicentenarios. España 2010, pág. 57-59).
55. CEPAL-OEI. Ibid. Pág.71
56. UNESCO: Hacia las Sociedades del Conocimiento. 2005. Pág. 18
57. UNESCO: 47ª Conferencia Internacional de Educación de la UNESCO. Ginebra, 8-11 de septiembre 2004
58. OCDE. Percepciones de la OCDE: Capital Humano. Cómo influye en la vida lo que usted sabe. Ediciones Castillo, México 2007, pág. 24,39
59. OECD: Education at a Glance 2011. OECD indicators. Pág. 16

2. Estado del Arte en el campo de la Educación y el crecimiento económico

2.1 El capital humano

Las distintas aportaciones y esfuerzos por demostrar el vínculo de causalidad entre la educación y el crecimiento económico, tienen sus principales expresiones y referentes a partir de la década de los años sesentas en el Siglo XX, a raíz de la rápida recuperación observada de los países europeos después de la Segunda Guerra Mundial, que se atribuye en buena medida a la calidad de los recursos humanos, sustentada en el elevado nivel educativo de las naciones europeas, que propició que el gasto educativo, como proporción del PIB casi se duplicara [1].

Son referencias obligadas los trabajos de Theodore Shultz (1959) y Edward Denison (1961) quienes definieron formalmente el concepto de capital humano y aportaron las bases para ubicar al gasto educativo, como una inversión, ya que "una economía moderna no puede crecer sin una fuerza de trabajo educada" [2]. Esta propuesta enriqueció la teoría del crecimiento, donde quedaba una parte que no podía ser explicada por los factores de producción tradicionales trabajo, tierra y capital [3].

Gary S. Becker, ganador del Premio Nobel de Economía en 1992, autor de la obra "El capital humano" publicada en 1964, es otro de los pioneros en este tema al afirmar que *"definitivamente … existe una fuerte causalidad de las mejoras en la educación …, sobre el crecimiento económico"* [4], lo cual hace evidente que para las sociedades del conocimiento, su mayor tesoro lo constituye el capital humano,

que poseen en la forma de conocimientos, habilidades, salud y la calidad de los hábitos de trabajo de las personas, como factores determinantes de la productividad. Becker destaca la relevancia de este tema, al comentar que de cincuenta trabajos de investigación que había en 1957, se pasó a más de 1,300 en 1970 [5].

2.2 El enfoque minceriano

Uno de los desarrollos teóricos econométricos más importantes de las últimas décadas relacionados con la explicación de la causalidad entre educación y crecimiento económico, es la "ecuación Minceriana", a través de la cual su autor, Jacob A. Mincer, en 1974 formaliza la distribución de las retribuciones y la inversión en capital humano, al demostrar que el incremento porcentual en el ingreso que obtiene una persona, corresponde proporcionalmente a la inversión y tiempo invertido en la escuela [6].

Por su parte, James Heckman, Premio Nóbel de Economía en el año 2000 por sus aportaciones en Microeconometría, especialmente por su principal contribución metodológica, para resolver problemas de "sesgo de selección" y "autoselección", con estimadores insesgados, consistentes y eficientes, establece que la dinámica de los mercados exige una fuerza de trabajo más calificada y educada, con capacidad de generar innovaciones, adaptarse al cambio y aprovecharlo. Cabe destacar que con esta corrección de sesgo de selectividad, Heckman logró que las

estimaciones de la tasa de retorno de la inversión en capital humano, con base en las ecuaciones mincerianas, fuesen más robustas y consistentes. [7]

Sin embargo, aún con el ajuste de Heckman, los modelos mincerianos parecen privilegiar los beneficios privados de la inversión en educación y subestimar la "rentabilidad social" lograda por la sociedad en su conjunto, en la forma de ingreso total promedio por cada año de educación invertido y que en principio debería ser mayor que la rentabilidad privada, por lo cual, con base en los planteamientos de Enrico Moretti, en 2004 se propone la ampliación de la ecuación minceriana original, mediante la incorporación de ecuaciones de ingreso jerárquicas, acorde con las estructuras jerárquicas poblacionales para capturar adecuadamente las externalidades del capital humano derivadas del "ámbito local", como jerarquía superior que subordina el comportamiento individual. [8]

Lo anterior parece explicar que en los últimos años se hayan incrementado sustancialmente los trabajos de investigación sobre la educación y el capital humano con base en las ecuaciones mincerianas y el modelo de corrección de Heckman, que a su vez privilegian el análisis de variables microeconómicas como el ingreso real *per cápita*, el gasto educativo por persona, la tasa de retorno individual y social de la inversión en educación, el grado de escolaridad, la formación individual, entre otras, para demostrar que es fundamental la inversión privada en la educación, porque ésta determina mayores niveles de ingreso personal. [9]

2.3 Modelos con base en el capital humano

Bajo este enfoque, Neira (2007) presenta un excelente resumen de diversos modelos econométricos en forma de panel, sobre el papel de la educación en el desarrollo económico [10], destacando los modelos empíricos de capital humano como efecto nivel en una función de producción, propuestos por Barro en 1991, 1997; Mankiw, Romer y Weill en 1992; y Noneman y Vanhoudt en 1996; registrando los tres modelos un efecto positivo del capital humano en el crecimiento económico, con la peculiaridad de que en el tercer modelo el capital humano pierde impacto en el crecimiento, pero lo gana en el desarrollo tecnológico. Como variable equivalente al capital humano, los autores utilizan los años de escolaridad de la población activa (en el caso de Barro) y el porcentaje de la población con estudios secundarios en los modelos de Mankiw y Noneman.

En un segundo bloque, Neira presenta tres modelos en los que el capital humano (educación) ejerce una influencia indirecta (efecto tasa) sobre el crecimiento económico, a través de acumulación de tecnología, desarrollados éstos por Romer en 1990, Kiriacou en 1991 y Benhabid Spiegel en 1994. Los tres modelos reflejan un efecto positivo de la Educación sobre el desarrollo tecnológico y de este sobre el crecimiento económico, propiciando un crecimiento más rápido gracias a las innovaciones tecnológicas y la capacidad de asimilación de nuevas tecnologías del exterior.

El tercer bloque presentado por Neira, se refiere a la interrelación entre capital humano y capital físico como fuerza generadora en la acumulación de Investigación más Desarrollo (I+D) y por consiguiente, como factor del crecimiento económico. Los tres modelos corresponden a Romer en 1990, Benhabid y Spiegel en 1994 y a Barro en 1997. Los resultados permiten verificar la relación positiva y complementaria entre el capital humano y el capital físico y de estos como factores del crecimiento.

Neira por su parte, tomando como referentes estos trabajos pioneros de corte minceriano, desarrolla un importante modelo con datos de 19 países de la OCDE[11], que integra dos ecuaciones: la primera de ellas para demostrar la influencia del capital humano sobre el crecimiento económico a partir de una función de producción neoclásica de Cobb-Douglas, y una segunda ecuación para determinar la complementariedad entre el capital físico y el capital humano y su impacto en el crecimiento económico.

Los resultados a los que llega Neira con su modelo son por demás relevantes. Refiriéndose a los países de la OCDE, demuestra que los países que han alcanzado los máximos niveles de educación son los que han logrado los más elevados niveles de desarrollo económico, aún con escasa dotación de recursos. Los coeficientes de correlación entre capital humano y capital físico en los países analizados, superan el 0.9, lo cual es indicativo de una sólida fortaleza en dicha

relación. Esto permite verificar el doble papel del capital humano como uno de los motores del crecimiento económico a través de la relación positiva entre el capital humano y del PIB *per cápita* y por otra parte, cómo dinamizador de la tecnología logrando con ello también un impacto indirecto pero significativo en el crecimiento, a través de los procesos innovadores.

Con un esquema similar, María del Carmen Guisán [12], propone un modelo econométrico con dos ecuaciones, en la primera de las cuales relaciona el incremento del PIB *per cápita* con el nivel de gasto educativo por habitante en una muestra de 132 países. En la segunda ecuación relaciona el PIB *per cápita* con los años de escolaridad. En ambas ecuaciones considera las variables del capital social y la calidad del gobierno, llegando a la conclusión de que el nivel educativo y el conjunto de variables omitidas correlacionadas con éste, determinan en buena medida el ingreso real por habitante, la calidad de gobierno y el nivel de bienestar, incluyendo un impacto positivo en el conjunto de oportunidades para el desarrollo de la mujer.

Guisán realiza su análisis de los 132 países a partir de cuatro indicadores que se derivan de su modelo: Bienestar personal, Calidad de Gobierno, Indicador educativo y el Índice General de Desarrollo como promedio de los tres anteriores. Su trabajo permite identificar el impacto positivo del gasto educativo por habitante sobre el nivel de desarrollo, así como la relación entre un bajo nivel de gasto en educación y la baja calidad del gobierno que se observa en distintos países,

agrupados éstos en cuatro grandes bloques regionales: Europa y Asia; América; África; Asia y Oceanía. Resulta interesante la mención que hace de México cuando analiza al bloque de los países de América, ubicando a nuestro país en un nivel de bienestar económico intermedio, equiparable al de Panamá, pero por debajo de Argentina, Chile, Costa Rica y Uruguay. En lo que respecta a la calidad del Gobierno, la clasificación de México en América se ubica en una posición inferior a la de Argentina, Bolivia, Brasil, Ecuador y Perú, observando una tendencia descendente en el periodo 2000-2007, junto con Estados Unidos, Canadá y Costa Rica.

2.4 Capital humano y competitividad

Otro trabajo interesante bajo el enfoque minceriano es el de Martín Arnaiz [13] quien plantea la existencia de una correlación positiva entre el capital humano y la competitividad en 17 países asiáticos. Para ello define al capital humano como el porcentaje de la población mayor de 25 años con estudios secundarios como mínimo. Asimismo, asigna la capacidad exportadora de un país, a través de su cuota de mercado internacional, como la variable de competitividad *"ex post*", que permite identificar el aumento de participación de un país en la oferta internacional de bienes, así como su ubicación en los patrones dinámicos o estáticos del mercado global.

El análisis es relevante a partir de una matriz de competitividad que ubica a los sectores en cuatro tipos de posiciones: como "estrellas nacientes" a los más

dinámicos; “estrellas menguantes” con los que se identifican los sectores estacionarios; “oportunidades perdidas” en los cuales, a pesar de ser dinámicos el país pierde oportunidades y “retrocesos” que corresponde a sectores estacionarios con reducciones de cuotas de mercado.

El autor señala que la correlación positiva entre la población con al menos estudios secundarios y la capacidad exportadora es altamente significativa en países como India, Corea del Sur, Malasia, Myanamar, Singapur, Siria (el análisis es con datos de 1985-2000, por lo cual no refleja las condiciones críticas que se viven actualmente en este país), Taiwan y Tailandia, con un coeficiente de correlación muy próximo a uno. En los casos de Bangladesh, China, Filipinas y Sri Lanka Martín Arnaiz señala que la situación es óptima en términos competitivos al ubicar más del 50% de sus exportaciones en sectores de “estrellas nacientes”. Estos resultados permiten concluir que el capital humano incide notablemente en la competitividad de los países, lo cual confirma la conexión entre el nivel educativo de la población y la capacidad exportadora de las naciones.

Bajo el mismo esquema minceriano, Terrones y Calderón [14] realizan un estudio muy completo e interesante en el que se analiza el impacto de la educación, como expresión del capital humano, sobre el crecimiento económico *per cápita*, tomando en consideración los tres niveles educativos: educación primaria, secundaria y superior, con una muestra de 24 países latinoamericanos. La aportación más relevante de estos autores, es que incorporan al modelo los indicadores de

calidad del servicio educativo (razones alumno/profesor en educación primaria y secundaria) así como los indicadores de composición de talentos que se refieren a estudiantes del nivel superior, distribuidos entre los que se dedican a las carreras de ciencias e ingeniería y los que eligen las carreras humanísticas [15].

Con estos elementos, los autores realizan diversas regresiones para estimar el efecto de la cobertura educativa, la calidad educativa y la composición de talentos sobre el crecimiento económico. Al respecto, señalan que la cobertura educativa tiene un efecto positivo sobre el crecimiento, correspondiendo el mayor efecto positivo a la tasa de alfabetización adulta, no así a la tasa de matrícula de educación secundaria que muestra una correlación negativa. La situación mejora sustancialmente cuando se incorporan las variables de calidad educativa y los indicadores de composición de talentos.

Los autores señalan que las bajas tasas de crecimiento en los países de América latina, en buena medida se deben a la baja calidad educativa que determina un capital humano de calidad insuficiente y de baja competitividad. Ello se explica fundamentalmente por la elevada razón maestro/alumno que privilegia el crecimiento de la cobertura a costa de la calidad, lo cual afecta la formación del stock de capital humano requerido.

Una aseveración importante de Terrones y Calderón es que el crecimiento económico requiere una asignación cada vez más eficiente del stock de capital

humano, mediante la asignación de los talentos a las actividades productivas (estudios superiores de Ciencias e Ingeniería), en virtud de que las actividades rentistas y de influencia (en donde se ubican las carreras humanísticas) tienen un impacto negativo sobre el crecimiento. De ahí que

> *"las sociedades que proveen incentivos ……. a la realización de actividades de influencia, en detrimento de las actividades productivas, tenderán a crecer a un menor ritmo que las sociedades que estimulan las actividades productivas"* [16]. Por lo cual, *"deben reorientarse los programas hacia la preparación de individuos capaces de realizar actividades productivas y de investigación, ……sin que ello implique la eliminación de la educación humanista"* [17]

2.5 Aplicaciones del modelo de capital humano al caso de México

Para el caso de México, uno de los trabajos a partir del modelo de Mincer, es el desarrollado por Ordaz-Díaz, quien confirma que la educación contribuye a la creación de habilidades y destrezas que se traducen en mayor ingreso para las personas. Por consiguiente, la educación es fuente de rentabilidad económica, que se puede expresar como una relación logarítmica a través de una ecuación entre el ingreso (personal) de los individuos y los años de escolaridad [18].

Ordaz incorpora un modelo que permite identificar y analizar la diferencia entre la rentabilidad de la educación del sector urbano y del sector rural, mediante regresiones corregidas por autoselección y el método de dos etapas de Heckman[19], indicando que en México es rentable estudiar, ya que en todos los niveles educativos para hombres y mujeres se obtienen rentabilidades positivas en el periodo analizado de 1994-2005. Señala que si bien la pobreza es más

acentuada en el sector rural, la rentabilidad de la educación es más elevada en este sector que en el urbano, por lo cual se pueden derivar políticas públicas para reducir paulatinamente la desigualdad y la pobreza mediante la acción del Estado para promover que las familias rurales pobres inviertan más en educación y mejorar la calidad de los servicios educativos que ofrece el sector público [20] .

Por su parte, Barceinas desarrolla un trabajo muy completo sobre la rentabilidad de la educación en México a partir de cuatro métodos de la función de ingreso minceriana, para seleccionar el modelo mejor especificado después de la aplicación de diversas pruebas, al permitir la estimación de la tasa de descuento o rentabilidad que iguala los beneficios y los costos de invertir en educación, tarea que establece como el principal objetivo de su artículo [21].

Mariano Rojas, Angulo y Velázquez, incorporan al modelo minceriano que desarrollan para México, el costo de oportunidad de los salarios no percibidos durante el tiempo de estudios, como variable relevante para tener una estimación más realista de la tasa de rentabilidad de la inversión individual en educación. El resultado, si bien es una tasa de rentabilidad más baja que la que se obtiene con el modelo básico de Mincer, permite verificar la hipótesis de la educación como capital humano, al demostrarse que mayores grados de escolaridad, determinan niveles de ingreso más elevados, lo cual también confirma la apreciación de Kuznets de que el crecimiento real del ingreso per cápita no se logra sólo por la acumulación de unidades convencionales de capital físico y de mano de obra, sino

también por el cambio cualitativo de éstos a través de la educación como factor de la productividad de la fuerza de trabajo y el desarrollo tecnológico como cambio cualitativo del capital [22].

Antonio Kido y M. Teresa Kido, citan una gran cantidad de estudios que han medido la relación entre ingresos y educación. Sin embargo, comentan que no todos estos trabajos han realizado el contraste para demostrar si la evidencia empírica en México sobre niveles de escolaridad y rendimientos de la educación responde a un modelo de capital humano o a un modelo de señalización [23]. Para este propósito desarrollan dos modelos econométricos uniecuacionales para México: uno macroeconómico que incluye la variable de escolaridad, al que denominan macrominceriano; y otro microeconómico que incluye la variable de rentabilidad educativa al que llaman microminceriano. Ambos modelos son contrastados con información de series de tiempo.

El contraste permite probar que en el caso del modelo macrominceriano del capital humano, los coeficientes de las variables de escolaridad y rentabilidad educativa, deben de coincidir para demostrar que una mayor educación generará personas más productivas, con incrementos en el ingreso personal, en el ingreso nacional y el crecimiento económico. En contrapartida en el modelo de señalización microminceriano, el coeficiente de rentabilidad educativa tenderá a ser positivo, en tanto que el coeficiente de la escolaridad tenderá a cero [24].

Para contrastar la participación del capital humano en el crecimiento económico, Antonio y Teresa Kido, proponen un modelo macroeconómico novedoso que incluye a la rentabilidad educativa como la variable microeconómica del capital humano, para dar paso a un modelo de tipo minceriano, integrado con variables macroeconómicas y microeconómicas. La estimación del modelo para México da por resultado un coeficiente del capital humano de 0.33 que indica que un año adicional de educación, contribuye a la generación de un 33% en el producto nacional [25].

> "Bajo este contexto es posible concluir que existe evidencia empírica de que el modelo de capital humano presente la mayor explicación en el comportamiento de la relación entre escolaridad e ingresos personales en México, como lo señalan la gran cantidad de estudios generados en México. **La aportación principal de este trabajo radica en que se presenta un mecanismo adicional a los ya existentes para contrastar la hipótesis del modelo del capital humano versus la hipótesis del modelo de señalización.** El estudio utiliza series de tiempo, modelo de corrección de errores y comparación entre coeficientes en contraste con el resto de los enfoque que utilizan información y modelos de sección cruzada" [26].

Es importante destacar que este modelo, si bien constituye un parteaguas para el análisis del capital humano como factor del crecimiento económico, mantiene su vínculo de identidad con el modelo de Mincer, al definir a los años de escolaridad como la variable macroeconómica fundamental, lo cual lo mantiene todavía a distancia de los modelos econométricos que se sustentan en los grandes agregados macroeconómicos.

2.6 Necesidad de los modelos macroeconométricos

La anterior es una reseña de la gran cantidad de trabajos sobre el impacto de la educación en el crecimiento económico bajo el enfoque minceriano. Sin embargo,

el hecho de que las variables utilizadas en los distintos modelos de este tipo sean de carácter microeconómico y privilegien el aspecto individual sobre lo social, como lo son el ingreso real *per cápita*, el gasto educativo por persona, la tasa de retorno individual y social de la inversión en educación, el grado de escolaridad, la formación individual, el capital humano visto como tasa de escolaridad, así como diversas variables explicativas que necesariamente tienen que expresarse en términos microeconómicos como tasas porcentuales o razones entre variables macroeconómicas, deja entrever la necesidad de complementar el análisis con la aplicación de modelos econométricos de carácter macroeconómico, que en lo posible, permitan apreciar también el impacto de la educación en su carácter de gasto e inversión de largo plazo, sobre el crecimiento de la economía en su conjunto, para derivar políticas públicas integrales con mayor certeza y confiabilidad.

Soraya Leyva y Cárdenas, recomiendan que se debe tener cuidado al utilizar la tasa de rendimiento de la educación, en virtud de que ésta tiene un componente de consumo y otro de inversión [27]. Asimismo, el gasto en educación en términos macroeconómicos también tiene un efecto directo en el PIB a través del consumo privado, mediante el pago de salarios a los docentes y prestadores de servicios educativos, que impacta a la demanda agregada y se traduce en un factor potencial del crecimiento económico.

Por otra parte, salvo raras excepciones, en muchos de los trabajos de corte minceriano, es frecuente la recomendación con base en la tasa de rentabilidad individual que se obtiene en los distintos niveles educativos, que los recursos públicos destinados a la educación, deben destinarse prioritariamente a la educación básica, porque este nivel educativo es el que ofrece mayores tasas de rentabilidad. En este caso los analistas soslayan que en buena medida el resultado también se debe a que los costos de la educación básica son más bajos que los correspondientes a la educación media superior y superior, especialmente si se le compara con la educación tecnológica, que requieren mayores niveles de inversión. Siguiendo este razonamiento que parece muy lógico, siempre se estaría privilegiando la educación básica y se estaría posponiendo la urgente necesidad de asignar mayores recursos a la educación superior, especialmente a la tecnológica, con las carreras de Ciencias e Ingeniería [28], que resulta estratégica para obtener mayor capacidad creativa e innovadora, incrementar la productividad y lograr tasas de crecimiento económico más significativas, en un entorno global altamente competitivo.

Guisán, Cancelo, Neira et. al., presentan un conjunto de modelos macroeconométricos para explicar el crecimiento de países de la OCDE en los cuales demuestran el relevante papel de la educación (capital humano) como factor del desarrollo, al propiciar una mayor productividad de los trabajadores, con un doble efecto sobre el crecimiento. Uno directo que se transmite a través de la función de producción y otro indirecto con incrementos en la inversión y el stock de

capital [29]. Para este propósito, toman como variable representativa del capital humano al "porcentaje de población con nivel de educación secundaria de segundo ciclo completa o superior" [30], que a su vez tiene un importante impacto sobre la capacidad exportadora de los países analizados y su competitividad estructural [31]. Para ello, destacan el "Milagro Irlandés" en donde el Gobierno de Irlanda ha realizado un enorme esfuerzo en los últimos años, al canalizar un gasto público en educación como porcentaje del PIB, muy superior a la media europea[32].

Para el caso de México, entre la literatura consultada se identificaron modelos macroeconométricos, que si bien no abordan directamente el tema del gasto público educativo como factor del crecimiento económico, sí aportan elementos interesantes y útiles de carácter metodológico y conceptual para corroborar la fortaleza del modelo objeto de esta tesis.

Dentro de este grupo destaca el trabajo de Ruiz Galindo y Venegas Martínez, quienes en su modelo de simulación macroecométrico con fundamentos microeconómicos, establecen criterios para la mejor especificación de un modelo con el fin de que posea una buena capacidad explicativa y predictiva, proponiendo que si es necesario, sean eliminadas las variables explicativas de la especificación, si obstaculizan la obtención de buenos resultados [33].

Garcés Díaz por su parte, explica el vínculo de dependencia de largo plazo entre la economía mexicana y la actividad económica de Estados Unidos, aportando

elementos del porqué es mejor tomar como una de las variables explicativas a la producción industrial en lugar del PIB de ese país, junto con el tipo de cambio real, como factores determinantes de la tendencia del comportamiento del PIB de México durante el periodo 1980-2000. Las razones que argumenta el autor sobre la necesidad de sustituir en el modelo el PIB de Estados Unidos por la Producción industrial, verifican que es correcta la decisión tomada en la presente tesis de excluir a la variable PIBEU (PIB de Estados Unidos) del modelo inicial, debido a que se demuestra que es una variable redundante, dando por resultado un modelo final mejor especificado [34].

Gómez Aguirre y Navarro Chávez desarrollan un modelo macroeconométrico para demostrar la causalidad entre los precios del consumidor y los precios del productor en México de 1994 a 2012, incorporando cambios estructurales, a partir de series de tiempo correspondientes al Índice de Precios al Consumidor (IPC) e Índice de Precios al Productor (IPP). Entre los aspectos que se toman como referentes, son las pruebas de causalidad, la condición de estacionariedad de las variables, verificada mediante las pruebas de raíces unitarias, así como las pruebas de raíces unitarias sin cambio y con cambio estructural que permiten determinar el valor predictivo del modelo y que la causalidad va en sentido directo del IPC al IPP [35].

Marroquín Arreola y Ríos, presentan un trabajo en el que destacan la necesidad de incrementar sustancialmente la inversión en investigación desde la perspectiva del crecimiento económico endógeno [36], destacando que:

"La importancia del tema de la inversión en investigación está fundamentada en la teoría del capital humano, la cual afirma que las capacidades de los individuos son en gran medida adquiridas y no innatas. Estas son adquiridas mediante la inversión en educación, capacitación y, desde luego, en investigación". [37]

Los autores señalan que la innovación tecnológica es creada en el sector de I+D (Investigación más Desarrollo), a partir del capital humano y el stock de conocimientos existentes, "funcionando como un detonador del crecimiento económico" [38].

El modelo consta de tres sectores: el sector de la I+D, el sector de bienes intermedios y el de la producción final [39], usando la técnica de panel con datos de 32 entidades federativas para el periodo 1990-2000. Las variables son el número de patentes, el capital humano, la inversión bruta en I+D, el PIB *per cápita*, la formación bruta de capital y el trabajo[40].

Concluyen su estudio, señalando que existe una relación positiva entre la innovación tecnológica y la I+D, entre la innovación y el PIB y entre el PIB per cápita y la nueva creación de conocimientos, lo cual tiene que ver con La formación de capital humano de alto nivel académico, que en México se ha incrementado de manera notable, como resultado de un mayor gasto público educativo para impulsar la expansión de las instituciones educativas, especialmente las de nivel de educación superior e investigación [41].

El presente trabajo, busca precisamente explorar la vertiente del gasto público educativo como variable macroeconómica explicativa y su causalidad en el crecimiento económico, mediante un modelo econométrico uniecuacional, con cambio estructural y variables macroeconómicas, cuyo planteamiento se presenta siguiente capítulo.

Notas al Capítulo 2:

1. Leyva López Soraya y Antonio Cárdenas: **"Economía de la educación: capital humano y rendimiento educativo"** Revista de Análisis Económico, pág. 79-81.
2. Brian Keely: **Capital Humano**. Biblioteca Integral de la OCDE. Ediciones Castillo. México 2007, pág. 32.
3. Terrones, Marco y César Calderón: **"Educación, capital humano y crecimiento económico: el caso de América Latina".** XII Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. Argentina, 1993. Pág. 50-51.
4. Keeley, Brian, Op. Cit, pág. 35.
5. Marcelo, Darwin: **"Rentabilidad Social e individual de la Educación: una interpretación a partir de los modelos jerárquicos".** Programa Nacional de Desarrollo Humano. Argentina. Pág. 2.
6. Marcelo, Darwin: **Ibid**. Pág. 6
7. Sánchez Figueroa, Cristina et al: "**James Heckman, el sesgo de selección muestral".** Senda del Rey. UNED. Madrid. 2011, pág. 2-4.
8. Marcelo, Darwin: **Op. Cit**. Pág. 10.
9. Con cierta lógica económica se podría deducir que si se logra el incremento en el ingreso personal de manera ampliada, por efecto de la inversión privada en educación, entonces se podría esperar que se reflejara en un incremento del Ingreso Nacional, mayores niveles de productividad y en una mejoría de las condiciones de bienestar de la sociedad en su conjunto. Sin embargo, esto no se da de manera automática y hace falta complementar el análisis para establecer el nexo entre lo micro y lo macroeconómico, a partir de las variables macroeconómicas reales que determinan el producto nacional y la dinámica del crecimiento.
10. Neira, Isabel. Capital Humano y Desarrollo Económico Mundial: Modelos Económicos y Perspectivas. Estudios Económicos de Desarrollo Internacional, Universidad de Santiago de Compostela, España, 2007. Pág. 57-62.
11. Neira, Isabel. Op. Cit. Pág. 62, 64 68, 75, 76.
12. Guisán, María del Carmen. "Educación, calidad del gobierno y desarrollo económico en América, Europa, África y Asia". En Estudios Económicos de Desarrollo Internacional. Vol.9-2. Universidad de Santiago de Compostela. España 2009, pág. 11-22.
13. Martín Arnaiz, José Lorenzo: "Los lazos entre la Educación y la competitividad en Asia". Estudios Económicos de Desarrollo Internacional. Vol. 10-1 Universidad de Burgos, España. 2010. Pág. 42, 47-51
14. Terrones, Marco y César Calderón. Op. Cit. Pág. 55-58
15. Ibid. pág. 59-60
16. Ibid. Pág. 61
17. Ibid. Pág. 79
18. Ordaz-Díaz, Juan Luis: "Rentabilidad económica de la educación en México: comparación entre el sector urbano y rural". Revista de la CEPAL 96. Diciembre 2008. Pág. 264-265.
19. Ordaz-Díaz. Op. Cit. Pág. 268-270,
20. Ordaz-Díaz . Ibid. 272-277
21. Barceinas, Fernando: "Función de ingresos y rendimiento de la educación en México". Estudios Económicos. No. 14, Vol. I, México 1999, pág. 88-89
22. Mariano Rojas Angulo y Velázquez: "Rentabilidad de la inversión en capital humano en México", Economía Mexicana. Nueva Época, vol. IX, núm. 2, segundo semestre del 2000, páginas 114, 115, 133.

23. Modelo de señalización: Explica la asociación positiva entre educación y salarios, al referir que la educación tiene como principal objetivo proporcionar información sobre algunas características de los potenciales trabajadores, a los dueños de las empresas a partir de su nivel de escolaridad. Kido Cruz, Antonio y Ma. Teresa Kido: "Modelos teóricos del capital humano y señalización: un estudio para México". UNAM. Revista Contaduría y Administración. No. 60 (2015), pág. 724
24. Kido Cruz, Antonio y Ma. Teresa Kido: Ibid. Pág. 725
25. Ibid. Pág. 727-728, 730
26. Ibid. Pág. 733
27. Leyva López y Antonio Cárdenas. Op. Cit. Pág. 95
28. Terrones y Calderón. Op. Cit. Pág. 61
29. Guisán, Ma. del Carmen, Teresa Cancelo, et. al.: **Crecimiento Económico en los países de la OCDE**. Modelos de crecimiento y empleo en Irlanda, Francia; España, Alemania, USA y Japón". Estudios Económicos. Asociación Hispalink-Galicia, España, 2001. Pág. 23.
30. Ibid. Pág. 53.
31. Ibid. Pág. 66
32. Ibid. Pág. 108
33. Ruiz-Galindo Lucía y Francisco Venegas-Martínez: Un modelo macroeconométrico desimulación con microfundamentos para la economía mexicana. CIDE. Economía Mexicana, Nueva Época, vol. XVI, núm. 2, segundo semestre de 2007, páginas 166, 188, 192.
34. Daniel G. Garcés Díaz. La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica en Estados Unidos y el tipo de cambio real. CIDE. Economía Mexicana, Nueva Época, vol. XV, núm. 1, primer semestre de 2006, páginas 7, 12.
35. Mario Gómez Aguirre y José César Lenin Navarro Chávez. UNAM, Contaduría y Administración, 59 (2), abril - junio 2014: pág. 181, 183-185, 193
36. Por crecimiento económico endógeno se entiende el que se obtiene de factores y fuerzas dinámicas internas de un país, entre las que destacan el progreso tecnológico como expresión de la acumulación del capital físico y la acumulación del capital humano, que a su vez determinan la productividad. En el crecimiento endógeno juegan un rol decisivo la acumulación de conocimientos y la innovación tecnológica, producto de la investigación y desarrollo (I+D). Guzmán Chávez, G. Alenka. "Las fuentes endógenas del crecimiento económico". Ensayo.UAM-Iztapalapa. Pág. 42,
37. Marroqín Arreola, Juan y Humberto Ríos Bolívar: "Inversión en investigación y crecimiento económico: un análisis empírico desde la perspectiva de los modelos de I+D". UNAM. Investigación Económica, Vol. LXXI, 282, octubre-diciembre de 2012, pág.15,
38. Marroquín y Ríos. Op. Cit. Pág 16,
39. Marroquín y Ríos. Ibid. Pág. 19
40. Marroquín y Ríos. Ibid. Pág. 21
41. Marroquín y Ríos. Ibid. Pág. 30

3. Desarrollo del modelo econométrico básico

3.1 Breve Descripción de las bases teóricas del modelo econométrico con cambio estructural

Para verificar la existencia de una relación causal entre el gasto público en educación y el crecimiento del Producto Interno Bruto, se pretende hacer una aplicación de las principales herramientas teóricas del análisis econométrico, en combinación y con apoyo del software Eviews, con el fin de explorar el mayor número posible de alternativas a nuestro alcance a partir del modelo inicial, para llegar a resultados aceptables en el diseño, especificación y estimación de un modelo, con el propósito de comprobar o rechazar la hipótesis que se está planteando. Para ello se propone el siguiente método:

- **Construcción de un modelo uniecuacional con cambio estructural,** para captar las relaciones económicas fundamentales para explicar al proceso generador de información, considerando elementos de un sistema abierto y dinámico, siguiendo el método de Hendry, de tal forma que las relaciones entre las variables se expresen como innovaciones de "ruido blanco" [1] , sin imponer restricciones *a priori* relativas a la exogeneidad, orden de rezagos, linealidad y cointegración, evitando la subordinación del modelo a una teoría económica preconcebida y que, a diferencia del enfoque de la Comisión Cowles, permita la incorporación de conceptos de la econometría contemporánea, para evitar incurrir en errores, especialmente en el de la espuriedad [2].

- **Realizar las pruebas de contraste de hipótesis, especificación y estimación del modelo,** para identificar y eliminar variables redundantes del modelo inicial con objeto de tener una estimación no sesgada. Asimismo, estas pruebas permitirán descartar problemas de multicolinealidad y explorar si la probable existencia de autocorrelación no está asociada con problemas de cambio estructural [3, 4].

- **Ante la existencia de cambio estructural durante el periodo de análisis 1925-2013, corregir el problema mediante la incorporación de variables ficticias.** De confirmarse la inestabilidad estructural del modelo, se podría resolver el problema mediante la incorporación de variables ficticias para estabilizar los coeficientes más afectados por el cambio estructural [5, 6, 7].

- **Se realizarán pruebas de raíces unitarias para cada una de las variables del modelo**, con el fin de verificar que las series son no estacionarias con grado de integración $I(1)$. Es decir, que son estacionarias en primeras diferencias, lo cual nos permitiría tener bases sólidas para realizar una prueba de cointegración y evitar una estimación espuria [8, 9, 10].

- **Se aplican pruebas de cointegración,** que pueden ser básicamente por el método de Engle-Granger o por el procedimiento de Johansen [11]. Estas pruebas

son importantes porque cuando se demuestra que las series son cointegradas, se reduce el problema de una regresión espuria y nos indica que el modelo está bien especificado teóricamente, con relaciones estables de largo plazo [12].

- **Finalmente, para fines comparativos y complementarios, se desarrollará un modelo de vector autorregresivo** (VAR) con base en las variables contenidas en el modelo de cambio estructural ajustado y especificado, pero que se diferencia por ser un modelo general irrestricto, en el cual dejan de existir *a priori* variables endógenas y exógenas, en donde cada variable no rezagada, es regresionada en relación a todas las demás con varios rezagos, recuperando con ello la naturaleza dinámica de las series de tiempo [13].

3.2. Las variables del modelo inicial

Se considera que el principal indicador del crecimiento económico del país es el Producto Interno Bruto (PIB). Por consiguiente esta será nuestra variable endógena o dependiente.

Para explicar el crecimiento del PIB se parte de la idea de una función lineal de producción como modelo inicial, donde las variables explicativas que se incluyen son: Gasto Educativo (GE), Capital Físico (KF) y Productividad del Trabajo (PTVD), complementándose con las variables Exportaciones (EX), y el PIB de Estados Unidos (PIBEU). Dicha función queda expresada en los siguientes términos:

$$PIB = \beta_0 + \beta_1 KF + \beta_2 GE + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 PIBEU + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Las variables Exportaciones (EX) y PIB de los Estados Unidos (PIBEU) se toman para incorporar al modelo, al menos parcialmente, los efectos de los cambios en el Sector Externo, tomando en consideración que la economía nacional pasó de ser una economía cerrada a otra abierta por los efectos de la globalización, con una fuerte dependencia del intercambio comercial con los Estados Unidos y, a su vez, porque el PIB de este país tiene un peso determinante en el comportamiento de la economía mundial. Por consiguiente, de estas dos últimas variables, sólo se habrá de elegir una de ellas, con el criterio de que sea la que proporcione mejor ajuste al modelo, con el objeto de evitar problemas de multicolinealidad.

3.2.1 Datos de las variables utilizadas

Las series de datos de las variables Producto Interno Bruto (PIB), Gasto Educativo (GE), Capital Físico (KF) y Productividad del trabajo (PTVD) utilizadas en el modelo son anuales y comprenden el periodo 1925-2013. Éstas fueron tomadas de distintas fuentes donde se encuentran expresadas en pesos y a precios constantes, pero con diferentes años base, por lo cual se procedió a su actualización y homogeneización, a precios constantes del año base 2008.

Las series correspondientes a Exportaciones (EX) y Producto Interno Bruto de Estados Unidos (PIBEU), están en dólares.

Las series fueron obtenidas de las siguientes fuentes:

- PARA EL PRODUCTO INTERNO BRUTO (PIB):

  - Sub-periodo 1925-1997: INEGI. Sistema para la consulta de Estadísticas Históricas de México 2014.
  - Sub-periodo 1998-2007. INEGI, Banco de Información Económica. (Series que ya no se actualizan).
  - Sub-periodo 2008-2013: INEGI, Banco de Información Económica. Indicadores Económicos de Coyuntura.

- PARA EL GASTO PÚBLICO EDUCATIVO (GE):

(Se considera como Gasto Público Educativo, exclusivamente al Gasto Educativo Federal)

  - Sub-periodo 1925-1982. Ayala Espino, José: Estado y Desarrollo. La formación de la economía mixta mexicana en el siglo XX, UNAM, Facultad de Economía, México 2001, pág. 55-56.
  - Sub-periodo 1980-2008. Centro de Estudios de las Finanzas Públicas. "Evolución del Gasto Público por Ramos 1980-2008". Cámara de Diputados. México, Pág. 7-12.

- Sub-periodo 2000-2013. Enrique Peña Nieto. "2o. Informe de Gobierno 2013-2014". Anexo Estadístico. Presidencia de la República. México, 2014. Pág. 229.
- Sub-periodo 2009-2012. ". SEP. "1er. Informe de Labores. 2012-2013. 2013. Pág. 227

➢ PARA EL CAPITAL FÍSICO (KF):

(Se toma la Formación bruta de capital fijo, antes también denominada Inversión Bruta Fija):

- Sub-periodo 1925-1965. INEGI. Sistema para la consulta de Estadísticas Históricas de México 2014.
- Sub-periodo 1960-1966. INEGI. Anuario Estadístico Compendiado 1966.
- Sub-periodo 1965-1980. José López Portillo. 1er. y 6º. Informe de Gobierno. Anexos Estadísticos.
- Sub-periodo 1980-1994. Nacional Financiera. "La Economía Mexicana en Cifras 1995". Nafinsa. 14ª. Edición, México, 1995, pág. 112
- Sub-periodo 1994-2003. Centro de Estudios de las Finanzas Públicas "Indicadores Macroeconómicos 1980-2003". Cámara de Diputados.
- Sub-periodo 2003-2013. Enrique Peña Nieto. "3o. Informe de Gobierno 2014-2015". Anexo Estadístico. Presidencia de la República. México, 2015. Pág. 382.

Reitero que estos datos, por encontrarse segmentados en distintas fuentes y expresados a precios constantes con diferentes años base, fueron objeto de un proceso de homogeneización mediante su transformación a precios del año base 2008, con el propósito de que fuesen consistentes y congruentes.

- PARA LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO (PTVD):

La serie se obtuvo para el periodo 1925-2013, con estimaciones propias a partir de realizar la división del PIB anual homogeneizado a precios constantes del año base 2008, entre la Población Ocupada de 14 años o más, siendo esta última una subcategoría de la Población Económicamente Activa.

Los datos de la Población Ocupada a partir de los 14 años o más, fueron tomados del INEGI. Banco de Información Económica (BIE) en las "Series que ya no se actualizan", en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo y en el Sistema para la consulta de Estadísticas Históricas de México 2014.

No se tomaron los datos de la Población Ocupada de 15 años o más, como lo establece la reforma constitucional de 2014, porque la serie sólo aplica del 2013 en adelante y no se tienen las estimaciones para los años anteriores con este nuevo criterio.

- PARA LAS EXPORTACIONES (EX):

Las cifras del valor de las exportaciones (EX) para integrar la serie correspondiente al periodo 1925-2013, se expresan en millones de dólares y se tomaron de las siguientes fuentes:

- Sub-periodo 1925-1948. Cifras de las exportaciones que presenta el INEGI en el Sistema para la consulta de Estadísticas Históricas de México 2014, expresadas en millones de pesos de la época, por lo cual se procedió a su conversión a millones de dólares, con base en el Tipo de Cambio Peso/Dólar que se obtuvo de los Informes del Banco de México, para los años del sub-periodo 1925-1948.

- Sub-periodo 1949-2013. Se tomó el valor de las exportaciones que ya está en millones de dólares en: INEGI. Sistema para la consulta de Estadísticas Históricas de México 2014, para proceder a su integración con las cifras del sub-periodo 1925-1948 expresadas en dólares.

- PARA EL PIB DE ESTADOS UNIDOS (PIBEU):

Los datos de la serie están en dólares y se tomaron de: Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, Gross Domestic Product (GDP), http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp

Con base en estas variables, el modelo econométrico lineal uniecuacional que se propone, de manera inicial y al que posteriormente se incorporará una variable ficticia o "dummy" para reflejar el cambio estructural, está expresado como la ecuación 3.1:

$$\boldsymbol{PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 PIBEU + \varepsilon_t} \qquad (3.1)$$

En donde β_0 es un término independiente asociado a una variable explicativa que toma el valor de 1 para todas las observaciones; β_1, β_2, β_3, β_4, β_5 son los coeficientes de regresión asociados a cada variable explicativa; y ε_t es la perturbación aleatoria o componente no sistemático, que incluye los errores derivados de factores que no están definidos en las variables explicativas.

Este modelo inicial deberá someterse a distintas pruebas, para verificar si cumple con los siguientes supuestos básicos [14] :

- Existe relación lineal entre las variable endógena y las variables explicativas
- Existe permanencia o estabilidad estructural en el modelo: es decir los coeficientes de regresión no cambian a través del tiempo.
- Los errores se distribuyen normalmente. Es decir $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$ y por lo tanto son "ruido blanco".

- No hay problema de multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas o regresores.
- No hay problema de heteroscedasticidad. Es decir, en el modelo de regresión se mantiene una varianza constante para las perturbaciones.
- No existe autocorrelación de las perturbaciones en el modelo
- El modelo está bien especificado[15]. Es decir, no existen variables relevantes omitidas y tampoco se incluyen variables irrelevantes o redundantes.
- El cumplimiento de los supuestos básicos, permite afirmar que los coeficientes β asociados a cada una de las variables explicativas, son estimadores lineales, insesgados, óptimos y consistentes [16].

De resultar significativo el Gasto en Educación (GE) como variable explicativa del PIB y del crecimiento económico, con este ejercicio se busca también reforzar la afirmación de que el gasto educativo debe verse como una inversión en capital humano, que madura en el mediano y largo plazo, constituyéndose en un factor con repercusiones importantes, tanto en la cantidad como en la calidad de la producción, los niveles de ingreso, la equidad y el bienestar social.

El crecimiento económico, visto a través del PIB, está en función de varios factores, entre los que siempre se ha considerado al capital físico (KF), como uno de los más relevantes. En este modelo se ha tomado como concepto equivalente del capital físico a la inversión fija bruta anual, como factor de la producción y

variable explicativa del PIB, indispensable para tener un modelo lo mejor especificado posible.

Se incorpora a la productividad (PTVD), como una variable que expresa la relación PIB/población ocupada, porque se considera que lleva implícitos los cambios acumulados y cualitativos que se dan a través del tiempo, tanto en la formación, entrenamiento y capacitación de la fuerza de trabajo; como en los desarrollos tecnológicos innovadores que permiten elevar la eficiencia y la competitividad de la producción nacional.

En la propuesta de este modelo, no se puede pasar por alto la inserción de nuestro país en la economía global y la fuerte influencia que ejerce la evolución de la economía de Estados Unidos, dado el alto grado de dependencia que observa nuestro comercio exterior con ese país, especialmente por la fuerte vinculación con la industria manufacturera, el mercado petrolero y los mercados financieros.
En estos términos, se incluyen a las exportaciones mexicanas (EX) y al PIB de Estados Unidos (PIBEU) como variables explicativas. Aun cuando no parece muy ortodoxo, en el diseño de este sencillo modelo econométrico, se considera en principio la inclusión del PIB de Estados Unidos, como una variable importante de vinculación con el sector externo, ya que en buena medida marca el rumbo de la economía mexicana.

En una primera fase de la estimación, se toman las series de tiempo, correspondientes al PIB, Gasto Público en Educación (GE), Capital Físico (KF), Productividad del trabajo (PTVD), Exportaciones (EX), así como al PIB de Estados Unidos (PIBEU).

Las series de tiempo comprenden el periodo 1925-2013, lo cual permite definir un rango n=89, con suficiente holgura en grados de libertad (N-K-1 = 89-6 =83 grados de libertad), siendo todos los valores a precios constantes, actualizados al año base 2008.

3.3. Secuencia para la estimación del modelo inicial con Eviews 9[17,18]

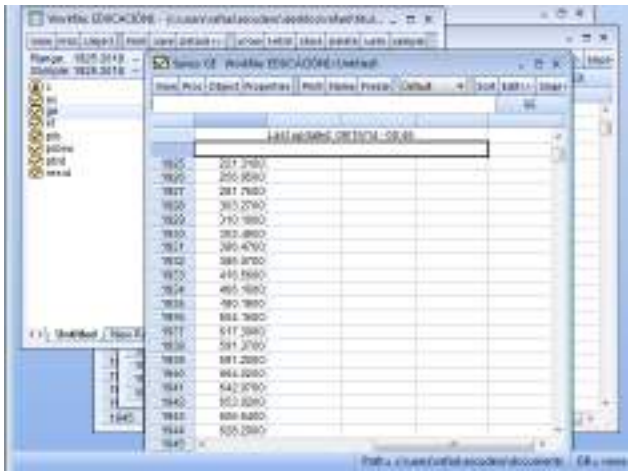
La estimación del modelo inicial de la ecuación (1) se realizará con apoyo del software Eviews 9, por lo cual se requiere establecer un proceso o secuencia lógica para incorporar la información de las variables al programa y proceder a la estimación del modelo inicial como se propone a continuación:

3.3.1 Incorporación de la base de datos al sistema Eviews:

- ✓ Se abre un documento de trabajo en Eviews (Work File)
- ✓ Se define un rango que va de 1925 a 2013, con n = 89
- ✓ Se da nombre al archivo Work File: “educación y pib”
- ✓ Se salva el archivo anterior en la carpeta “Trabajo Tesis”, pero ahora en el programa Eviews

- ✓ Se importa a Eviews la base de datos que se construyó en Excel con el nombre "PIB EDUC 1925-2013" de la carpeta Trabajo Tesis (Figura 1)
- ✓ Se designa el nombre para las variables en Eviews: PIB, GE, KF PTVD, EX, PIBEU, (Figura 5).

Figura No. 5: Base de datos de las variables del modelo inicial, en Eviews



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes indicadas

3.3.2 Inspección gráfica de las series de datos

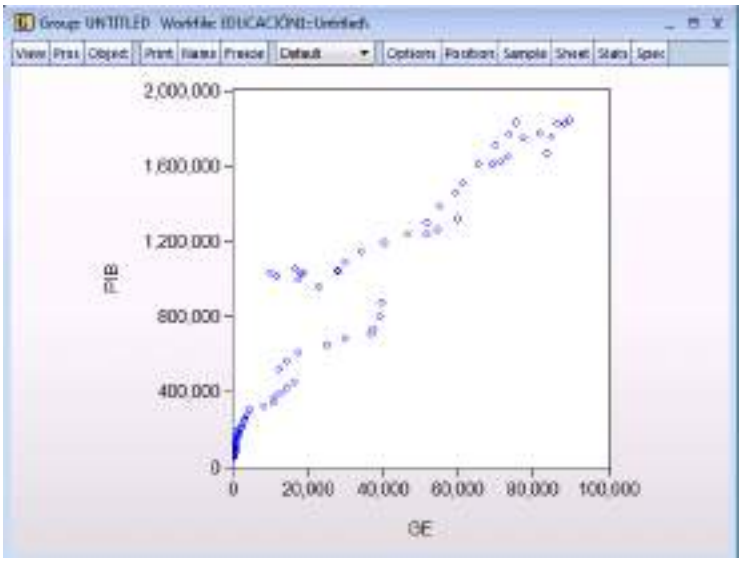
Una vez cargada la base de datos al sistema Eviews, ya se está en la posibilidad de hacer un análisis gráfico preliminar para identificar la relación entre las variables del modelo inicial.

- ✓ La inspección visual de cada una de las series para conocer sus características y tendencias, se deja para cuando se apliquen las pruebas de raíces unitarias.

En esta primera fase se prefiere pasar directamente al análisis gráfico de la relación entre variables explicativas y la variable endógena.

- ✓ Dado que el propósito del trabajo es conocer en lo posible la influencia del gasto educativo en el comportamiento del PIB, primero se ve la presentación gráfica de las variables PIB y GE, que parece mostrar una adecuada relación lineal. También se ve poca dispersión de puntos, lo cual da la idea de una buena correlación entre PIB y GE (Gráfica 1) y **permite suponer que no existen problemas de heteroscedasticidad.**

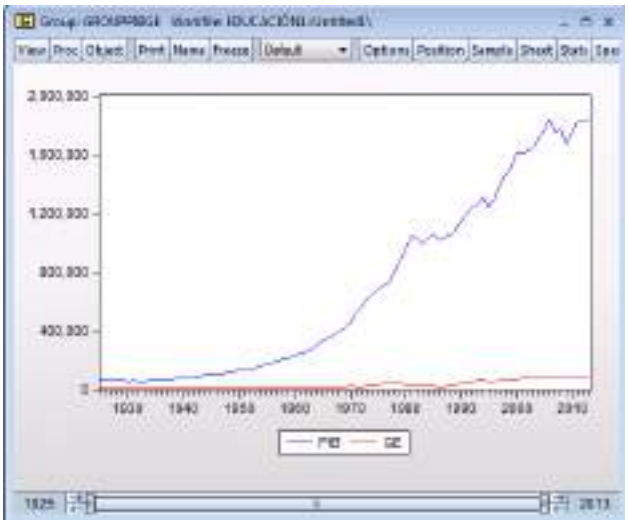
Gráfica 1. Relación lineal entre PIB y GE



Fuente: Elaboración propia con series PIB y GE, del INEGI

- ✓ La presentación del Grupo PIBGE en Graph Line, inicialmente muestra poco ajuste, en virtud de que las escalas para las variables PIB y GE son diferentes. Los cambios en el GE, en la Gráfica 2(a) se ven muchos más acentuados que los cambios en PIB que aparecen más planos.

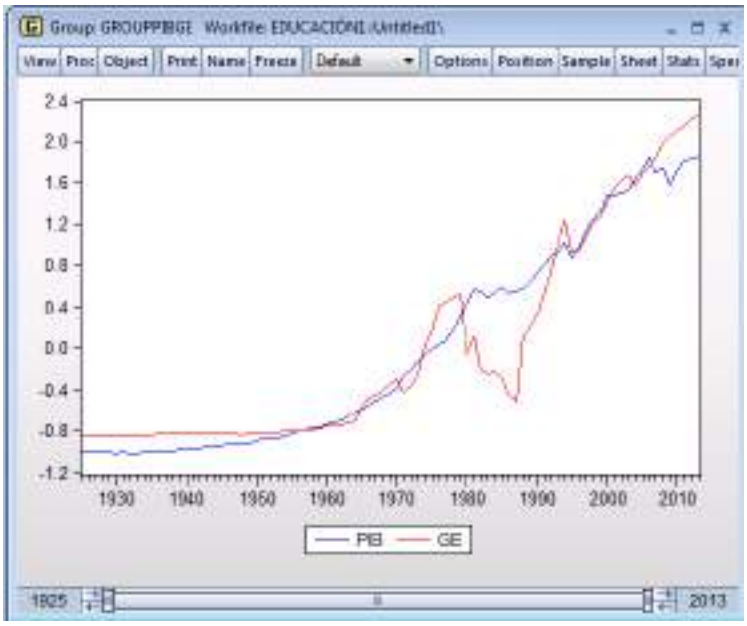
Gráfica 2(a). Variables PIB y GE, en Graph Line de Eviews



Fuente: Elaboración propia con series PIB y GE, datos del INEGI

- ✓ Para corregir este efecto se recurre a las variables tipificadas o normalizadas (de PIB y GE) que permiten ver un mejor ajuste en la Gráfica 2(b), mostrando una mayor coincidencia en la evolución de ambas variables, si bien se observa una caída drástica en términos reales del gasto público educativo durante la década 1978-1996, se confirma que, en principio, existe una buena relación lineal, vislumbrándose la posibilidad de cambio estructural a partir de los años 80s, otro en 1994 y el más reciente en 2008.

Gráfica 2(b). Variables PIB y GE normalizadas permiten ver mejor ajuste



Fuente: Elaboración propia, con datos del INEGI

- ✓ Se procede al análisis gráfico de las variables en su conjunto, integradas en el grupo PIB GE KF PTVD EX PIBEU, al que por razones prácticas denominaremos GRUPOA. En primer lugar se presenta el diagrama de dispersión con Scatter (Gráfica 3), en donde puede observarse lo siguiente:

    a. La relación entre PIB y PIBEU parece ser la más fuerte y con menos dispersión de puntos
    b. En segundo orden de importancia aparece la relación PIB-KF con mayor dispersión de puntos que PIB-PIBEU

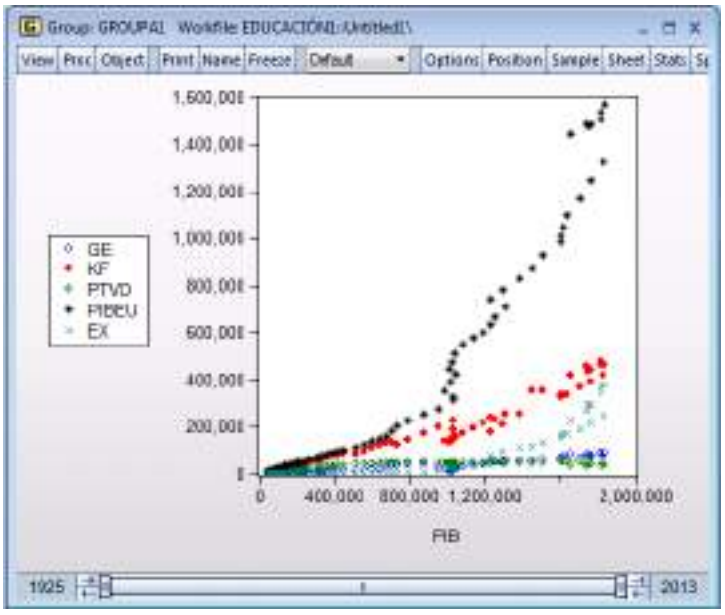
c. La relación PIB-EX se muestra con mucha claridad y poca dispersión de puntos

d. Las relaciones PIB-GE y PIB-PTVD, muestran el perfil más bajo y aplanado, pero sin problemas de dispersión de puntos. Esto puede deberse a que las escalas de valores son diferentes para dichas variables.

Por consiguiente, pueden derivarse dos apreciaciones:

- ✓ Existe una buena relación lineal entre la variable dependiente PIB y las variables explicativas
- ✓ No se percibe que existan problemas de heteroscedasticidad, en virtud de que la dispersión de puntos observada es mínima.

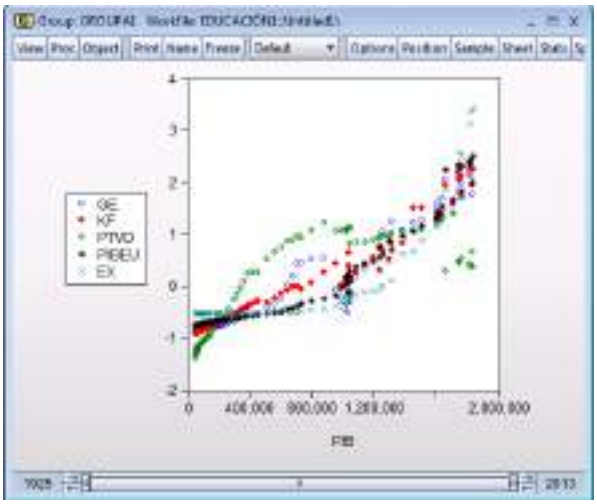
Gráfica No. 3. Diagrama de dispersión "Scatter" para el conjunto de las variables GRUPOA



Fuente: Elaboración propia, con datos del INEGI, con base en la variable independiente PIB y sus variables explicativas GE, KF, PTVD, PIBEU, EX

Lo anterior se refuerza con la presentación de las variables tipificadas o normalizadas en diagrama de dispersión (scatter) o lineal (Gráficas 3a y 3b):

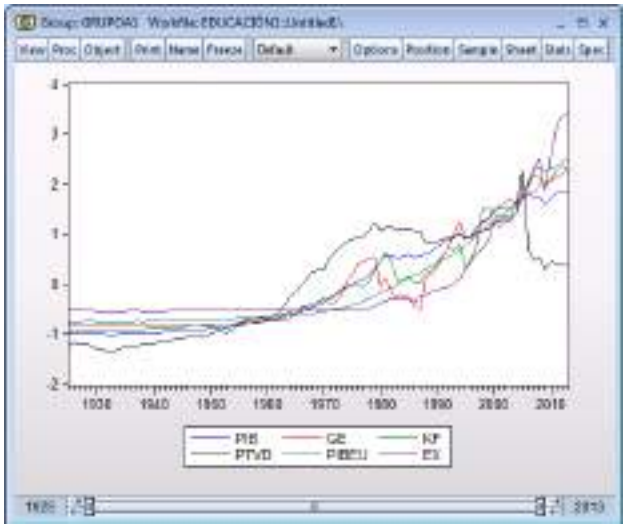
Gráfica 3a. Variables en diagramas de dispersión (scatter)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Si bien la dispersión de puntos de GE es mayor, las cinco variables independientes muestran una tendencia clara y definida como factores que pudieran explicar el comportamiento del PIB de México, si bien parcialmente.

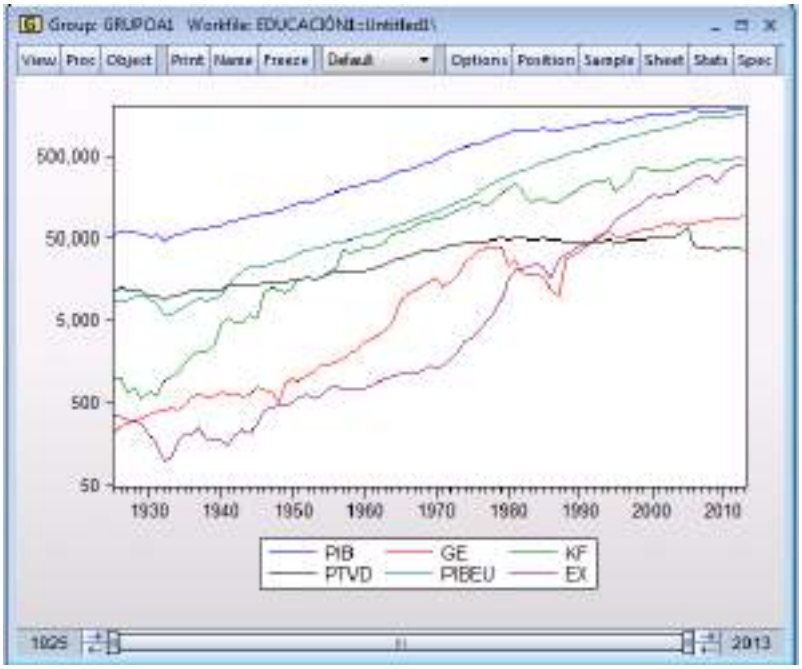
Gráfica 3(b). Variables tipificadas o normalizadas en forma lineal



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

En la Gráfica 3(b) puede verse un mejor ajuste de las variables independientes con respecto al PIB, siendo claro el sentido de la tendencia para todas las variables. También se puede intuir la posible presencia de cambios estructurales a raíz de la Gran Recesión Mundial con una caída del PIB, las exportaciones y la notable reducción de la productividad a partir de 2005, que toca fondo en 2009 manteniendo su tendencia descendente sin mostrar una recuperación relevante.

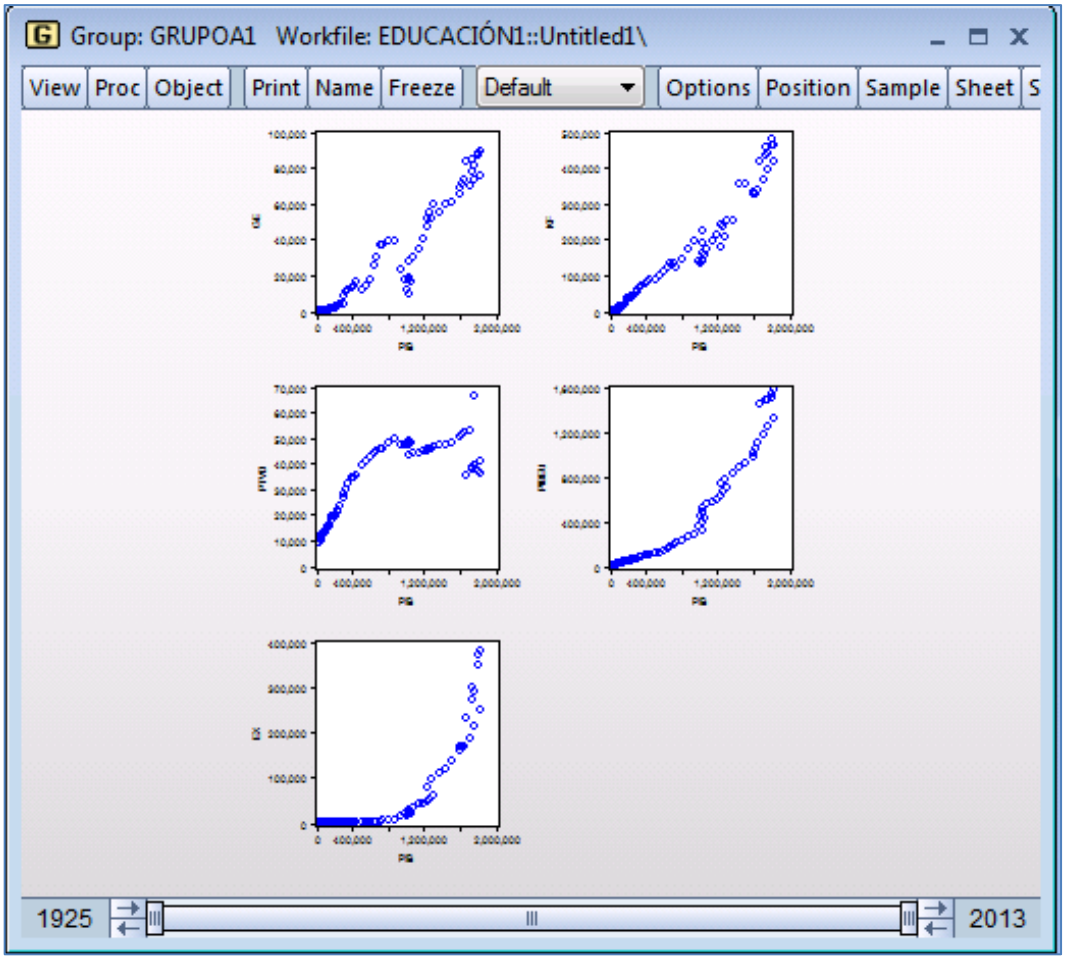
Gráfica 3(c). Variables del modelo en términos logarítmicos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La Gráfica 3(c) representa las variables en términos logarítmicos mostrando una tendencia similar a la figura 3 (b), aunque permite ver el comportamiento inercial del Gasto Educativo (GE) con respecto al PIB a partir de 2004 y el comportamiento limitado de la productividad (PTVD) desde 1980.

Gráfica 3(d). Diagrama de dispersión del PIB con las cinco variables explicativas del modelo



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Gráfica 3(d), se presenta el diagrama de dispersión (scatter) del PIB con cada una de las cinco variables independientes, corroborándose la baja dispersión de puntos, si bien ésta es mayor en la variable PTVD.

3.3.3. Análisis de los estadísticos descriptivos de cada serie

Tabla No. 1. Estadísticos descriptivos básicos de las variables del modelo

Group: GRUPOA1 Workfile: EDUCACIÓN1::Untitled1\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	PIB	GE	KF	PTVD	PIBEU	EX
Mean	679476.1	24489.48	133690.4	30812.21	369628.9	51505.73
Median	415512.0	11749.79	82016.00	34953.00	98460.00	1289.600
Maximum	1836426.	89771.78	479664.2	66675.91	1571030.	380026.6
Minimum	45247.00	221.3100	548.4700	8791.000	5640.000	96.50000
Std. Dev.	622232.4	28865.31	145718.5	15766.54	478896.3	95406.39
Skewness	0.558909	0.946140	0.983660	0.006919	1.266847	2.030199
Kurtosis	1.817416	2.460779	2.748301	1.490061	3.290778	6.112004
Jarque-Bera	9.819746	14.35674	14.58747	8.455396	24.11960	97.05230
Probability	0.007373	0.000763	0.000680	0.014586	0.000006	0.000000
Sum	60473373	2179564.	11898448	2742287.	32896970	4584010.
Sum Sq. Dev.	3.41E+13	7.33E+10	1.87E+12	2.19E+10	2.02E+13	8.01E+11
Observations	89	89	89	89	89	89

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 1 pueden observarse los siguientes aspectos:

a). La diferencia entre la media y la mediana no es tan grande en términos relativos, con excepción de las correspondientes a EX y PIBEU, (que ya empiezan a presentar indicios de multicolinealidad).

b). Existe una fuerte diferencia entre los valores máximos y mínimos de todas las variables, lo cual podría explicarse porque están enmarcados en series de tiempo que reflejan un proceso de crecimiento económico por un periodo de 89 años. Es decir a mayor número de años, mayor la diferencia entre los valores.

c). Con excepción del valor de la Desviación Standard de las variables exportaciones (EX) y PIB de Estados Unidos (PIBEU) que son mayores en 85.2% y 29.5% a su respectiva media (síntoma de multicolinealidad), los demás valores de la desviación Standard tienden a aproximarse a su media.

d). El estadístico de simetría (*Skewness*) indica que **las variables no son simétricas y que EX y PIBEU muestran Kurtosis** superior a la normal de 3, (indicador que ya está reflejando posibles problemas de multicolinealidad entre estas dos variables).

e). El estadístico de Jarque Bera está rechazando la hipótesis de normalidad en la distribución de los valores de todas las variables, lo cual en adición a los incisos c) y d) reforzarían la percepción de que **dichas variables no se distribuyen normalmente.**

3.3.4. Análisis de la matriz de correlaciones entre las variables

Tabla No. 2. Matriz de Correlaciones de las variables del modelo

Group: GRUPOA1 Workfile: EDUCACIÓN1::Untitled1\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Correlation

	PIB	GE	KF	PTVD	PIBEU	EX
	PIB	GE	KF	PTVD	PIBEU	EX
PIB	1.000000	0.955570	0.975350	0.842078	0.948631	0.830276
GE	0.955570	1.000000	0.975833	0.726116	0.963062	0.895340
KF	0.975350	0.975833	1.000000	0.745581	0.975608	0.909436
PTVD	0.842078	0.726116	0.745581	1.000000	0.641468	0.442974
PIBEU	0.948631	0.963062	0.975608	0.641468	1.000000	0.952752
EX	0.830276	0.895340	0.909436	0.442974	0.952752	1.000000

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la tabla anterior se observa que la variable que tiene mayor correlación lineal con el PIB es el capital físico (KF), con casi el 98%, seguida del Gasto Educativo (GE) que es del 95.5% . En general la correlación de las variables con el PIB es muy alta, lo cual nos puede estar dando una pista sobre un posible problema de autocorrelación entre las variables, que no siempre se considera grave cuando se

trabaja con series de tiempo y que puede corregirse mediante primeras diferencias[19] o el mecanismo de corrección de errores(MCE) de Engle y Granger[20].

3.3.5. Pruebas de heteroscedasticidad

Si bien más adelante se realizan diversas pruebas para una mejor especificación del modelo inicial, se considera conveniente inspeccionar el modelo para identificar y corregir la posible existencia de problemas de heteroscedasticidad, para lo cual se aplicarán los contrastes de White y Breusch-Pagan-Godfrey[21].

En general, estas pruebas parten de una idea fundamental: Toda regresión típica, a partir de una ecuación como la que aquí se propone en la forma del modelo inicial, genera una variable que contiene los residuales del modelo estimado a la que se puede denominar ε_t, cuya varianza se expresa de la siguiente manera

$$var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2] \qquad (3.2)$$

Debido a que $E(\varepsilon_t) = 0$,

entonces la expresión anterior se puede escribir como:

$$var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t{}^2), \qquad (3.3)$$

De donde se puede expresar que

$$(\hat{\varepsilon}_t)^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{t4} + \alpha_5 x_{t5} + \alpha_6 x_{2t}^2 + \alpha_7 x_{3t}^2 + \alpha_8 x_{4t}^2 + \alpha_9 x_5^2 + \alpha_{10} x_{2t} x_{3t} x_{4t} x_{5t} + v_t \qquad (3.4)$$

Los residuales al cuadrado del modelo inicial estimado, son iguales a la suma de los residuales que genera cada una de las variables independientes. Lo cual

permite plantear la hipótesis nula H_0: $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = \ldots = a_{10} = 0$, que estaría indicando que de ser igual a cero el valor de los coeficientes, estos no serían significativos y entonces la función no será homoscedástica. Por consiguiente, se tendrán problemas de heteroscedasticidad [22].

3.3.5.1 Prueba de White [23]

Para su aplicación se hace una estimación del modelo inicial del cual se obtienen los residuos, para verificar, con apoyo de una regresión auxiliar basada en los residuos al cuadrado de las variables, si la varianza del modelo se mantiene constante o se encuentra en constante cambio.

Con apoyo de Eviews se procede a realizar la estimación del modelo que incluye al PIB como variable dependiente y al GE, KF, PTVD, EX, y PIBEU como las variables explicativas. Es importante reiterar que este modelo inicial aún no está especificado, por lo cual tiene que ser sometido a distintas pruebas, para llegar al modelo final, que puede ser modificado con la eliminación o agregación de variables.

La prueba se aplica para demostrar la Hipótesis nula:

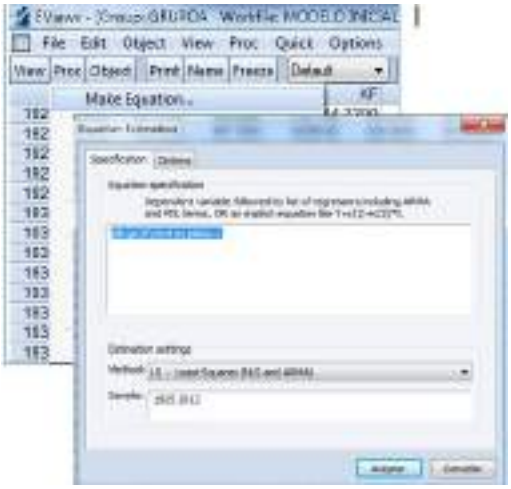
H_0: $\sigma_i^2 = \sigma^2$ $para\ toda\ i$, la varianza se mantiene constante, no hay heteroscedasticidad

Frente a la hipótesis alternativa:

H_1: $No\ se\ verifique\ H_0$ la varianza cambia, hay heteroscedasticidad

Con Eviews se realiza el contraste de White usando las alternativas de términos cruzados y no cruzados. Para ello se procede a la estimación del modelo inicial, tomando como base el conjunto de variables denominado GRUPOA (Fig. No. 6):

Fig. No. 6: Secuencia para la estimación del modelo inicial



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Que proporciona la estimación de coeficientes y estadísticos de la ecuación del modelo inicial a la que se denominará EQGRUPOA (Tabla No. 3).

Tabla No. 3: Estimación del modelo inicial EQGRUPOA

EViews - [Equation: EQGRUPOA Workfile: MODELO INICIAL::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 07/04/16 Time: 11:30
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

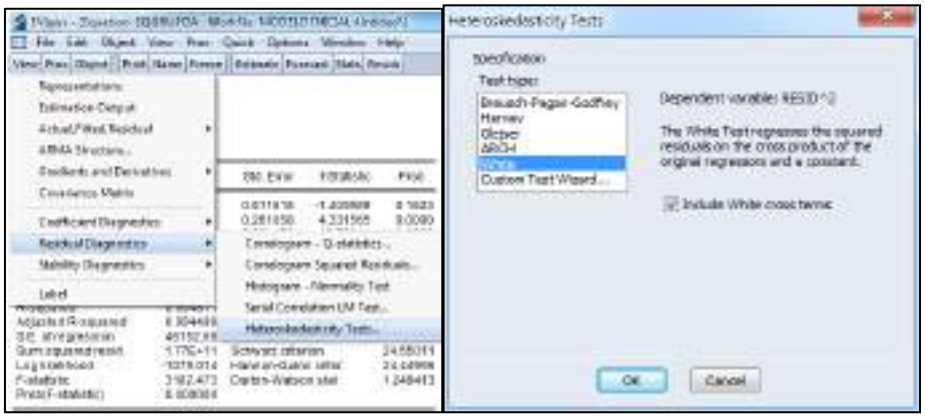
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	-1.144654	0.811818	-1.409989	0.1623
KF	1.130791	0.261058	4.331565	0.0000
PTVD	11.35193	0.891176	12.73814	0.0000
EX	-1.485870	0.272567	-5.451394	0.0000
PIBEU	1.005614	0.069272	14.51698	0.0000
C	-88619.01	14451.53	-6.132153	0.0000

R-squared	0.994811	Mean dependent var	679476.1
Adjusted R-squared	0.994498	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	46152.68	Akaike info criterion	24.38233
Sum squared resid	1.77E+11	Schwarz criterion	24.55011
Log likelihood	-1079.014	Hannan-Quinn criter.	24.44996
F-statistic	3182.473	Durbin-Watson stat	1.249413
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Sobre los resultados de la EQGRUPOA, se realiza la Prueba de White con datos cruzados, con el propósito de verificar la hipótesis nula $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad para\ toda\ i$ (Fig. No. 7)

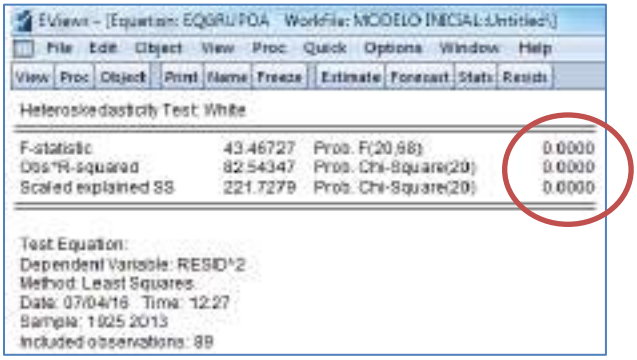
Fig. No 7. Secuencia para la Prueba de White con datos cruzados



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

La prueba proporciona los siguientes estadísticos (Tabla No. 4), con probabilidad de cero, lo cual indica que los coeficientes de la ecuación no son significativos debido a que la varianza no es constante, por lo cual existe un problema de heteroscedasticidad. (Considerando que *Obs*R-squared* es el estadístico de prueba de White, se observa que su probabilidad es de 0.0%<5% lo cual confirma la presencia de heteroscedasticidad).

Tabla No. 4. Resultados de la Prueba de White con datos Cruzados

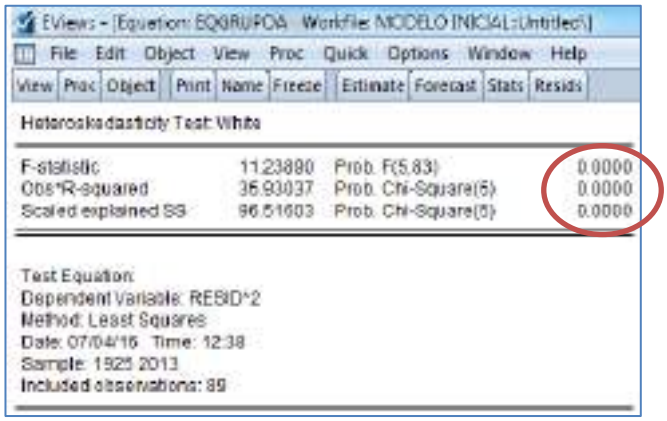


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

La Prueba de White con datos no cruzados conduce al mismo resultado, al detectar que hay un problema de heteroscedasticidad debido a que los estadísticos tienen probabilidad de cero (Tabla No. 5). De manera específica:

Probabilidad de *Obs*R-squared* = 0 < 5%, lo cual está indicando que hay un problema de heteroscedasticidad.

Tabla No. 5. Resultados de la Prueba de White, con datos no cruzados



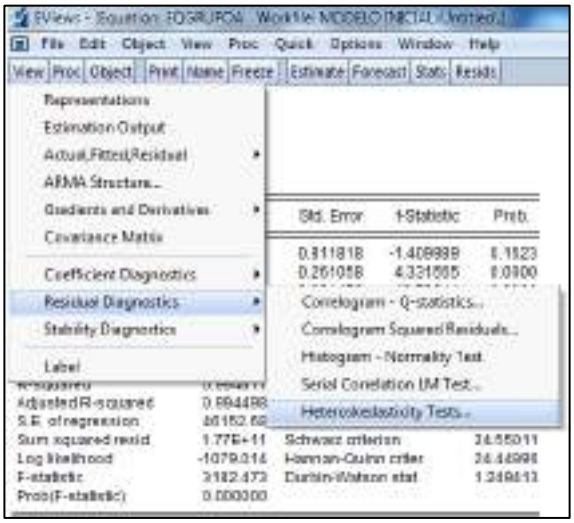
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

3.3.5.2. Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey[24]

Esta prueba es más sencilla que la Prueba de White, porque requiere un número menor de regresores, a partir de las mismas bases de estimar los estadísticos de la ecuación inicial, para este caso la EQGRUPOA, obtener el cuadrado de los residuales y estimar la regresión de los residuales al cuadrado, para obtener el estadístico *Obs*R-squared,* el cual si tiene una probabilidad menor al 5%, estará indicando que se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Eviews nos da la opción de realizar esta prueba a partir de la estimación del modelo inicial EQGRUPOA con los siguientes comandos: *View/Residual Diagnostics/Heteroskedasticity Tests* (Figura No. 8)

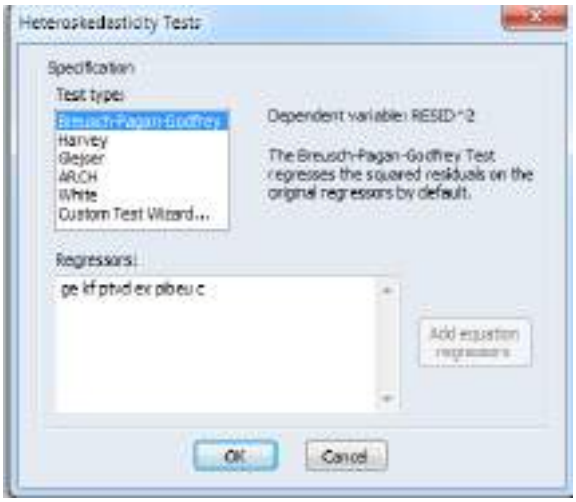
Figura No. 8. Secuencia para la estimación de la Prueba Breusch-Pagan



Fuente: Elaboración propia con base en Eviews

Que conduce seleccionar la Prueba Breusch-Pagan-Godfrey (Figura No. 9):

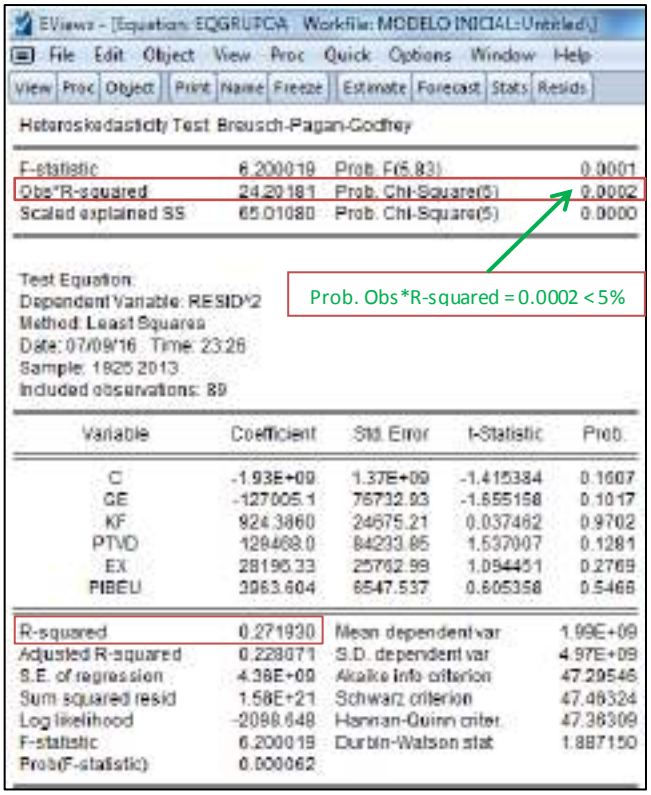
Figura No. 9: Selección de la Prueba Breusch-Pagan-Godfrey



Fuente: Elaboración propia con Eviews

Generando la estimación de la prueba en los siguientes términos (Tabla No. 6):

Tabla No. 6. Estimación de la Prueba Breusch-Pagan-Godfrey



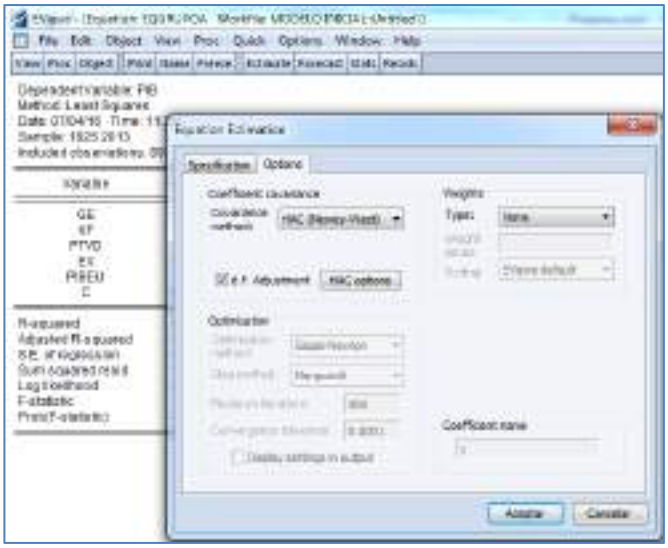
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Puede observarse que el estadístico *Obs*R-squared* tiene una probabilidad menor al 5%. Además la *R-squared* tiene un valor muy pequeño, confirmando el problema de heteroscedasticidad. Cuando se detectan problemas de heteroscedasticidad, se recomienda su corrección mediante el uso de errores estándar robustos y estadísticos *t* robustos, sobre todo si se trata de muestras grandes y de corte transversal [25]. Para este trabajo, se procederá a la corrección dado que las muestras seriales son grandes, además de que se esperan indicios sobre la calidad de la especificación del modelo [26].

3.3.5.3. Corrección de heteroscedasticidad con errores estándar robustos

Mediante *Eviews* se procede al ajuste con errores estándar robustos a la heteroscedasticidad, tomando a la ecuación del modelo inicial EQGRUPOA, se aplica el comando *HAC (Newey-West)* y se obtiene una nueva estimación del modelo (Figura No. 10).

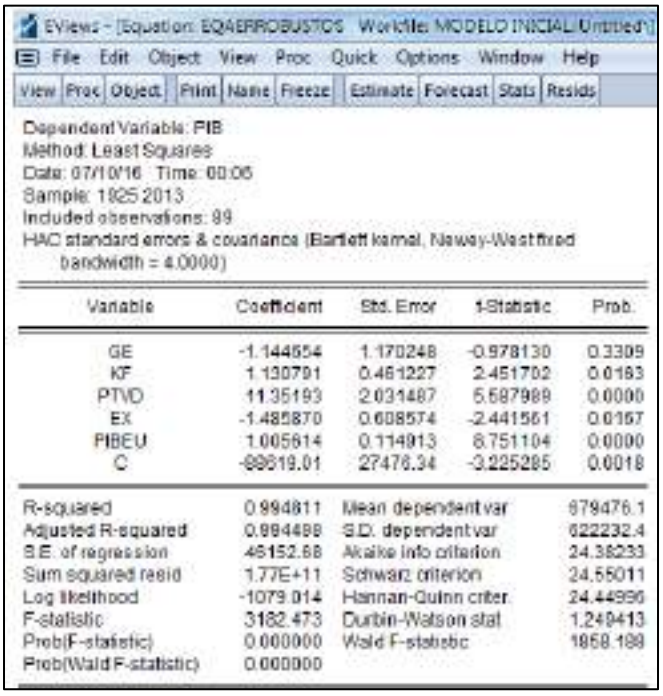
Figura No. 10: Estimación del modelo inicial, con errores estándar robustos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Los resultados se expresan en la Tabla No. 7, los cuales deberían reflejar que el problema de la heteroscedasticidad estaría eliminado.

Tabla No. 7. Estimación del modelo inicial con errores estándar robustos



EViews - [Equation: EQAERROBUSTOS Workfile: MODELO INICIAL::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 07/10/16 Time: 00:05
Sample: 1925 2013
Included observations: 89
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

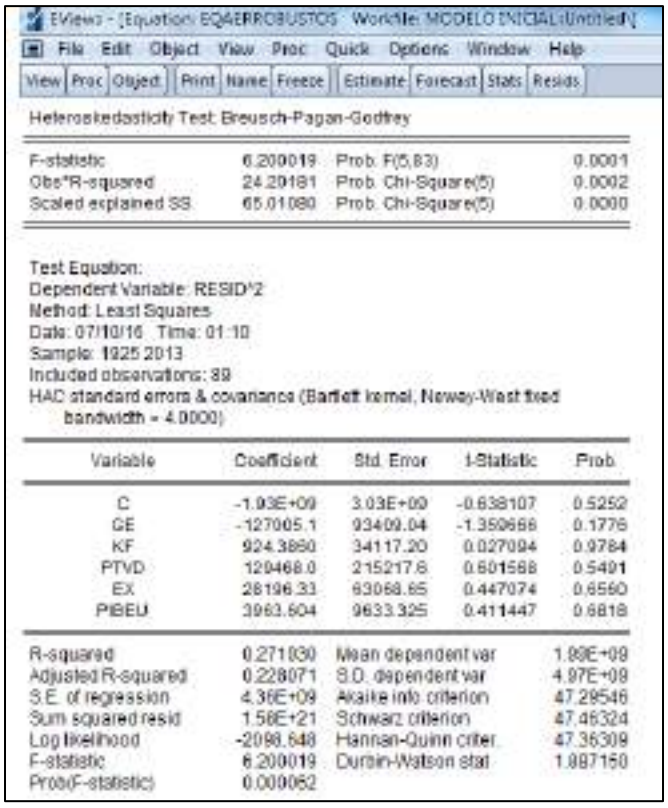
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	-1.144554	1.170248	-0.978130	0.3309
KF	1.130791	0.461227	2.451702	0.0163
PTVD	11.35193	2.031487	5.587989	0.0000
EX	-1.485870	0.608574	-2.441561	0.0167
PIBEU	1.005614	0.114913	8.751104	0.0000
C	-99619.01	27476.34	-3.625285	0.0018

R-squared	0.994811	Mean dependent var	879476.1
Adjusted R-squared	0.994499	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	46152.68	Akaike info criterion	24.38233
Sum squared resid	1.77E+11	Schwarz criterion	24.55011
Log likelihood	-1079.014	Hannan-Quinn criter.	24.44996
F-statistic	3182.473	Durbin-Watson stat	1.249413
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	1958.189
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Para verificar si la corrección eliminó el problema de la heteroscedasticidad, se aplica nuevamente la prueba de Breusch-Pagan-Godfred sobre la estimación realizada con errores estándar robustos (Tabla No. 8):

Tabla No. 8: Prueba Breusch-Pagan sobre la estimación con errores estándar robustos



EViews - [Equation: EQ4ERROBUSTOS Workfile: MODELO ENICIAL::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	6.200019	Prob. F(5,83)	0.0001
Obs*R-squared	24.20181	Prob. Chi-Square(5)	0.0002
Scaled explained SS	65.01080	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/10/16 Time: 01:10
Sample: 1925 2013
Included observations: 89
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.93E+09	3.03E+09	-0.638107	0.5252
GE	-127005.1	93409.04	-1.359668	0.1776
KF	924.3860	34117.20	0.027094	0.9784
PTVD	129468.0	215217.6	0.601568	0.5491
EX	28196.33	63068.65	0.447074	0.6560
PIBEU	3963.604	9633.325	0.411447	0.6818

R-squared	0.271930	Mean dependent var	1.98E+09
Adjusted R-squared	0.228071	S.D. dependent var	4.97E+09
S.E. of regression	4.36E+09	Akaike info criterion	47.29546
Sum squared resid	1.56E+21	Schwarz criterion	47.46324
Log likelihood	-2098.648	Hannan-Quinn criter.	47.36309
F-statistic	6.200019	Durbin-Watson stat	1.987150
Prob(F-statistic)	0.000062		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Los estadísticos obtenidos indican que el problema de heteroscedasticidad persiste, ya que la probabilidad de *Obs*Rsaqured* es igual a 0.0002, menor al 5% y, por otra parte, la *R-squared* sigue teniendo un valor pequeño. Por consiguiente, es probable que la existencia de heteroscedasticidad esté asociada a problemas de especificación del modelo.

Por otra parte, puede observarse que los resultados obtenidos mediante la corrección con errores estándar robustos (Tabla No. 7) no difieren en mucho de la primera estimación del modelo inicial (Tabla No. 3):

Tabla No. 3
Estimación del modelo EQGRUPOA inicial

EViews - [Equation: EQGRUPOA Workfile: MODELO INICIAL::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

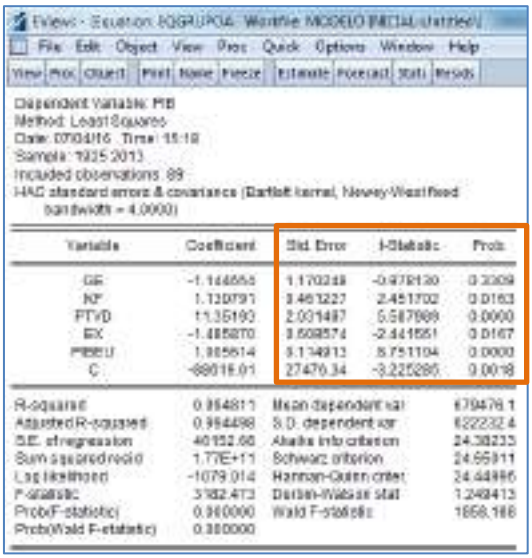
Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 07/04/16 Time: 11:30
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	-1.144654	0.811818	-1.409989	0.1623
KF	1.130791	0.261058	4.331565	0.0000
PTVD	11.35193	0.891176	12.73814	0.0000
EX	-1.485870	0.272567	-5.451394	0.0000
PIBEU	1.005614	0.069272	14.51698	0.0000
C	-88619.01	14451.53	-6.132153	0.0000

R-squared	0.994811	Mean dependent var	679476.1
Adjusted R-squared	0.994498	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	46152.68	Akaike info criterion	24.38233
Sum squared resid	1.77E+11	Schwarz criterion	24.55011
Log likelihood	-1079.014	Hannan-Quinn criter.	24.44996
F-statistic	3182.473	Durbin-Watson stat	1.249413
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Tabla No. 7
Corrección del modelo con errores estándar robustos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

En ambas tablas, tanto los coeficientes de las variables, como los demás estadísticos, permanecieron sin cambios. Pero los errores estándar ajustados y las *t* estadísticas asociadas a éstos, así como la probabilidad, sí cambiaron (datos enmarcados en rojo y naranja). Sin embargo, los márgenes de error derivados de la desviación estándar en cada una de las variables, en realidad no son tan significativos, por lo cual la existencia de heteroscedasticidad pudiera parecer poco relevante, dado que **a pesar de las correcciones con errores estándar robustos, las desviaciones no invalidan los resultados obtenidos en el modelo inicial.**

Esto podría deberse en buena medida, como señala Greene[27], a que la heteroscedasticidad se asocia más a series transversales y datos de panel, a series cronológicas de alta volatilidad en los mercados financieros como el tipo de cambio, la cotización de acciones, tasas de interés e inflación; que a series temporales estables como las representativas del PIB, el consumo, la inversión, el ahorro o el empleo, más asociadas a la homoscedasticidad, que tienden a observar rangos de magnitud similares, a lo largo del periodo en el cual se resgistran[28].

Sin embargo, aun cuando las variables del modelo inicial EQGROUPA no son volátiles y por lo tanto la heterocedasticidad no debería representar mayor problema, su detección puede es una señal muy útil sobre la posible existencia de problemas de especificación en el modelo inicial[29]. Dichos problemas de especificación podrían tener su origen en la existencia de variables redundantes, variables omitidas o la existencia de cambio estructural en el periodo de análisis 1925-2013.

En el siguiente capítulo se procederá a la realización de las pruebas de contraste y especificación, para finalmente obtener el mejor modelo explicativo de la causalidad del gasto público educativo, como factor del crecimiento económico en nuestro país.

Notas al Capítulo 3:

1. En un modelo autorregresivo de la forma $Y_t = c + \phi 1 Y_{t-1} + \cdots + \phi p Y_{t-p} + a_t$, el proceso (a_t) es un "ruido blanco" con varianza σ^2. Los a_t se llaman **innovaciones**, porque representan **la nueva información** que aparece en cada instante, como resultado de la interrelaciones dinámicas entre las variables aleatorias y estocásticas del modelo, que no obedecen a relaciones causales establecidas de manera previa y condicionante. Novales Alfonso. Modelos Vectoriales Autorregresivos, Universidad Complutense. Madrid, 2014, pág. 1-9
2. Loría, Eduardo. Econometría con Aplicaciones. 1ª Edición. Edit. Pearson. México 2007, pág 48, 80-81.
3. Gujarati, Damodar y Dawn C. Porter: Econometría, Edit. McGrawHill, 5ª. Edición, México 2010, pág. 468, 470, 479, 488-492
4. Loría, Eduardo. Op. Cit. pág 95-97; 275-287
5. Guerrero de Lizardi, Carlos. Introducción a la Econometría Aplicada. Edit. Trillas, México 2008, pág. 104-105
6. Gujarati, Damodar y Dawn C. Porter: Op. Cit., pág. 254, 758
7. Stock H. James y Mark M. Watson. Introducción a la Econometría. Edit. Pearson, 3ª. Edición, 402-404
8. *Núñez, Rafael. Introducción a la econometría. Edit. Trillas. México 2006. Pág. 146-151*
9. *Loría, Eduardo. Op. Cit. , pág. 297-298.*
10. Wooldridge, M. Jeffrey. Introducción a la Econometría. Edit. Cengage, 5ª. Edición, México, 2014. Pág. 639, 645-646.
11. Loría, Eduardo. Op. Cit.. pág. 95-97, 281-289.
12. Guerrero de Lizardi, Carlos, Op. Cit. pág. 63-65.
13. Loría, Eduardo. Op. Cit. pág. 271-276
14. Schmidt, Sthepen J.: Econometría. Edit. McGrawHill, México 2005, pág. 179-191
15. Guerrero de Lizardi, Carlos: Introducción a la Econometría Aplicada. Edit. Trillas, México 2008, pág. 63-65.
16. Núñez Zúñiga, Rafael: Op.Cit. Edit. Trillas, México 2007, pág 48-52
17. Carrascal, Ursicino, et. al.. Análisis Econométrico con Eviews. Edit. Alfaomega, Madrid, 2001. Pág. 24, 29, 33.
18. Quantitative Micro Software, LLC EViews 9 User's Guide I, 2009. pág. 95, web: www.eviews.com
19. Wooldridge, M. Jeffrey. Op. Cit. pág. 275-280
20. Greene, William, H. Econometric Analysis. Edit. Pearson. 70a. Edición, EUA. 2012, pág 315-317
21. Ibid. Pág. 315
22. Gujarati, Damodar y Dawn C. Porter: Op. Cit., pág. 443,
23. Ibid. pág. 764
24. Wooldridge. Op. Cit. Pág. 272-273
25. Gujarati. Op. Cit. Pág. 385, 391
26. Wooldridge. Op. Cit. pág. 280
27. Greene. Op. Cit. Pág. 97, 970
28. Gujarati. Op. Cit., Pág.369.
29. Wooldridge. Op. Cit. Pág. 278

4. Especificación del modelo y Pruebas de Hipótesis [1]

El análisis gráfico anterior, no obstante haberse detectado un problema de heteroscedasticidad, permite establecer *apriori* que es factible la existencia de una relación lineal entre el PIB y las variables explicativas (la heteroscedasticidad no invalida la linealidad entre las variables), por lo cual podría expresarse esta relación en los términos del modelo inicial expresado como la ecuación (3.1):

$$\boldsymbol{PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 PIBEU + \varepsilon_t}$$

Este modelo será sometido a diversas pruebas de especificación, para depurarlo hasta encontrar el modelo con el mejor ajuste que permita probar la causalidad del gasto público educativo como factor del crecimiento económico. Es decir, este modelo inicial no reúne todavía las condiciones idóneas de solidez y confiabilidad. Es apenas el punto de partida para un proceso de depuración y ajuste que deberá conducir a la construcción del modelo final con buena capacidad explicativa y predictiva. Al respecto, Ruiz Galindo y Venegas argumentan:

> "El análisis econométrico, y más precisamente la evaluación de los supuestos teóricos y estadísticos del modelo estimable, conduce a proponer formas funcionales alternativas a las que se proponen inicialmente, y/o a introducir especificaciones dinámicas de algunas de las variables de interés; todo con el propósito de obtener un modelo con buena capacidad explicativa y poder predictivo. Es por esta razón que la especificación final del modelo no tiene por qué coincidir con la que se propone inicialmente, pero sí debe en todo momento respetar el marco teórico que lo sustenta".[2]

Para probar la existencia de la relación lineal entre las variables del modelo inicial, se plantea como hipótesis nula que los coeficientes de las variables explicativas son iguales a cero,

$$H_0: \beta_1=\beta_2=\beta_3= \beta_4 =\beta_5 = 0$$

Lo cual, de ser cierto, estaría demostrando que cada una de las variables en cuestión no son significativas para explicar el comportamiento del PIB. Mientras que **de rechazarse la hipótesis nula**

$$H_1: \beta_i \neq 0$$

se estaría en la posibilidad de demostrar que las variables independientes, entre las cuales está el Gasto Educativo GE, son significativas para explicar el comportamiento del PIB.

4.1 Análisis de coeficientes y estadísticos de la ecuación del modelo inicial

Para estimar la validez de este modelo se procede al análisis de los valores de β, así como de los demás parámetros estadísticos con base en la estimación del modelo obtenida en la tabla No. 3:

Tabla No. 3
Estimación del modelo EQGRUPOA inicial

EViews - [Equation: EQGRUPOA Workfile: MODELO INICIAL::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 07/04/16 Time: 11:30
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	-1.144654	0.811818	-1.409989	0.1623
KF	1.130791	0.261058	4.331565	0.0000
PTVD	11.35193	0.891176	12.73814	0.0000
EX	-1.485870	0.272567	-5.451394	0.0000
PIBEU	1.005614	0.069272	14.51698	0.0000
C	-88619.01	14451.53	-6.132153	0.0000

R-squared	0.994811	Mean dependent var	679476.1
Adjusted R-squared	0.994498	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	46152.68	Akaike info criterion	24.38233
Sum squared resid	1.77E+11	Schwarz criterion	24.55011
Log likelihood	-1079.014	Hannan-Quinn criter.	24.44996
F-statistic	3182.473	Durbin-Watson stat	1.249413
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes citadas

Es importante destacar que <u>en esta primera estimación se prefirió trabajar con las series originales,</u> con el fin de evitar *a priori* el prefiltrado de datos que pudiera implicar pérdida de información relevante y un alejamiento del verdadero proceso de generación de información (PGI) [3, 4].

4.2 Análisis de los estadísticos de la primera ecuación [5]

Antes de proceder al contraste de hipótesis y a las pruebas de contraste y especificación, para finalmente obtener la mejor ecuación, se considera conveniente el análisis de los estadísticos de la estimación realizada en esta primera ecuación.

- **Coeficientes de las variables**

Todos los coeficientes de las variables son diferentes de cero, con lo cual se rechaza la hipótesis nula: $\mathbf{H_0}$: $\boldsymbol{\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5=0,}$ y queda verificada la relación lineal entre las variables del modelo inicial.

Llama la atención que en esta primera ecuación los coeficientes de las variables Gasto Educativo(GE) y Exportaciones(EX) sean de pendiente negativa, cuando en la exploración gráfica se identificó que la relación de estas variables con el PIB es positiva y ascendente.

Dichos coeficientes negativos nos estarían dando una explicación poco lógica del comportamiento del PIB con respecto a las variables GE y EX, ya que estarían significando que por cada peso que se gasta en educación, el PIB estaría disminuyendo en 1.14 pesos; y por cada dólar que se logre de exportaciones el PIB disminuye 1.49 pesos, lo cual parece carecer de sentido. **Esta contradicción parece ser el primer indicio fuerte de que se tiene un problema de especificación del modelo, mismo que deberá ser corregido.**

En lo que se refiere a las variables KF, PTVD y PIBEU se observa que mantienen una relación de influencia positiva con respecto al PIB.

- **Errores Standard**

Los coeficientes del PIBEU, del capital físico (KF) y de la productividad (PTVD) parecen estar bien estimados, ya que los errores estándar son menores que los valores de dichos coeficientes y están indicando un aceptable grado de confianza en la estimación. No es el caso de los coeficientes de GE y EX que tienen un valor negativo y mucho menor que los errores estándar, lo cual indica que su estimación no es aceptable. Este es otro elemento indicativo de que el modelo debe ser ajustado.

- **Estadístico *t***

El estadístico *t* que se calcula como el cociente entre el estimador y su error estándar $\beta_i/\sigma_{\beta i}$ permite contrastar la hipótesis de que el coeficiente es igual a cero, frente a la hipótesis de que no lo es (H_0: $\beta_i = 0$ frente a H_1: $\beta_i \neq 0$).

En todos los casos, a un nivel de significancia del 5%, el estadístico *t* de los estimadores es diferente de cero, lo cual, en principio nos estaría indicando que todas las variables son significativas [6] si bien el coeficiente del Gasto Educativo (GE) en lo individual muestra un nivel de significancia del 16%.

En estos términos, el estadístico *t* proporciona una señal contundente de que el modelo requiere ser ajustado y mejor especificado para poder establecer una relación más significativa y confiable entre el GE y el PIB. (Más adelante, en el apartado 4.3 se desarrollan las respectivas pruebas y contrastes de hipótesis para un mejor ajuste del modelo**).**

- **Estadístico de probabilidad**

Este estadístico nos estaría indicando la probabilidad de que la hipótesis nula (H_i: $\beta_i = 0$) sea aceptada, si dicha probabilidad fuese mayor al 5%. Si la probabilidad es menor que 5% la hipótesis nula se rechaza, porque estaría indicando que $\beta_i \neq 0$, por lo cual la variable correspondiente sería significativa para explicar el comportamiento de la variable endógena. **En este caso, la probabilidad es menor que 5% para casi todos los coeficientes, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se considera que las variables son significativas, salvo el Gasto Educativo (GE) que es la variable que más nos interesa y que muestra un nivel de confianza más bajo, con una probabilidad el 16%.**

- **R cuadrada**

Este estadístico conocido también como **coeficiente de determinación**, permite valorar la capacidad explicativa conjunta de las variables. En el caso del presente ejercicio, la R^2 = 99.48% es muy elevada. Esto nos estaría indicando en principio

que la capacidad explicativa de las variables en su conjunto es sumamente aceptable, pero a su vez **podría ser un indicio de que está presente un problema de autocorrelación entre las variables o multicolinealidad.**

- **Error estándar de la regresión**.

El error estándar de la regresión de 46,152.68 es adecuado si se toman en cuenta los valores que asume el PIB en el periodo analizado. Esto nos permite afirmar que la capacidad explicativa del modelo es aceptable respecto al comportamiento del PIB.

- **Estadístico Durbin Watson**

Por definición este estadístico acepta la hipótesis nula de no autocorrelación cuando el valor de este estadístico está alrededor de 2. Valores de este estadístico cercanos a cero mostrarán autocorrelación positiva y cercanos a 4 autocorrelación negativa. En este caso, el estadístico DW estimado en el modelo es de **1.25**, que resulta menor al presentado en tablas (al 5% con n=89 y K=6) que tiene un valor aproximado de d_L = 1.518 [7], por lo cual se presume **que hay un problema de autocorrelación positiva** y se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación. Al detectarse esta situación, más adelante se harán las pruebas de autocorrelación y multicolinealidad para ajustar el modelo.

- **Estadístico F.**

Este estadístico ayuda a contrastar la capacidad explicativa conjunta de las variables explicativas del modelo: entre más grande sea, mayor será la capacidad explicativa de las variables en su conjunto. En este caso el valor de F es de 3,182.47, lo cual podría ser aceptable y consistente con la R^2.

Del análisis de los estadísticos descritos anteriormente, se pueden derivar algunas apreciaciones que pueden guiar el desarrollo del trabajo hacia el objetivo que se persigue.

En primer lugar, debe destacarse que las variables independientes muestran una capacidad explicativa aceptable del modelo en su conjunto.

Sin embargo, en principio, la relación que se busca explicar entre gasto educativo GE y PIB resulta negativa y poco satisfactoria al presentarse en forma aparentemente ilógica y fuera del contexto teórico en el que se inscribe. Como se dijo anteriormente. Este aspecto debe ser corregido mediante una mejor especificación del modelo.

La relación entre Exportaciones y PIB también resulta poco consistente porque hay evidencias empíricas suficientes e irrebatibles de un impacto positivo de las exportaciones en el crecimiento del PIB.

Desde la exploración gráfica de las variables, pasando por sus estadísticos básicos, hasta la primera estimación del modelo, se han encontrado indicios o señales de la posible existencia de autocorrelación entre las variables, lo cual podría estar asociado a problemas de multicolinealidad imperfecta.

Estas apreciaciones parecen estar indicando que el modelo inicial **está sobredeterminado** por alguna de sus variables independientes, por lo cual **podríamos estar ante el caso de una variable redundante**, que sesga negativamente el efecto de las variables GE y EX sobre el PIB, siendo que en términos de teoría económica dicho efecto es positivo [8].

Por otra parte, el propósito inicial que se planteó en este ejercicio, es tanto buscar un conjunto de variables que expliquen de mejor manera el comportamiento del PIB, como el de **establecer en qué medida el gasto educativo (GE) es una variable que tiene un impacto importante sobre el crecimiento económico.**

Por ello, dado que en la estimación de la ecuación inicial se identifican varios sesgos, a continuación se procederá a la realización de distintas pruebas para lograr la mejor especificación del modelo.

4.3. Contraste de Hipótesis sobre omisión de variables redundantes

Por consiguiente, para lograr **una mejor especificación del modelo**, no se considera adecuada la eliminación *a priori* de las variables con coeficiente negativo, sino más bien tratar de identificar la variable redundante para su eliminación y entonces tener una estimación menos sesgada.

Ante estas consideraciones, lo más lógico es proceder de inmediato a la aplicación del **contraste de hipótesis sobre omisión de variables redundantes**, iniciando con la prueba de contraste para coeficientes.

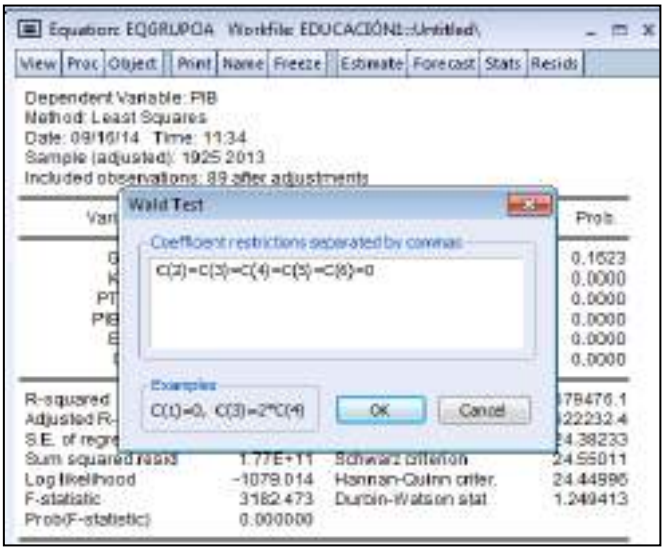
4.3.1 Prueba de contraste para coeficientes

Sin embargo, para evitar posibles errores, se da inicio con el contraste de hipótesis de los coeficientes, para lo cual nos apoyamos en Eviews (Fig. No. 11) y con *Coeficient Tests* y *Wald Coefficient Restrictions* se contrasta la hipótesis nula:

$$H_0: \beta_1=\beta_2=\beta_3= \beta_4 =\beta_5 = 0$$

Donde $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5,$ son los coeficientes de las variables explicativas del modelo, mismos que al ser iguales a cero, estarían indicando que la capacidad explicativa del modelo, sería nula. Por consiguiente, se procede al contraste de hipótesis mediante la prueba de Coeficientes de *Wald:*

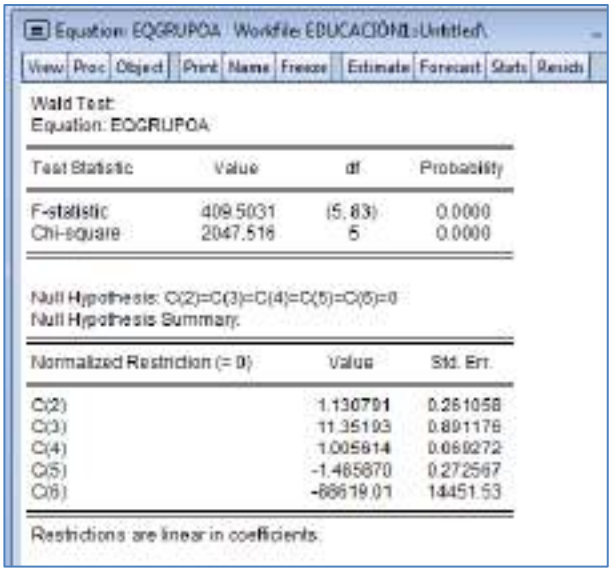
Fig. No. 11. Secuencia para la Prueba de Coeficientes de *Wald*



Fuente: Elaboración propia datos del INEGI y *Eviews 9*

El tamaño de los estadísticos *F* y *Chi-square* proporcionados por esta prueba son grandes (Tabla No. 9) y **confirman la capacidad explicativa conjunta de las variables independientes del modelo**, con una probabilidad de que H_0 suceda, de cero. Es decir, **se rechaza la hipótesis nula en virtud de que H_i: $\beta_i \neq 0$.**

Tabla No. 9. Prueba de Coeficientes de *Wald*



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Aplicando esta prueba de contraste de hipótesis, para cada uno de los coeficientes de las variables independientes, se tiene el siguiente resultado:

Tabla No. 10. Contraste de hipótesis para cada coeficiente, al 5% de significancia

Coeficiente	F statistic	Chi-square	probabilidad
C(2) GE	18.76	18.76	0.000
C(3) KF	162.26	162.26	0.000
C(4) PTVD	210.74	210.74	0.000
C(5) PIBEU	29.71	29.71	0.000
C(6) EX	37.60	37.60	0.000

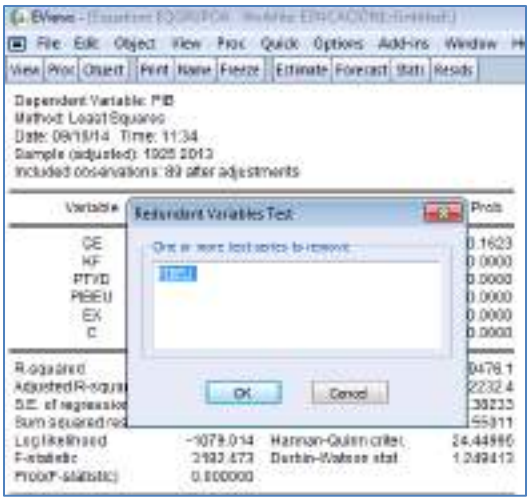
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes indicadas

La hipótesis nula es rechazada, tanto en forma conjunta como de manera individual, lo cual indica que **las variables poseen capacidad explicativa** debido a que los estimadores son diferentes de cero con una probabilidad menor al 5%.

4.3.2 Prueba de contraste para variable redundante.

Retomando la idea de función de producción y la causalidad directa que pudieran tener las variables independientes sobre el comportamiento del PIB, se realiza la primera prueba de contraste de variable redundante con PIBEU, por lo cual en *Eviews* se selecciona *Redundant Variables-Likelihood Ratio* y se escribe en el cuadro de diálogo el nombre de la variable PIBEU, (Figura No. 12)

Fig. No. 12. Secuencia para Prueba de Contraste Variable Redundante PIBEU



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes indicadas

El resultado obtenido es:

Tabla No. 11. Prueba de Variable Redundante PIBEU

Redundant Variables Test
Equation: EQGRUPOA
Specification: PIB GE KF PTVD PIBEU EX C
Redundant Variables: PIBEU

	Value	df	Probability
t-statistic	14.51698	83	0.0000
F-statistic	210.7428	(1, 83)	0.0000
Likelihood ratio	112.4839	1	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq...	df	Mean Squares
Test SSR	4.49E+11	1	4.49E+11
Restricted SSR	6.26E+11	84	7.45E+09
Unrestricted SSR	1.77E+11	83	2.13E+09

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1135.256	84
Unrestricted LogL	-1079.014	83

Restricted Test Equation:
Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 09/16/14 Time: 12:29
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficien...	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	1.647149	1.474897	1.116790	0.2673
KF	2.617564	0.449046	5.829172	0.0000
PTVD	11.73589	1.665774	7.045308	0.0000
EX	0.473827	0.442800	1.070070	0.2877
C	-96818.68	27003.87	-3.585363	0.0006

R-squared	0.981636	Mean dependent var	679476.1
Adjusted R-squared	0.980761	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	86305.98	Akaike info criterion	25.62373
Sum squared resid	6.26E+11	Schwarz criterion	25.76354
Log likelihood	-1135.256	Hannan-Quinn criter.	25.68008
F-statistic	1122.526	Durbin-Watson stat	0.417428
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y fuentes indicadas

El resultado determina **que <u>PIBEU es una variable redundante</u>**, pues la probabilidad del estadístico *F* es de cero, el valor del estadístico *F* es el cuadrado del valor del estadístico *t*, y el coeficiente de determinación ajustado (*Adjusted R-squared*) de la tabla No. 11, es menor que el obtenido en la tabla No. 1 inicial, por lo cual **PIBEU es una variable redundante** [9].

Puede observarse que el signo de los coeficientes de GE y EX en el modelo restringido, sin PIBEU, ahora es positivo, lo cual está más en la lógica para explicar la relación positiva de estas variables con el PIB.

Por lo anterior, se optará por restringir el modelo inicial a una ecuación sin el PIBEU, dadas las mejoras que se generan en el modelo, siendo éste más consistente desde el punto de vista teórico.

En consecuencia, se mantiene esta posibilidad (del modelo sin el PIBEU) como alternativa, pero **antes habría que descartar, o en lo posible, corregir algún problema de multicolinealidad imperfecta**, si es que éste existiera en el modelo.

4.3.3 Identificación de problemas de multicolinealidad imperfecta

Se dice que hay multicolinealidad imperfecta cuando existe una relación fuerte y muy cercana entre algunas de las variables independientes o regresores del

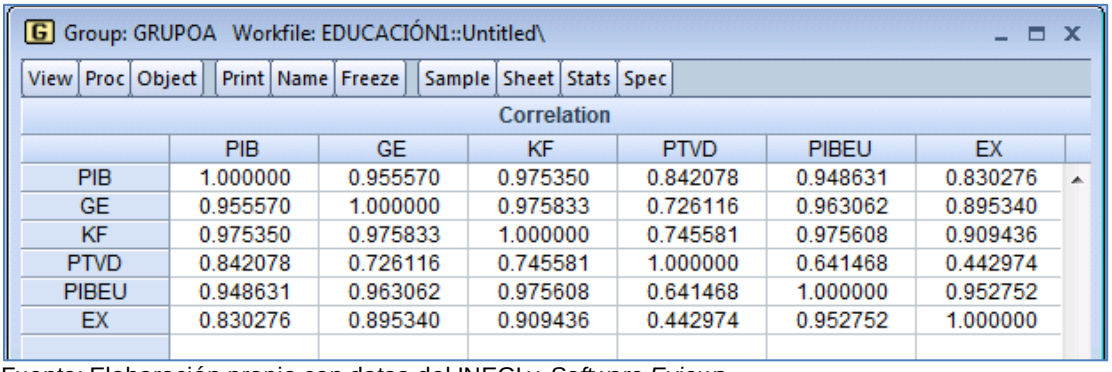
modelo econométrico, aunque su existencia no propicia el incumplimiento de las hipótesis básicas del modelo de regresión lineal clásico [10].

Sin embargo, cuando existe este problema, los estimadores no son buenos porque tienen varianzas grandes, presentan inestabilidad ante pequeñas variaciones muestrales y hay dificultad para interpretar los coeficientes y sus estimaciones.

Para identificar indicios de multicolinealidad en el modelo aquí propuesto, se procede a calcular la matriz de correlaciones entre los regresores y el determinante de dicha matriz. Si alguno de los coeficientes es cercano a ± 1 se considera elevado y es indicativo de multicolinealidad. Pero no se descarta que el problema exista aún con coeficientes no muy grandes, por lo cual se calcula el determinante para tener más información de la correlación.

Para calcular la matriz de correlaciones con ayuda de *Eviews*, se recurre al *workfile* inicial, abriendo el *"grupoa"* hasta llegar a *View/correlations:*

Tabla No. 12. **Matriz de correlaciones de las variables del modelo inicial**



	PIB	GE	KF	PTVD	PIBEU	EX
PIB	1.000000	0.955570	0.975350	0.842078	0.948631	0.830276
GE	0.955570	1.000000	0.975833	0.726116	0.963062	0.895340
KF	0.975350	0.975833	1.000000	0.745581	0.975608	0.909436
PTVD	0.842078	0.726116	0.745581	1.000000	0.641468	0.442974
PIBEU	0.948631	0.963062	0.975608	0.641468	1.000000	0.952752
EX	0.830276	0.895340	0.909436	0.442974	0.952752	1.000000

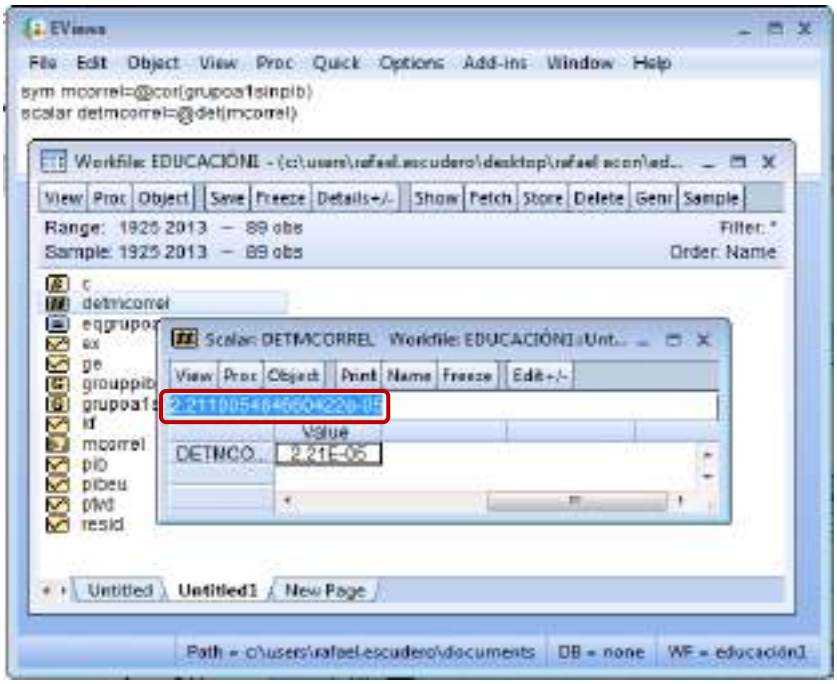
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y *Software Eviews*

En la tabla No. 12 puede observarse que la más alta correlación se da entre el PIB y el capital físico (KF) con 97.53%, seguido de GE con 95.57% de correlación.

Para calcular el determinante, se debe sacar a la variable dependiente PIB de la matriz con *View/Group Members* y después actualizar los miembros del grupo sin el PIB, con *UpdateGroup* y se le da el nombre de "gruposinpib". Como segundo paso se escribe en la ventana de comandos ***sym mcorrel=@cor(gruposinpib)*** y se pulsa *intro.* En tercer lugar se calcula el determinante escribiendo ***scalar detmcorrel=@det(mcorrel)*** [11].

El valor que se obtiene para el determinante de la matriz de correlaciones de "gruposinpib" es de 2.211905, mismo que resulta lejano a cero, por lo cual puede descartarse la existencia de multicolinealidad imperfecta. (Fig. No. 13).

Fig. No. 13. Secuencia para el determinante de la matriz de correlaciones



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y*Software EViews*

Dado que se probó que la variable PIBEU (Producto Interno Bruto de Estados Unidos) es una variable redundante y que en el modelo inicial no existen problemas de multicolinealidad imperfecta, se ajusta el modelo inicial para quedar en los siguientes términos:

$$PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \varepsilon_t$$ **Ecuación (4.1)**

Modelo del cual se excluye al PIB de Estados Unidos (PIBEU), por ser una variable redundante y con lo cual se eliminan las tendencias de multicolinealidad que se habían venido detectando.

Notas al Capítulo 4:

1. El Capítulo 4 se desarrolló en gran parte sustentado en los siguientes textos: Carrascal Ursicino Yolanda González y Beatriz Rdríguez: ***Análisis Econométrico con Eviews***. Edit. Alfa Omega. 1ª. Ed., México, 2001; EView s 7 User's Guide 1, II; EView s 9 User's Guide 1, II; Loría Díaz de Guzmán, Eduardo Gilberto. Econometría con aplicaciones. Edit. Pearson, 1a. Edición, México 2007.
2. Ruiz-Galindo y Venegas: "Un modelo macroeconométrico de simulación, con microfundamentos para la economía mexicana". CIDE: economía mexicana NUEVA ÉPOCA, vol. XVI, núm. 2, segundo semestre de 2007, pág. 188.
3. Loría. Op. Cit. Pág. 88-90
4. Gujarati, Damodar y Porter: Econometría. Mc Graw Hill, 5ª. Edición, México 2010, pág. 738-741
5. EView s 9 User's Guide II, pág. 28-33
6. Wooldridge, Jeffrey: Introducción a la Econometría. Cengage Learning. 5ª Edición, México. 2015. Pág. 780-782
7. Gujarati, Damodar y Porter: Op. Cit. pág. 434-435
8. Gujarati, Damodar y Porter: Ibid. pág. 888.
9. En varios ejercicios econométricos estructurales de predicción para la economía mexicana, Loría menciona al PIB de Estados Unidos (PIBEU) como una variable con gran influencia debido a la fuerte dependencia estructural que nuestro país ha reflejado respecto a la economía norteamericana, a través de los años. Sin embargo, en sus modelos, Loría no incorpora de manera directa al PIB de Estados Unidos como variable para registrar el efecto externo sobre la economía mexicana. Prefiere usar las Exportaciones para registrar el impacto externo, por estar firmemente vinculadas al comportamiento dela producción industrial de Estados Unidos (Loría. Op. Cit. Pág. 142-143, 236-246).
10. Wooldridge, Jeffrey M. Op. Cit. . Pág. 94-95
11. Carrascal, Ursicino, et. al.. Op. Cit. Pág. 181

5. Pruebas de cambio estructural [1]

El modelo expresado como ecuación 4.1 en la página 108, si bien mejora notablemente al eliminarse la variable redundante PIBEU, sigue presentando problemas de especificación. Al descartarse la multicolinealidad, se genera la necesidad de explorar, a partir del modelo ajustado, ya sin el PIBEU, si existen problemas de autocorrelación y si éstos no están asociados con problemas de **cambio estructural,** como de inicio puede percibirse gráficamente al ver el comportamiento de las variables a través del tiempo, durante el periodo 1925-2013.

5.1 Contrastes de especificación y estimación

En el modelo de regresión lineal clásico se maneja la hipótesis de que los coeficientes se mantienen estables y constantes durante el periodo muestral, pero es posible que existan subperiodos o tramos donde el comportamiento del modelo sea diferente, por cual se requiere hacer las correspondientes pruebas de contraste, especialmente cuando se trata de series de tiempo [2,3].

Entre las alternativas para realizar **pruebas de contraste de estabilidad estructural** se tienen las **pruebas de *Chow*** y la **estimación recursiva**, ambas en *Eviews* a través de *View/Stability Test*. [4]

La hipótesis nula de estabilidad estructural supone un solo modelo (restringido) para el conjunto de las observaciones, en el cual no hay cambios en los parámetros, mientras que **la hipótesis alternativa** (modelo sin restringir) los parámetros si pueden cambiar en distintos momentos del periodo [5].

Si las diferencias estadísticas no son importantes entre ambos modelos (restringido y no restringido), la hipótesis nula no se rechaza. Si las diferencias son significativas, se rechaza la hipótesis nula y se acepta que existe cambio estructural.

El modelo restringido abarca todo el periodo de análisis que va de 1925 a 12013, con n= 89 observaciones y estima la relación entre el PIB y las cuatro variables explicativas (GE, KF, PTVD, EX). Además, se supone que durante la totalidad del periodo (n=89) tanto el intercepto como los coeficientes de las variables permanecen constantes, lo cual significa que no hay cambio estructural.
El modelo restringido puede expresarse de la siguiente manera[6]:

Periodo 1925-2013:

$$PIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 GE_t + \alpha_2 KF_t + \alpha_3 PTVD_t + \alpha_4 EX_t + \varepsilon_t \qquad n=89 \quad (5.1)$$

El modelo no restringido, estará representado por dos regresiones que se derivan al dividir el periodo muestral en dos partes. La primera que abarca el subperiodo 1925 al año en que se supone inicia el cambio estructural y la segunda comprende el periodo del año seleccionado hasta el año 2013. Para el caso, se seleccionó el

año de 1980, como el año de cambio estructural, por consiguiente la primera regresión del modelo no restringido se puede expresar como:

Periodo 1925-1979:

$$PIB_t = \lambda_0 + \lambda_1 GE_t + \lambda_2 KF_t + \lambda_3 PTVD_t + \lambda_4 EX_t + \square_{1t} \quad n_1 = 55 \qquad (5.2)$$

La segunda regresión del modelo no restringido, se expresa como:

Periodo 1980-2013:

$$PIB_t = \gamma_0 + \gamma_1 GE_t + \gamma_2 KF_t + \gamma_3 PTVD_t + \gamma_4 EX_t + \square_{2t} \quad n_2 = 34 \qquad (5.3)$$

De no existir cambio estructural, el intercepto y los coeficientes de las tres regresiones se mantendrían sin cambio, lo que probaría la hipótesis nula

$$H_0: \quad \begin{matrix} \alpha_0 = \lambda_0 = \gamma_0 \\ \alpha_1 = \lambda_1 = \gamma_1 \\ \alpha_2 = \lambda_2 = \gamma_2 \\ \alpha_3 = \lambda_3 = \gamma_3 \\ \alpha_4 = \lambda_4 = \gamma_4 \end{matrix} \quad ;$$

Caso contrario, si tan solo uno de estos valores fuera diferente respecto a los otros, se haría válida la hipótesis alternativa H_1: $\alpha_0 \neq \lambda_0$, que a su vez estaría indicando la existencia de cambio estructural.

La prueba de Chow se base en este principio, al considerar que de no existir cambio estructural, la suma de los cuadrados residuales de las regresiones (5.2) y (5.3), debería ser igual a los cuadrados residuales de la regresión (5.1).

Para probarlo, se propone estimar la regresión (5.1) para obtener la suma de los cuadrados residuales restringida SCR_R y compararla con el valor de la suma de los cuadrados residuales no restringida $SCR_{NR,}$ que se obtiene de sumar los cuadrados residuales de (5.1) y (5.2), de tal forma que $SC_{NR}= SCR_1 + SCR_2$

Con estos valores se calcula una razón de distribución *F,* para contrastarlo con el valor crítico en la Tabla *F*. **Si el valor de la *F* calculada, es mayor que el valor de la *F* en tablas, entonces existe cambio estructural en el año propuesto.**

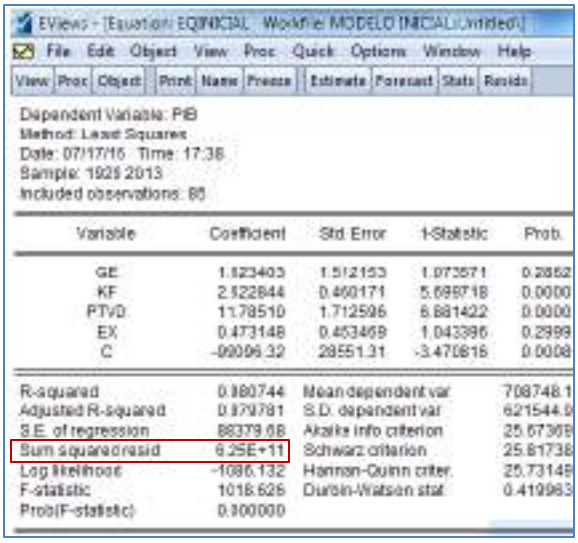
La *F* calculada se construye en los siguientes términos:

$$F = \frac{(SCR_R - \mathrm{SCR}_{NR})/k}{(\mathrm{SCR}_{NR})/(n1+n2-2k)} \qquad (5.4)$$

El estadístico utilizado se basa en la comparación de la suma de los residuos de los modelos restringido y no restringido. Es decir centra su atención en el componente no sistemático del modelo.

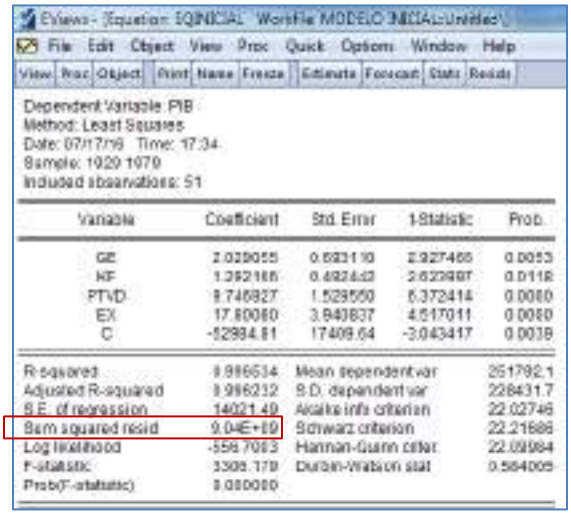
Para determinar el valor de la *F* calculada, con el apoyo de Eviews se procede a estimar las regresiones (5.1), (5.2) y (5.3), de donde se obtendrán las sumas de los cuadrados residuales:

Tabla No. 13. Estimación de la regresión (5.1)



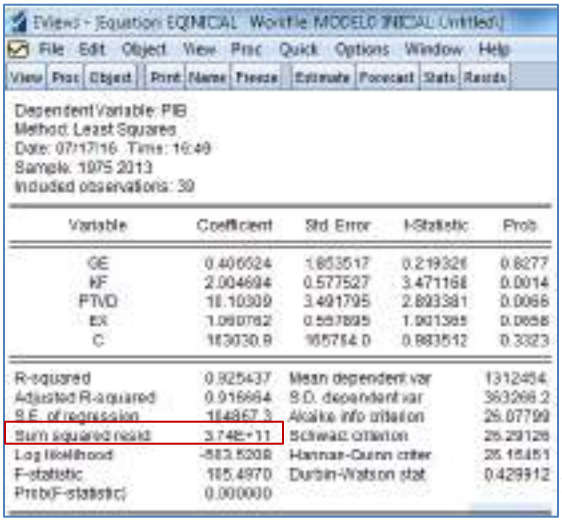
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Tabla No. 14. Estimación de la regresión (5.2)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Tabla No. 15. Estimación de la regresión (5.3)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Se procede a sustituir en la fórmula (5.4) los valores de las sumas de los cuadrados residuales obtenidos para calcular *F*:

$$F = \frac{(6.25E+11 - [(9.04E+09) + (3.74E+11])/5}{(\mathrm{SCR}_{NR})/(55+34-10)}$$

$$F = \frac{44{,}120{,}000{,}000}{6{,}275{,}676{,}676} = 7.03$$

La *F* crítica al 1% en tablas con 5 y 84 grados de libertad, tiene un valor ponderado de 3.255.

Dado que $F_{calculada} = 7.03 > F_{tablas} = 3.255$, se puede afirmar que en el año 1980 hay cambio estructural.

5.1.1 Contraste de *Chow* para el análisis del cambio estructural [7]

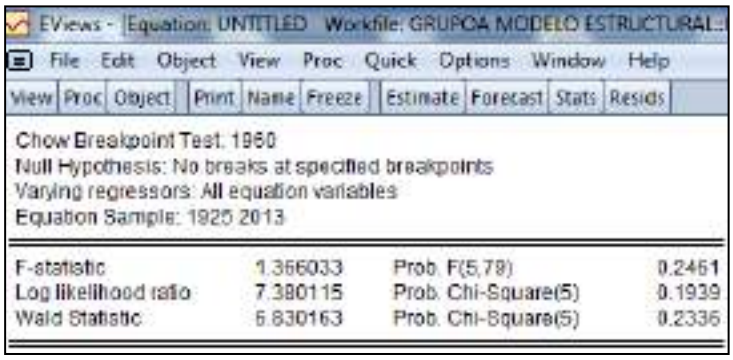
Para el análisis de la estabilidad estructural del modelo, se utiliza el contraste de *Chow* mediante **la opción *View/StabilityTests/Chow Breakpoint Test* [8], que da un cuadro de diálogo donde se pueden ensayar las fechas en las que se detectó que pudiera darse el cambio estructural.**

Con objeto de tener mayor certeza en la definición del año de cambio estructural, se realizan ensayos con los años 1960, 1970, 1973, 1980, 1994 y 2008.

La primera fecha que se considera probable en que se haya generado un cambio estructural, es el año de 1960, dado que constituye uno de los momentos más significativos del modelo de desarrollo estabilizador con sustitución de importaciones, ya que en ese año se inicia un crecimiento constante de la productividad y del gasto educativo (cuya expresión más notoria fueron los libros de texto gratuitos), con un fuerte impulso a la industrialización con criterios proteccionistas, buscando también fortalecer el mercado interno en condiciones de estabilidad. Un aspecto sobresaliente, es que en este año se nacionaliza la industria eléctrica.

Se escribe este año en el cuadro de diálogo con el siguiente resultado [9]:

Tabla No. 16. Análisis de cambio estructural en 1960



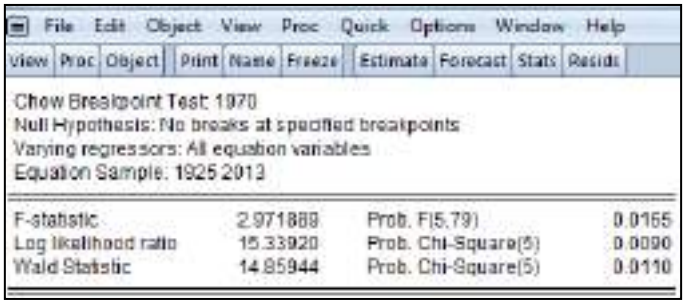
Fuente: Elaboración propia con satos del INEGI y Software Eviews

En la Tabla No. 16, el valor del estadístico *F* de *Chow* es bajo y su probabilidad es alta, (casi del 25%) por lo cual se acepta la hipótesis nula de estabilidad estructural. Es decir, **en 1960 no hay cambio estructural.**

Se procede a contrastar la hipótesis nula para el año 1970, ya que este año tiene tras de sí el Movimiento del 68, que en muchos aspectos marcó un parteaguas para la vida del país. Asimismo, se da inicio a políticas expansivas del gasto público como estrategia de crecimiento, tratando de impulsar un nuevo modelo de desarrollo compartido que reemplaza al modelo de desarrollo estabilizador

El resultado de esta prueba se presenta en la Tabla No. 17:

Tabla No. 17. Análisis de cambio estructural en 1970

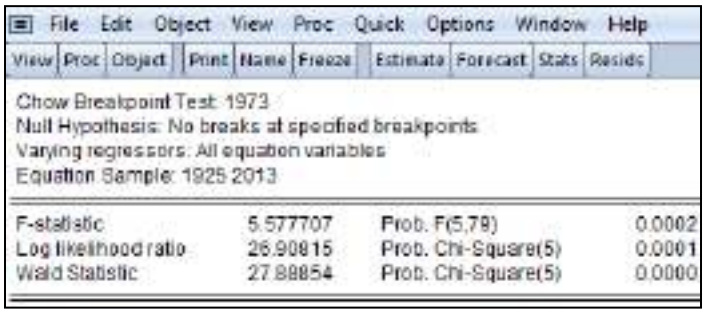


Fuente: Elaboración propia con Eviews

El valor del estadístico *F* de *Chow* representa más del doble del de 1960 y su probabilidad es casi cero, por lo que podría en principio aceptarse que se tiene un momento de cambio estructural en 1970, rechazándose la hipótesis nula.

Para alcanzar mayor precisión en la estimación, se aplicó el contraste tomando el año de 1973, en virtud de que a partir de esta fecha se da una disminución en la tasa de crecimiento del PIB al pasar del 7.9% al 5.8% en 1974, generando la percepción de que el modelo de desarrollo estabilizador y sustitución de importaciones se había agotado y se da inicio a la expansión del gasto público para impulsar el crecimiento económico[10]. (Tabla No. 18):

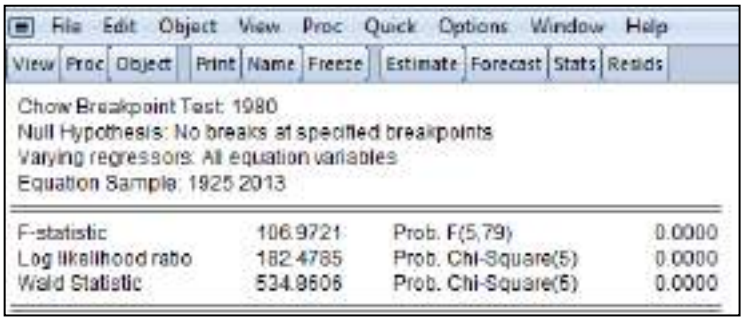
Tabla No. 18. Análisis de cambio estructural en 1973



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El año de 1973 se aproxima mucho más al cambio estructural. La desventaja del contraste de *Chow* es que no se tiene la certeza del momento en el cual se da con precisión el cambio estructural. Por consiguiente, se ensayará con el año 1980**.** (Tabla No. 19):

Tabla No. 19. Análisis de cambio estructural en 1980



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El **valor del *F-estadístico de Chow* de 1980, igual a 106.9721,** es notoriamente más grande que el de 1970 y 1973, con una probabilidad de cero. Aspectos que también se observan en los estadísticos de máxima verosimilitud y de *Wald*. Este resultado es determinante para aceptar que **1980 es la fecha indicativa del cambio estructural**, por lo cual se rechaza la **hipótesis nula de estabilidad**

estructural (en la hipótesis nula, se propone que no hay quiebres ni rupturas en el punto de interrupción especificado con el año de 1980, para el conjunto de variables).

Se elige el año de 1980 porque es cuando inicia el descenso del PIB nacional al pasar del 9.2% en 1980 al 8.8% en 1981 y continuar con tasas de crecimiento bajas incluso negativas, confluyendo con la crisis de la deuda externa, la crisis del petróleo, un proceso inflacionario y la crisis económica internacional que pone fin a la etapa de crecimiento de los años 70s para entrar a una etapa de deterioro que se denominó "la década perdida" de los 80s.

¿Qué implicaciones tendría que el cambio estructural se iniciara en 1980?

Primero: que de 1980 a la fecha se han dado cambios en los coeficientes de los regresores. En segundo lugar, este cambio estructural podría explicar en parte algunos problemas de violación de supuestos básicos. En tercer lugar, que antes de 1980 el crecimiento del PIB junto con la evolución de las variables explicativas, el modelo pudiera estar reflejando una larga etapa de estabilidad estructural.

Lo anterior tiene lógica si se considera que el modelo de desarrollo estabilizador se abandonó en los años 70s y que 1980 fue uno de los años del boom petrolero, que después devino en una severa crisis económica con la caída de los precios del petróleo y la crisis de deuda externa de México.

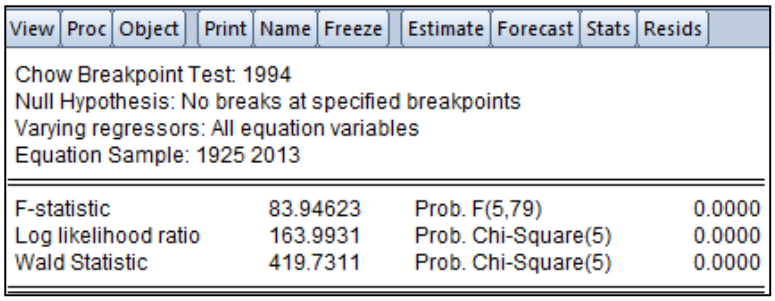
Es importante destacar que después de 1980, se han generado cambios importantes en la economía del país y de la sociedad en su conjunto, al pasar de una economía cerrada y proteccionista, a otra totalmente abierta y sujeta a las fuerzas internacionales del mercado.

Estos cambios le permitieron a México ser partícipe de la tercera revolución tecnológica, la acelerada globalización de los mercados financieros y la nueva economía mundial del conocimiento, que originaron la sustitución del paradigma keynesiano por el neoliberal en los modelos de la administración pública y de la hechura de las políticas públicas.

Sin embargo, ante las evidentes limitaciones del mercado para resolver por sí mismo y de manera automática las sucesivas crisis financieras y la Gran Recesión de 2008-2010, los postulados neoliberales tuvieron que ser revisados y sustituidos, al menos parcialmente, por su inoperancia.

En consecuencia, se considera relevante incluir el *Contraste de Chow* de cambio estructural para los años 1994 y 2008, con el propósito de identificar si las crisis de esos años generaron nuevos cambios estructurales y si su magnitud fue tan significativa como la de 1980, obteniéndose los siguientes resultados (Tablas No. 20 y 21):

Tabla No. 20: Contraste de Chow para 1994

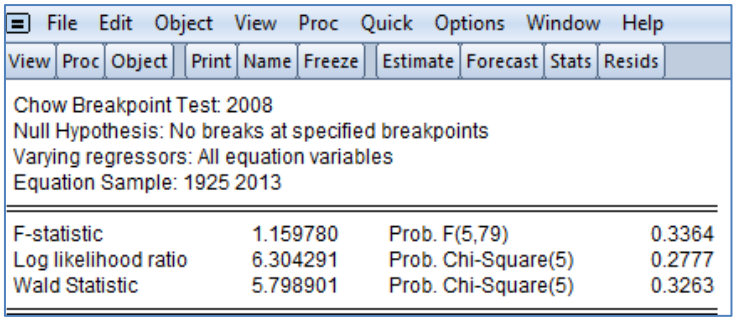


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 20 se observa que el *Contraste de Chow* acepta el cambio estructural, con un *F- estatistic* de 83.94 que resulta significativo, pero que es menor al estadístico *F* de 1980 con valor de 106.97.

En la prueba de cambio estructural para el año 2008, el resultado es poco significativo, con un valor para *F-statistic* de sólo 1.159780 y una probabilidad casi del 34%, así como valores muy bajos y probabilidades respectivas elevadas, lo cual descarta la posibilidad de un cambio estructural para este año (Tabla No. 21).

Tabla No. 21. Contraste de Chow para 2008



Fuente: Elaboración propia datos del INEGI

Lo anterior parece ser congruente con la realidad, ya que cuando surge la crisis financiera mundial y la gran recesión en 2008, los fundamentos de la economía mexicana eran sólidos y se pudo hacer frente a la crisis financiera mundial sin sorpresas ni sobresaltos.

Retomando los resultados de 1980 y 1994, se observa que el *Contraste de Chow* acepta cambios estructurales, si bien los estadísticos de 1980 son más significativos que los de 1994, lo cual podría estar indicando que los cambios de ese año fueron de mayor impacto, **siendo éste en principio un referente para considerar a 1980 como el año del cambio estructural para el modelo.**

5.1.2 Contraste de predicción de *Chow*

Para tomar una decisión entre 1980 y 2004 como la mejor alternativa o punto de ruptura [11] para establecer el cambio estructural en el periodo 1925-2013, se procede a utilizar el contraste de predicción de *Chow.*

En este método, el modelo restringido considera el total de las observaciones con los residuos de un primer periodo, en el que se supone estabilidad estructural, mismos que se comparan con los residuos del modelo no restringido del segundo periodo, en el cual se considera que existe cambio estructural.

Para realizar este contraste de predicción, se recurre a ***View/Stability Tests/Chow Forecast Test*** [12], que proporciona un cuadro de diálogo donde hay que escribir el año en que se inicia el cambio estructural. Para este ejercicio se propone iniciar con el año 1980, obteniéndose el siguiente resultado (Tabla No. 22):

Tabla No. 22. **Contraste de predicción de Chow para 1980**

Chow Forecast Test
Equation: EQ01SINPIBEU
Specification: PIB GE KF PTVD EX C
Test predictions for observations from 1980 to 2013

	Value	df	Probability
F-statistic	95.36314	(34, 50)	0.0000
Likelihood ratio	372.6910	34	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	6.16E+11	34	1.81E+10
Restricted SSR	6.25E+11	84	7.45E+09
Unrestricted SSR	9.50E+09	50	1.90E+08
Unrestricted SSR	9.50E+09	50	1.90E+08

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1135.256	84
Unrestricted LogL	-949.9103	50

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/05/16 Time: 17:09
Sample: 1925 1979
Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	1.921789	0.677619	2.836092	0.0066
KF	1.457587	0.471991	3.088166	0.0033
PTVD	9.383087	1.481932	6.318148	0.0000
EX	17.00989	3.839516	4.430216	0.0001
C	-50296.12	17006.27	-2.957504	0.0047

R-squared	0.996544	Mean dependent var	237657.9
Adjusted R-squared	0.996269	S.D. dependent var	225633.0
S.E. of regression	13784.24	Akaike info criterion	21.98695
Sum squared resid	9.50E+09	Schwarz criterion	22.15943
Log likelihood	-599.6411	Hannan-Quinn criter.	22.05752
F-statistic	3604.706	Durbin-Watson stat	0.583208
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la parte superior de la tabla anterior, se presentan los estadísticos de contraste para el periodo 1980-2013, **que confirman la existencia de cambio estructural** a partir de 1980 y enseguida, en la parte baja de la tabla, se proporciona la estimación de la muestra seleccionada para el periodo 1925-1979, misma que corresponde al periodo de estabilidad estructural.

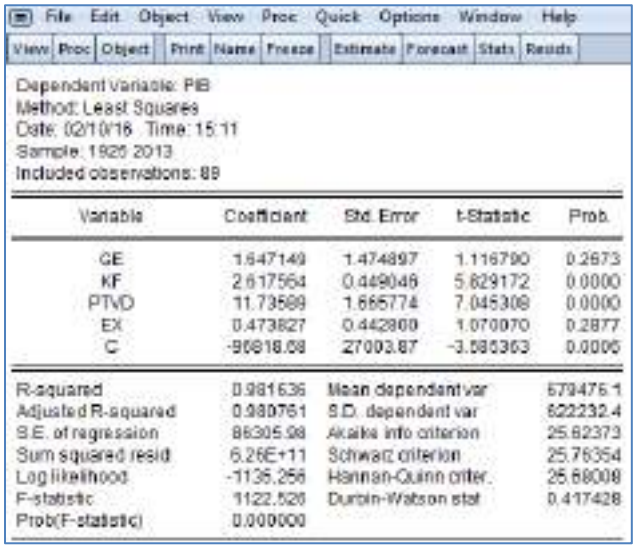
Los estadísticos de predicción de *Chow* en la Tabla No. 22, rechazan con toda claridad la hipótesis de estabilidad estructural a partir de 1980 en adelante ya que en ambos estadísticos la probabilidad es cero. El tamaño del estadístico *F* es de 95.38314 y el de razón de verosimilitud (χ^2) "*Log likelihood ratio",* es igual a 372.69. **Todo ello permite afirmar que dentro del periodo 1980-2013, existe un cambio estructural.**

Se puede observar que el signo del coeficiente de la variable explicativa GE, que es de nuestro interés, **pasa de negativo a positivo** y explica mejor el comportamiento del PIB para años anteriores a 1980 (periodo 1925-1979).

El valor del coeficiente de correlación de GE (1.921789) es bajo, lo cual podría significar que desde antes de la crisis de los 80's, el sector educativo se hubiese debilitado de manera notable en su vinculación con el sector productivo y el gasto en educación, no compensara de manera significativa la inversión realizada, lo cual podría estar condicionando una baja tasa interna de retorno del gasto público educativo (GE), para el periodo 1980-2013, **producto de la inestabilidad a partir del cambio estructural en 1980.**

Un aspecto importante a destacar, es que el coeficiente de correlación de las exportaciones (EX) también refleja un incremento notable en su valor al incorporar el cambio estructural (Tabla No. 22), si se compara con el valor obtenido sin incorporar dicho cambio (Tabla No. 23) y es el más elevado para los años anteriores a 1980, lo cual significa que tiene un importante poder explicativo para el PIB de México.

Tabla No. 23. Estimación del Modelo sin PIBEU y sin cambio estructural



File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/10/16 Time: 15:11
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	1.647149	1.474897	1.116790	0.2673
KF	2.617564	0.449046	5.829172	0.0000
PTVD	11.73589	1.665774	7.045309	0.0000
EX	0.473827	0.442860	1.070070	0.2877
C	-96818.08	27003.87	-3.585363	0.0006

R-squared	0.981636	Mean dependent var	579475.1
Adjusted R-squared	0.980761	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	86305.98	Akaike info criterion	25.82373
Sum squared resid	6.26E+11	Schwarz criterion	25.76354
Log likelihood	-1135.256	Hannan-Quinn criter.	25.68008
F-statistic	1122.526	Durbin-Watson stat	0.417428
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia datos del INEGI

Esto podría deberse a que se está excluyendo del modelo a la variable PIBEU pero también a que las exportaciones EX, se venían desarrollando favorablemente, para ubicar a nuestro país como una economía exportadora. **Es decir, el signo positivo del coeficiente de EX, parece estar dando un claro indicio de que PIBEU sí es una variable redundante, por lo cual se confirma la conveniencia de sacarla del modelo inicial.**

Con esta misma lógica se aplica el contraste de predicción de Chow para el año 1994, a partir del modelo ajustado sin PIBEU, observándose lo siguiente (Tabla No. 24):

Tabla No. 24. **Contraste de predicción de *Chow* para 1994**

Chow Forecast Test
Equation: EQ01SINPIBEU
Specification: PIB GE KF PTVD EX C
Test predictions for observations from 1994 to 2013

	Value	df	Probability
F-statistic	28.93754	(20, 64)	0.0000
Likelihood ratio	205.3118	20	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	5.63E+11	20	2.82E+10
Restricted SSR	6.26E+11	84	7.45E+09
Unrestricted SSR	6.23E+10	64	9.73E+08

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1135.256	84
Unrestricted LogL	-1032.600	64

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/14/16 Time: 15:32
Sample 1925 1993
Included observations: 69

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	-2.057178	0.676558	-3.040654	0.0034
KF	0.973551	0.319788	3.044360	0.0034
PTVD	15.44089	1.015593	15.20382	0.0000
EX	11.89173	0.704150	16.88806	0.0000
C	-127669.6	13479.52	-9.471374	0.0000

R-squared	0.994183	Mean dependent var	407830.3
Adjusted R-squared	0.993819	S.D. dependent var	396867.5
S.E. of regression	31200.33	Akaike info criterion	23.60395
Sum squared resid	6.23E+10	Schwarz criterion	23.76584
Log likelihood	-809.3362	Hannan-Quinn criter.	23.66818
F-statistic	2734.562	Durbin-Watson stat	0.556708
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

✓ Los estadísticos de predicción de Chow en la Tabla No. 24 rechazan la hipótesis de estabilidad estructural de 1994 en adelante, ya que para ambos estadísticos la probabilidad es de cero. El tamaño de *F* es de 28.94 y el de

razón de verosimilitud (χ^2) *Log Likelihood ratio* es igual a 205.31, lo cual permite afirmar que dentro del periodo 1994-2013, se observa un nuevo cambio estructural.

- ✓ El coeficiente de la variable explicativa Gasto Educativo (GE) reaparece con signo negativo para los años anteriores a 1994, si bien con probabilidad casi de cero, lo cual podría estar significando que el esfuerzo educativo no estaba en consonancia con los requerimientos del aparato productivo del país y su crecimiento.

- ✓ El coeficiente de la variable Exportaciones (EX) se mantiene con signo positivo y se incrementa sustancialmente, dando la señal de que se constituía en un sector muy dinámico y de gran incidencia para el crecimiento económico del país, hasta antes de 1994.

- ✓ El coeficiente de la variable Productividad (PTVD) se presenta como el de mayor impacto para explicar el crecimiento económico, aunque no parece estar asociado a una mayor inversión en capital físico (KF) o a un gasto eficiente en el sector educativo, lo cual podría ser indicativo de que su incremento se sustentaba en la dinámica exportadora, con una mano de obra barata y menores costos de producción.

Por su parte, el contraste de predicción de *Chow* para el año 2008, permite observar los siguientes resultados (Tabla No. 25):

Tabla No. 25. *Contraste de predicción de Chow para 2008*

Chow Forecast Test
Equation: EQ01SINPIBEU
Specification: PIB GE KF PTVD EX C
Test predictions for observations from 2008 to 2013

	Value	df	Probability
F-statistic	0.954319	(6, 78)	0.4617
Likelihood ratio	6.304732	6	0.3899

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	4.28E+10	6	7.13E+09
Restricted SSR	6.26E+11	84	7.45E+09
Unrestricted SSR	5.83E+11	78	7.47E+09

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1135.256	84
Unrestricted LogL	-1132.103	78

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/14/16 Time: 15:44
Sample 1925 2007
Included observations: 83

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	1.087182	1.508420	0.720742	0.4732
KF	2.395893	0.480486	4.986395	0.0000
PTVD	12.32038	1.820976	6.765813	0.0000
EX	1.197429	0.564318	2.121905	0.0370
C	-99196.47	28398.04	-3.493075	0.0008

R-squared	0.977869	Mean dependent var	600331.7
Adjusted R-squared	0.976734	S.D. dependent var	566744.5
S.E. of regression	86447.13	Akaike info criterion	25.63080
Sum squared resid	5.83E+11	Schwarz criterion	25.77652
Log likelihood	-1058.678	Hannan-Quinn criter.	25.68934
F-statistic	861.6043	Durbin-Watson stat	0.396418
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

- ✓ Los estadísticos de predicción de Chow en la Tabla No. 25 **aceptan la hipótesis de estabilidad estructural de 2008 en adelante**, ya que para ambos estadísticos la probabilidad es del 46 y 39% respectivamente. En ambos casos el valor de los estadísticos es menor que uno (F= 0.95 y *Likelihood ratio* = 0.30) lo cual permite afirmar que **dentro del periodo 2008-2013, no se presenta un cambio estructural**, a pesar de la gran recesión mundial.

- ✓ El coeficiente de la variable explicativa Gasto Educativo (GE) reaparece con signo positivo pero con un valor muy bajo para los años anteriores a 2008, mostrando un nivel de confianza reducido al presentar una probabilidad muy grande del 47.32% que implica una baja y poco confiable incidencia de esta variable en el crecimiento económico antes del 2008.

- ✓ El coeficiente de la variable explicativa Productividad (PTVD) aparece con un alto valor que la hace la más significativa. Sin embargo, este dato es contradictorio con la realidad puesto que la productividad de nuestro país ha permanecido estancada e incluso ha descendido en los últimos años.

- ✓ El coeficiente de la variable Exportaciones (EX) se mantiene con signo positivo pero disminuye su magnitud de manera importante, para años anteriores a 2008, lo cual es un comportamiento fuera de la lógica económica.

- ✓ En síntesis, tanto los estadísticos de predicción del modelo como los coeficientes específicos de las variables con sus estadísticos contradictorios, parecen confirmar que **en el periodo 2008-2013 no existe cambio estructural.**

- ✓ El análisis comparativo del *Contraste de Predicción de Chow* aplicado a los años 1980, 1994 y 2008, permite determinar que **el año 1980 es el que observa los estadísticos más significativos, congruentes y más lógicos para definirlo como el año del cambio estructural de mayor relevancia para el presente modelo.**

5.2 Estimación Recursiva

Con el propósito de fortalecer el análisis y tener mayor precisión para identificar el momento del cambio estructural, se usará a continuación la estimación recursiva, con el apoyo de *Eviews.*

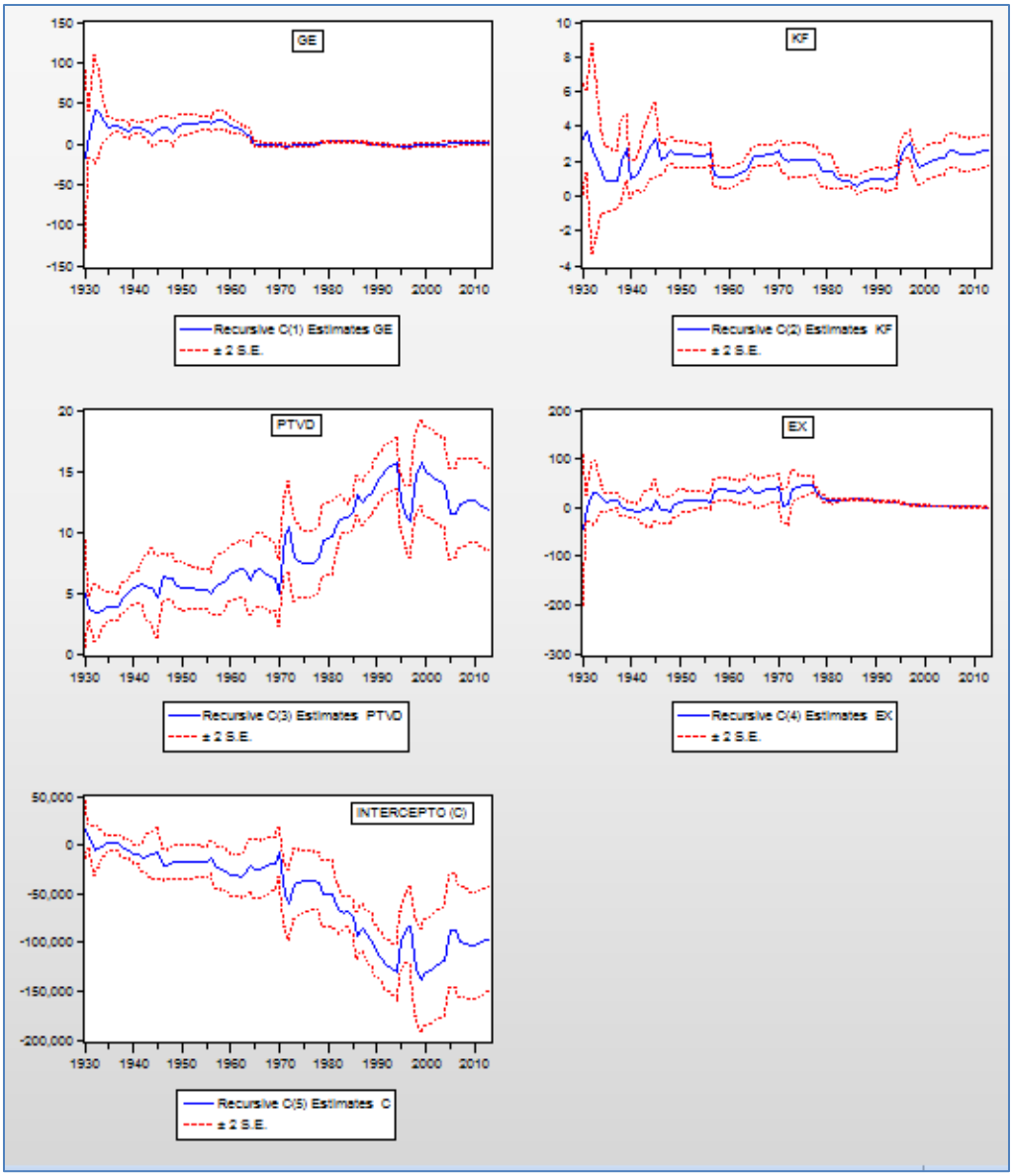
Esta técnica se aplica para analizar la estabilidad del modelo con datos temporales y es la más adecuada cuando se desconoce el momento del cambio estructural. Se basa en la obtención de coeficientes recursivos y residuos recursivos[13] mediante el aumento secuencial de la muestra. **Si los parámetros de estimación y los residuos se mantienen constantes durante este proceso secuencial, entonces no hay cambio estructural. Pero si los coeficientes y los residuos cambian, entonces tenemos cambio estructural.**

El análisis recursivo se realiza mediante las representaciones gráficas de los coeficientes y de los residuos recursivos, con ***View/Stability Tests Recursive Estimates (Olsy only)*** [14]**,** con base en la ecuación del modelo, mediante el cual se genera una ventana de diálogo en la que se pueden escribir los coeficientes que se quieren representar, aunque *Eviews* los incluye todos en dicho cuadro de manera automática. En este cuadro se marca *Recursive Coefficients* [15]. En las gráficas, los coeficientes recursivos representan el comportamiento de cada uno de los estimadores. (Gráfica No. 4)

Los coeficientes recursivos se presentan junto con sus bandas de confianza definidas por ± dos veces su desviación estándar, siendo importante la escala de medida del eje de las ordenadas para apreciar la magnitud de las variaciones.

Para la ecuación del modelo ajustado (sin el PIB de EU), se tienen:

Gráfica No. 4. Coeficientes recursivos de las variables explicativas



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El análisis visual de la Gráfica No. 4, nos permite apreciar que los parámetros más inestables durante todo el periodo 1925-2013 son lo que corresponden a los coeficientes recursivos de la Productividad (PTVD) y el Capital Físico (KF), ya que es en estos parámetros donde la banda respectiva de las desviaciones estándar se abre más en ciertos trayectos.

El caso más notable de inestabilidad es el coeficiente recursivo del intercepto u ordenada al origen (C), que muestra un gran amplitud de banda a lo largo de todo el periodo, pero que se ensancha más de 1994 a la fecha.

El Gasto Educativo (GE) presenta inestabilidad hasta 1960, posteriormente se estabiliza.

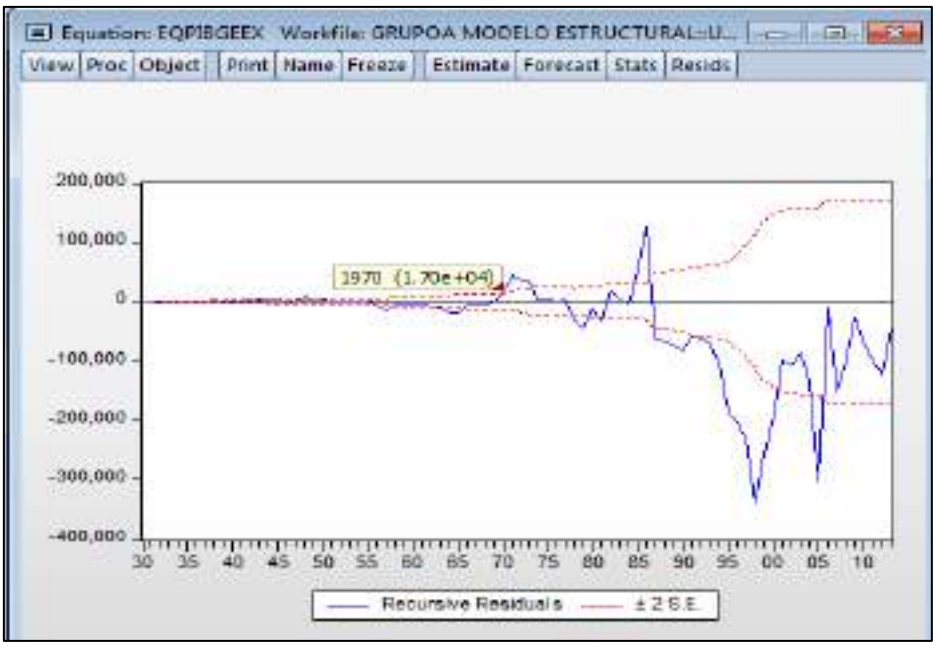
Las Exportaciones (EX) muestran un coeficiente inestable hasta 1980, entrando en un proceso de estabilización en la etapa posterior a ese año.

En una primera aproximación, puede apreciarse gráficamente que los coeficientes recursivos de las variables explicativas, en general son inestables, lo cual estaría indicando que no hay estabilidad estructural en el modelo. Es decir, **sí hay cambio estructural**.

5.2.1. Residuos recursivos

Éstos son los errores de predicción de un periodo hacia delante, estimados en cada etapa recursiva[16]. El análisis de la estabilidad del modelo lo realiza *Eviews* con la representación gráfica de los residuos recursivos, mediante *View/Stability Tests/Recursive Estimates (OLS only)* y seleccionando *Recursive Residuals* en el cuadro de diálogo[17]. Para nuestro caso, la gráfica de residuos recursivos es la Gráfica No. 5:

Gráfica No. 5. Residuos Recursivos del Modelo



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Los residuos recursivos de la Gráfica No. 5, varían en torno a cero, mostrando estabilidad hasta 1970. A partir de este año en adelante, muestran grandes fluctuaciones, especialmente en 1986, año en el que rompe de manera notable la

banda superior, para iniciar posteriormente una fuerte caída que aleja al *Estadístico Cusum* del valor de cero de manera continua, rompiendo la banda de confianza en la parte inferior, hasta en tres ocasiones de manera profunda en los años 1987, 1992 y 2004; años en los que los residuos recursivos se salen de su banda de confianza, lo cual permite corroborar que **el modelo carece de estabilidad estructural a partir de los años 70s**.

5.2.2. Estadístico *Cusum* [18]

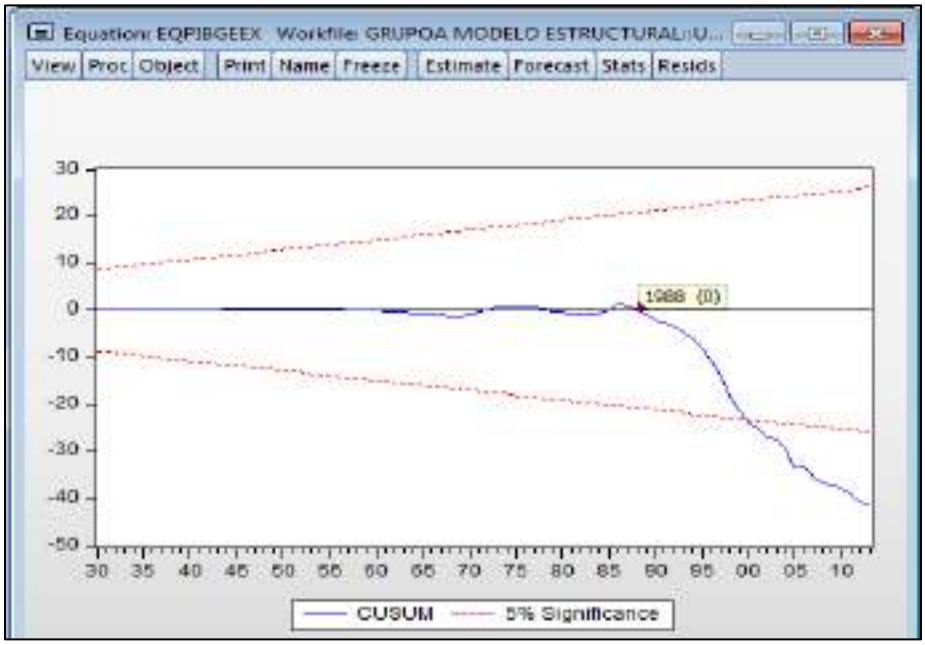
Este estadístico se construye a partir de la suma acumulada de los residuos recursivos, con media cero, por lo que las sumas acumuladas que se alejen de dicho valor muestran que existe inestabilidad en el modelo. El análisis se hace presentando los residuos W_t frente al tiempo, junto con sus bandas de confianza que son dos rectas. **La hipótesis nula de estabilidad estructural, se rechaza si el valor del estádístico Cusum se sale de sus bandas.**

Para la ecuación del modelo que aquí se presenta, el gráfico de *Estadístico Cusum* (Gráfica No. 6) se obtiene con *View/Stability Tests/Recursive Estimates (OLS only)* con *CUSUM Test en Output* [19].

En la Gráfica No. 6 puede apreciarse que el estadístico CUSUM se mantiene estable y fluctuando alrededor de cero hasta los años 70s. Sin embargo, a partir de 1988 desciende de manera continua hasta el 2000, año en el que se sale de su

banda inferior, manteniendo esa tendencia hasta el 2013. Esto es indicativo de que el modelo es inestable.

Grafica No. 6. Estadístico CUSUM del modelo, sin PIBEU



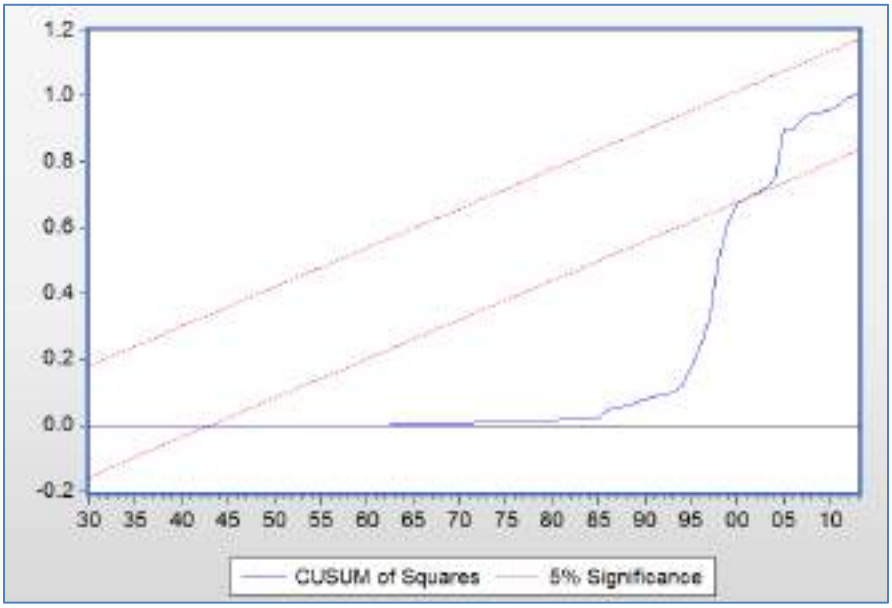
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

5.2.3. Estadístico CUSUMQ.

Para contrastar la estabilidad del modelo, este estadístico utiliza las sumas acumuladas de los cuadrados recursivos.

El contraste se realiza representando los residuos S_t junto con sus bandas de confianza (Gráfica No. 7), mediante *View/Stability Tests/Recursive Estimates (OLS only) con CUSUM of Squares Test en Output*:

Gráfica No. 7. Estadístico CUSUM Q de los cuadrados recursivos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

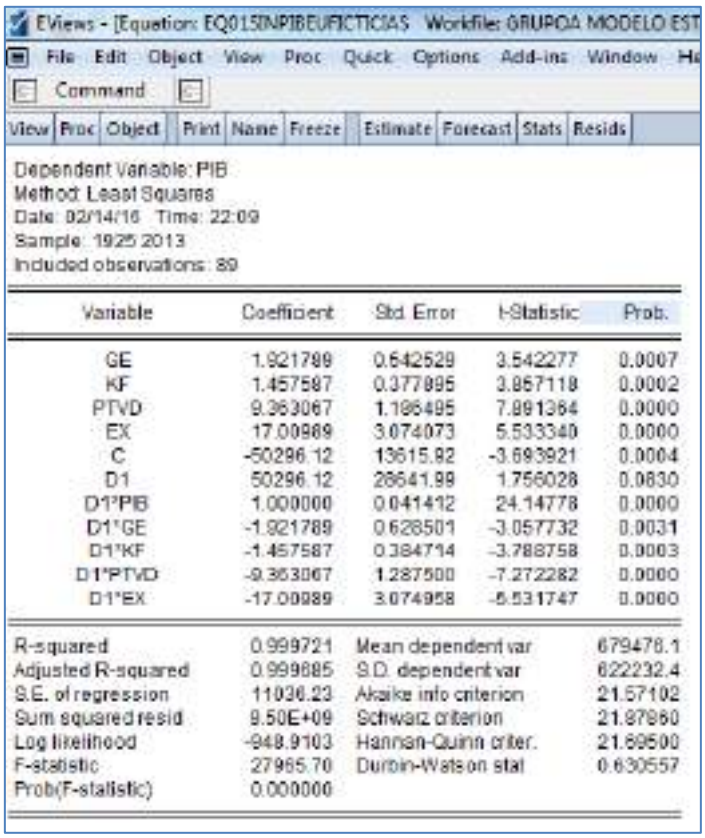
En la gráfica anterior, **el contraste muestra al estadístico CUSUMQ fuera de sus bandas de confianza**, manteniéndose en la parte inferior durante la mayor parte del periodo muestral, inicia su ascenso a partir de 1980 y se incorpora a sus bandas de seguridad sólo hasta el año 2000. Todo ello denota una gran inestabilidad del modelo y la presencia de cambio estructural.

5.3 Selección y ajuste del modelo con cambio estructural

Confirmado el problema de inestabilidad estructural del modelo, se podría resolver este problema mediante **la incorporación de variables ficticias (dummy)**, para detectar los coeficientes más afectados por el cambio estructural [20].

El procedimiento es crear la variable D1 con valor 1 desde 1980 a 2013 y valor de 0 para años anteriores. Para ello nos situamos en el área de comandos de Eviews y escribimos ***D1=@year>=1980*** y damos *Enter*.[21] Posteriormente nos ubicamos en la ecuación original del modelo o bien en el cuadro de comandos de *Eviews* para incorporar las nuevas variables ficticias **D1, D1*PIB, D1*GE, D1*KF, D1*PTVD, D1*EX** y hacer la estimación de la nueva ecuación (Tabla No. 26):

Tabla No. 26. Modelo con variables ficticias



EViews - [Equation: EQ015INPIBEUFICTICIAS Workfile: GRUPOA MODELO EST

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window He

Command

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/14/16 Time: 22:09
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	1.921789	0.542529	3.542277	0.0007
KF	1.457587	0.377895	3.857118	0.0002
PTVD	9.363067	1.186495	7.891364	0.0000
EX	17.00989	3.074073	5.533340	0.0000
C	-50296.12	13615.92	-3.693921	0.0004
D1	50296.12	28641.99	1.756028	0.0830
D1*PIB	1.000000	0.041412	24.14778	0.0000
D1*GE	-1.921789	0.626501	-3.067732	0.0031
D1*KF	-1.457587	0.384714	-3.788758	0.0003
D1*PTVD	-9.363067	1.287500	-7.272282	0.0000
D1*EX	-17.00989	3.074958	-5.531747	0.0000

R-squared	0.999721	Mean dependent var	679478.1
Adjusted R-squared	0.999685	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	11036.23	Akaike info criterion	21.57102
Sum squared resid	9.50E+09	Schwarz criterion	21.87960
Log likelihood	-948.9103	Hannan-Quinn criter.	21.69500
F-statistic	27965.70	Durbin-Watson stat	0.630557
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La ecuación mejora muchísimo en términos de los coeficientes ya que la probabilidad de cada uno de ellos es de cero.

Es importante observar que el gasto educativo (GE), como variable explicativa de nuestro interés, muestra un coeficiente de determinación positivo y relevante, con una probabilidad de casi cero (intervalo de confianza superior al 95%).

Asimismo, el coeficiente de determinación ajustado de toda la ecuación ha mejorado sustancialmente al registrar un valor de R^2= 0.9997.

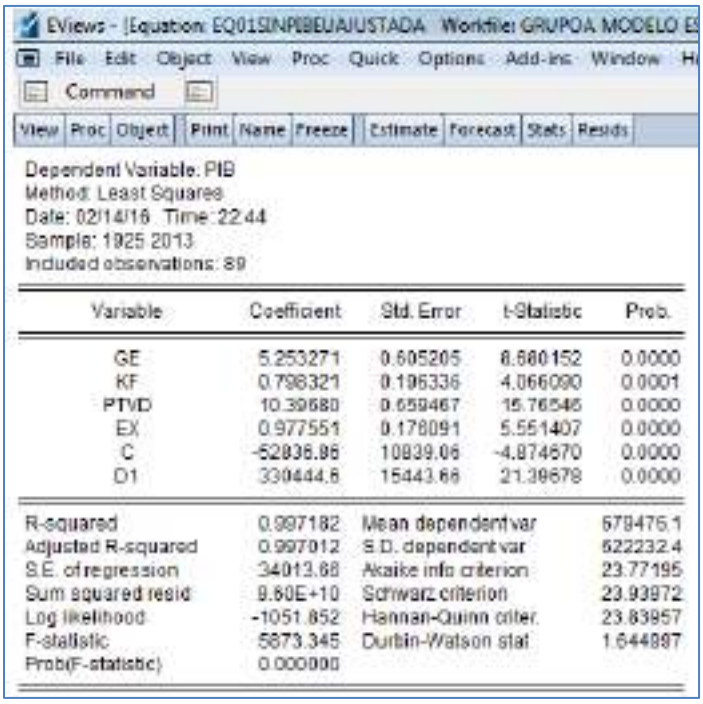
No obstante, las variables ficticias *D1*PIB, D1*GE, D1*KF, D1*PTVD, D1*EX* tienen coeficientes de signo negativo, lo cual carece de sentido económico porque la evidencia empírica indica que la relación entre el PIB y GE, KF, PTVD y EX es positiva. Por consiguiente se hará un ajuste para lograr una mejor especificación del modelo, excluyendo a las variables redundantes ***D1*PIB, D1*GE, D1*KF, D1*PTVD, D1*EX.***

De esta forma, el modelo ajustado con cambio estructural puede expresarse en los siguientes términos:

$$\boldsymbol{PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 D1 + \varepsilon_t} \qquad \textbf{(5.1)}$$

Su estimación queda expresada en la Tabla No. 27:

Tabla No. 27. Estimación del Modelo ajustado con cambio estructural



EViews - [Equation: EQ01SINPIBEUAJUSTADA Workfile: GRUPOA MODELO E

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window H

Command

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 02/14/16 Time: 22:44
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	5.253271	0.605205	8.680152	0.0000
KF	0.798321	0.196336	4.066090	0.0001
PTVD	10.39680	0.659467	15.76546	0.0000
EX	0.977551	0.176091	5.551407	0.0000
C	-52836.86	10939.06	-4.874670	0.0000
D1	330444.6	15443.66	21.39678	0.0000

R-squared	0.997182	Mean dependent var	579476.1
Adjusted R-squared	0.997012	S.D. dependent var	522232.4
S.E. of regression	34013.68	Akaike info criterion	23.77195
Sum squared resid	9.60E+10	Schwarz criterion	23.93972
Log likelihood	-1051.852	Hannan-Quinn criter.	23.83957
F-statistic	5873.345	Durbin-Watson stat	1.644897
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El nuevo modelo ajustado ("*EQ01SINPIBEUAJUSTADA*") mejora de manera significativa. Los coeficientes, sin variables redundantes, tienen un valor explicativo lógico y congruente, con relación a las anteriores estimaciones y sobre todo respecto a la estimación inicial (eqgrupoa, Tabla No. 3).

Derivado de la estimación del modelo ajustado con cambio estructural, en la Tabla No. 27, puede observarse que la probabilidad de los coeficientes de las variables explicativas es de cero. El problema de autocorrelación se corrige en buena medida, ya que el estadístico *Durbin–Watson* de todo el modelo se aproxima al valor de dos y el coeficiente de determinación (R^2) disminuye de

manera importante respecto al estimado en la ecuación "EQ01SINPIBEUFICTICIAS".

Asimismo, al comparar el peso específico de los coeficientes es claro que las variables internas GE y PTVD, tienen el mayor poder explicativo del crecimiento del PIB con respecto al poder explicativo de las exportaciones EX, cuyo coeficiente representaba el mayor peso específico en el conjunto de variables del modelo en la expresión anterior.

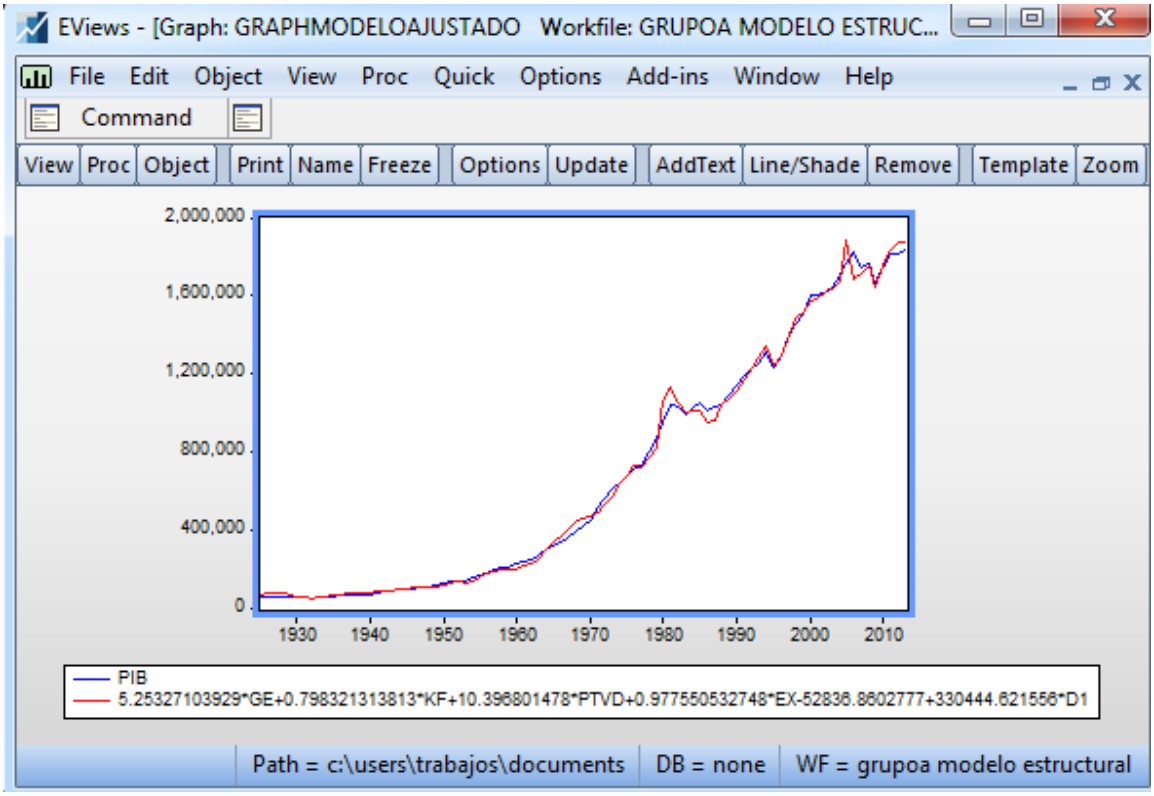
El coeficiente de D1 es muy grande pero resulta lógico, ya que está reflejando por sí mismo, los efectos acumulados de un cambio estructural en la economía mexicana a partir de 1980, por un periodo de 33 años.

La calidad explicativa del ajuste del modelo[22] basado en la ecuación (5.1) puede verse gráficamente en Eviews, aplicando la instrucción:

*plot PIB 5.25327103929*GE+0.798321313813*KF+10.396801478*PTVD + 0.977550532748*EX -52836.8602777+330444.621556*D1*

Con el siguiente resultado:

Gráfica No. 8. Calidad explicativa del modelo ajustado con variable Ficticia D1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

- En la Gráfica No. 8, puede observarse que el valor estimado del PIB mediante el modelo ajustado (con línea roja) muestra una aproximación bastante aceptable al valor real de la serie PIB, (con línea azul) y refleja todos los quiebres.
- Gráficamente, tanto el PIB estimado con el Modelo (línea roja), como el PIB real (línea azul), están indicando el cambio estructural en 1980.

PRIMERA CONCLUSIÓN:

Se podría afirmar que ante la **existencia de cambio estructural a partir de 1980**, la ecuación "EQ01SINPIBEUAJUSTADO" o ecuación (5.1) que corresponde a la Tabla No. 27, **es el mejor modelo obtenido hasta este momento** para profundizar y continuar con el análisis de la relación e impacto de la educación en el crecimiento del PIB y el desarrollo económico.

Lo anterior puede corroborarse con el ajuste que se observa en la Gráfica No. 8, entre el PIB y su valor estimado con el modelo. Los resultados que proporciona esta ecuación resultan interesantes, ya que permite afirmar que por cada peso que se invierte en educación, el PIB logra un incremento de 5.25 pesos.

Este tipo de aproximaciones cuantitativas tienen sentido si se toman en cuenta estimaciones realizadas en otros contextos, como la citada por Marco E. Terrones y César Calderón al señalar que *"Denison encontró que 23% del crecimiento anual del PNB norteamericano durante el periodo 1930-1960 estaba explicado por la mejora en el nivel educativo de la fuerza laboral de ese país*[23] .

Por otra parte, la relación en el modelo ajustado entre el capital físico y el PIB, si bien es positiva, da la impresión de ser un tanto baja, ya que por cada peso en capital fijo, el PIB solo logra incrementos de 80 centavos, lo cual no parece satisfactorio en términos de capacidad explicativa del capital físico. Sin embargo,

esto podría ser reflejo de un proceso de descapitalización que pudiera haber afectado a la economía nacional, así como de la terciarización de la economía mexicana observada en las últimas décadas.

En lo que corresponde a la productividad del trabajo (PTVD), que en buena medida está influenciada por la educación, muestra un efecto de más de 10 pesos sobre el PIB por cada peso en que se incrementa el valor de la productividad.

Sin embargo, debe tomarse en cuenta que nuestro país sufrió los embates de una severa crisis económica, a partir de 1980, con fuga de capitales, inestabilidad, moratoria de la deuda externa, la apertura comercial total de la economía mexicana, la muerte de un candidato presidencial del partido oficial, una crisis de deudores (iniciada con la crisis de diciembre de 1994), así como la privatización de las empresas paraestatales y de la banca, aspectos que se acentuaron por la Gran Recesión Mundial 2008-2010 y que trajeron por consecuencia un desaliento significativo a la nueva inversión productiva y de larga maduración.

El retiro del Estado como inversionista, bajo el paradigma keynesiano predominante hasta antes de 1980, no fue compensado como se esperaba con una mayor participación del sector privado mexicano, ni por la inversión extranjera que ha sido predominantemente especulativa, conforme a los postulados del paradigma neoliberal todavía hegemónico y bajo cuyo marco conceptual se han

venido promoviendo un conjunto de reformas estructurales que todavía no han logrado traducirse en factores detonantes para el desarrollo de nuestro país.

Un factor adicional que ha influido de manera importante en la reducción de la inversión, es el clima de inseguridad derivado de la irrupción avasallante del crimen organizado, que en los últimos años ha pretendido constituirse en un poder paralelo al Estado, poniendo en riesgo la estabilidad social, la gobernanza y la credibilidad de las instituciones responsables de la impartición de la justicia.

5.4 Pruebas de Raíces Unitarias

Partiendo de que el modelo estructural ajustado con cambio estructural expresado con la ecuación (5.1) es el mejor modelo obtenido hasta el momento, es indispensable someterlo a otras pruebas para poder afirmar de manera categórica que ya se tiene un buen modelo explicativo del impacto de la educación sobre el crecimiento económico. Entre ellas está la aplicación de pruebas de raíces unitarias a las variables del modelo obtenido, a efecto de **descartar una regresión espuria.** [24]

Establecer el tipo de relación entre las variables enunciadas, en términos de estacionariedad, cointegración con apoyo del *software Eviews*, será de gran ayuda para el diseño, especificación y estimación de un modelo, con el propósito de comprobar o rechazar una hipótesis económica que en principio se está planteando.

Para la realización de esta parte del trabajo, se plantea el siguiente método:

a). Se toma como base el modelo obtenido que incorpora el cambio estructural a partir de 1980 expresado como la ecuación (5.1):

$$PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 D1 + \varepsilon_t$$

Cuyas variables relevantes son:

- El PIB como la variable endógena dependiente
- La variable ficticia *D1* que juega un papel muy importante como variable explicativa del cambio estructural
- El Gasto Educativo Federal (GE) como la primera variable independiente
- El capital físico (KF) que equivale a la inversión fija bruta
- La productividad del trabajo (PTVD) como una tercera variable independiente
- Las exportaciones (EX) como una cuarta variable explicativa que incorpora el efecto del sector externo

Todas estas variables, con excepción de D1, están soportadas en sus respectivas series de datos anuales que comprenden el periodo 1925-2013, lo cual permite definir un rango n=89, con 84 grados de libertad, siendo todos los valores a precios constantes, tomando como base el año 2008.

b) Se realiza la presentación y análisis gráfico de ellas para identificar visualmente su comportamiento y su tendencia

c) Se formula el supuesto de que dichas variables son no estacionarias, pero con grado de integración $I(1)$

d) Se realizan distintas pruebas de raíces unitarias [25, 26], en este caso para verificar que las series son no estacionarias pero que las tres son $I(1)$, lo cual nos permitiría tener bases sólidas para realizar una prueba de cointegración.

e) Las estimaciones pueden hacerse en números reales o en logaritmos, siendo recomendable esto último, dando por resultado parámetros que indican elasticidades constantes.

f) Se reportan en un cuadro, los estadísticos básicos de las variables para identificar sus características en términos de curtosis, sesgo o de distribución normal.

g) Se utiliza el procedimiento de Engle y Granger [27] para identificar si hay cointegración y que a su vez consta de los siguientes pasos:

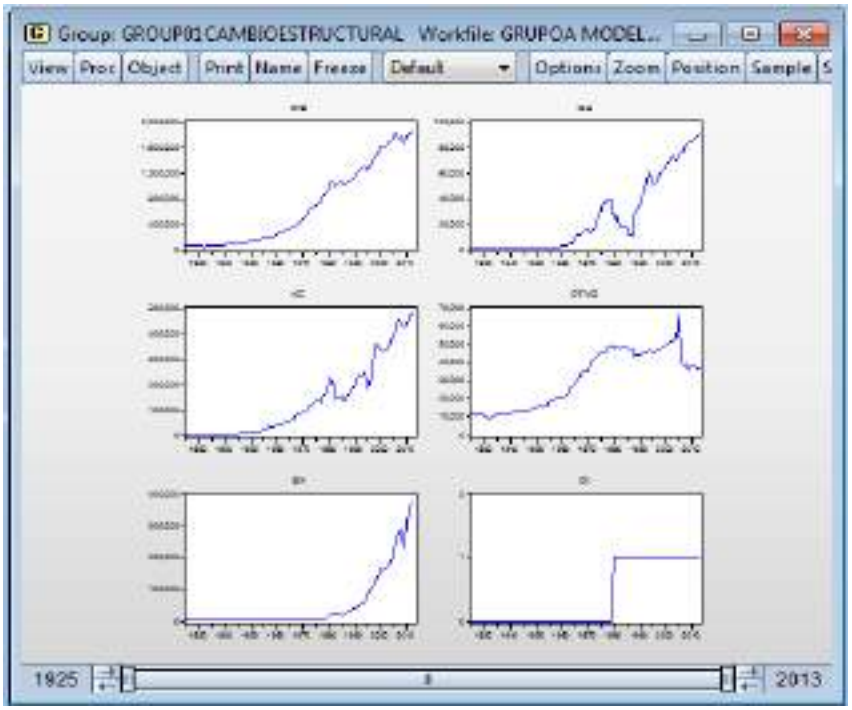
- Se estima una ecuación estática de regresión por MCO entre las variables propuestas, todas ellas ubicadas en el mismo periodo *t,* a la cual se le llama regresión de cointegración
- Verificar que los residuos de la regresión sigan un proceso estacionario
- Si los residuos generados por la regresión de cointegración son estacionarios, entonces se establece que las series son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que están cointegradas.

- Se realizan pruebas de cointegración [28], que pueden ser básicamente por el método de Engle-Granger o por el procedimiento de Johansen.

5.4.1 Análisis gráfico de las variables:

Iniciamos el análisis gráfico de las variables con sus datos originales para identificar visualmente su comportamiento y su tendencia:

Gráfica No. 9. Tendencia de las variables del modelo ajustado



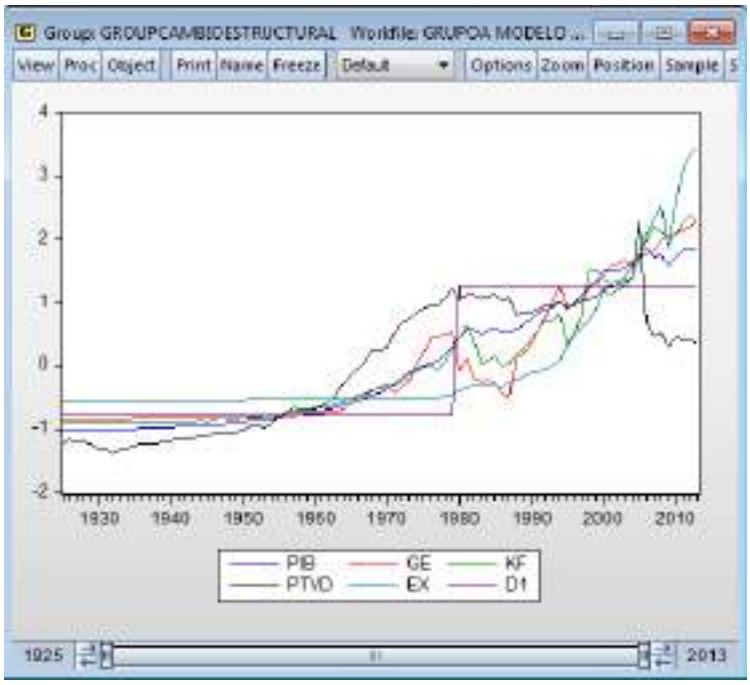
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En general puede observarse que cada una de las series muestran una tendencia ascendente (Gráfica No. 9), lo cual de inicio parece estarnos indicando que son **no estacionarias.** Nótese como la variable ficticia *D1* sólo tiene como propósito indicar y explicar el cambio estructural a partir de 1980. La variable PIBEU (PIB de

los Estados Unidos) ha quedado excluida, al demostrarse que es una variable redundante para el modelo.

En su conjunto (Gráfica No. 10), las variables reflejan un comportamiento similar que pudiera significar que existe **una combinación lineal.** También parecen reflejar un **cambio estructural** alrededor de 1980. D1 es la línea morada y marca con toda claridad el momento en que se iniciaría dicho cambio estructural.

Gráfica No. 10. Comportamiento conjunto de las variables del modelo ajustado con cambio estructural



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

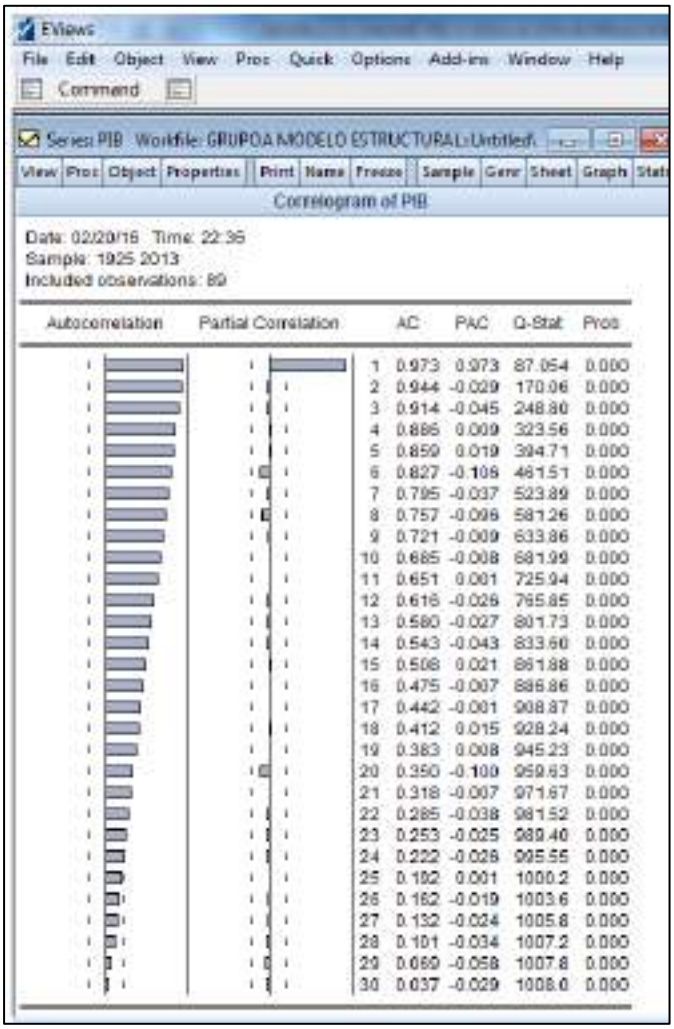
5.4.2 Pruebas de raíces unitarias

Para verificar que las series son o no estacionarias con orden de integración $I(1)$, se realizan distintas pruebas de raíces unitarias [29], con los siguientes resultados:

5.4.2.1 Pruebas de raíces unitarias para el PIB con orden de integración *I(1)*:

5.4.2.1.1.A Prueba del correlograma para la Serie del PIB

Tabla No. 28. Correlograma de la Serie del PIB

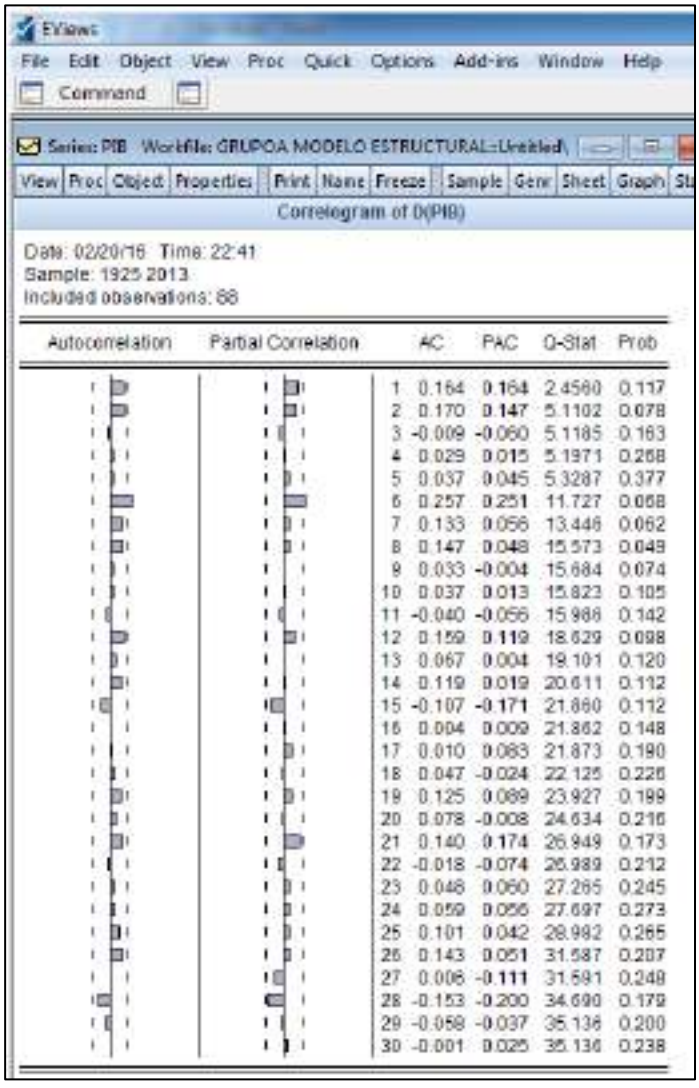


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie presenta al principio (Tabla No. 28) un alto coeficiente de correlación que disminuye paulatinamente a medida que aumentan los rezagos, lo cual es indicativo de que el PIB es una serie no estacionaria y tiene raíz unitaria.

5.4.2.1.1.B Prueba del correlograma para la Serie del PIB en Primeras Diferencias

Tabla No. 29. Correlograma de la Serie del PIB en Primeras Diferencias *I(1)*

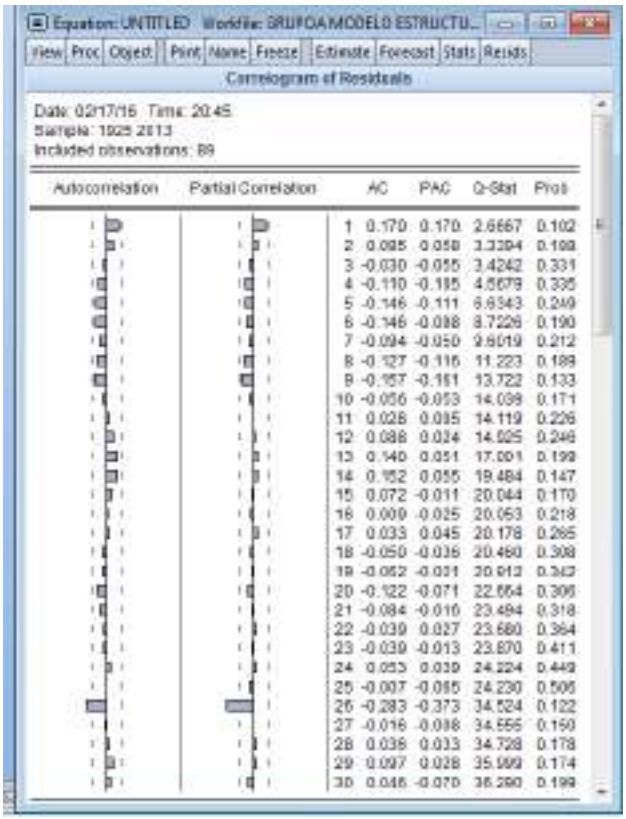


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie del PIB **es estacionaria y tiene raíz unitaria, en primeras diferencias** *I(1)* porque a lo largo del correlograma (Tabla No. 29) pueden observarse bajos coeficientes de correlación para los rezagos.

Usando los valores logarítmicos del conjunto de variables de la ecuación con cambio estructural (Tabla No. 30), se puede observar que los coeficientes de los residuos inicialmente son grandes y tienden a disminuir gradualmente con un comportamiento estable a medida que aumentan los rezagos (del 1 al 30). Lo cual también es un indicio de que **el PIB y las variables de la ecuación, son no estacionarias.**

Tabla No. 30. Correlograma de residuales de las variables de la ecuación



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Que una serie sea o no estacionaria es relevante, ya que las series temporales utilizan los datos pasados para cuantificar las relaciones históricas. Cuando el futuro es como el pasado estas relaciones permiten predecir el futuro, pero cuando el pasado es sustancialmente diferente, las relaciones históricas ya no son confiables para predecir el futuro. [30]

Bajo este criterio, una serie es estacionaria si su media y su varianza no cambian en el tiempo y el valor de la covarianza depende solo de la distancia o rezago entre dos periodos y no del tiempo. Por consiguiente, una serie de tiempo es no estacionaria si su media y su varianza cambian con el tiempo[31, 32].

Dada la serie de tiempo $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$, donde ρ representa la raíz y $\rho = 1$, se dice que la serie es de raíz unitaria y por consiguiente es **no estacionaria** [33]**.**

Se plantea que un proceso tiene raíz unitaria cuando $\rho = 1$
Si hacemos que $\alpha = \rho - 1$, entonces, cuando $\rho = 1$, $\alpha = 0$ $y\ tenemos\ un\ proceso\ no\ estacionario$. De aquí se deriva la hipótesis nula

H_0: $\alpha = 0$ que expresa que la serie es no estacionaria,
misma que se contrasta con
H_1: $\alpha \neq 0$ que indica que la serie es estacionaria.

Para verificar la hipótesis nula, se recurre al contraste del valor estimado del estadístico t de la regresión al que denominaremos t_μ , contra el valor crítico del estadístico τ en tablas de Dickey-Fuller. **Si $t_\mu < \tau$ se rechaza la no estacionariedad, es decir, se acepta que la variable es estacionaria y que no**

tiene raíz unitaria (de otro modo, si $t_\mu > \tau$ se acepta que la serie es no estacionaria y que tiene raíz unitaria) [34, 35].

El análisis de los correlogramas, indica que todas las variables del modelo ajustado con cambio estructural, son no estacionarias y tienen raíz unitaria cuando son del orden *I(0),* pero cuando las variables están en primeras diferencias y son del orden *I(1),* entonces son estacionarias y no tienen raíz unitaria.

Para efectos prácticos, las pruebas de raíces unitarias del orden *I(0)* que se aplican a las variables del modelo se envían al final del documento en el **"Anexo I"** y sólo se dejan expresadas las pruebas de raíces unitarias del orden *I(1)* cuando las variables están en primeras diferencias, porque es entonces cuando resultan útiles para el análisis por su estabilidad, dado que son estacionarias y no tienen raíz unitaria.

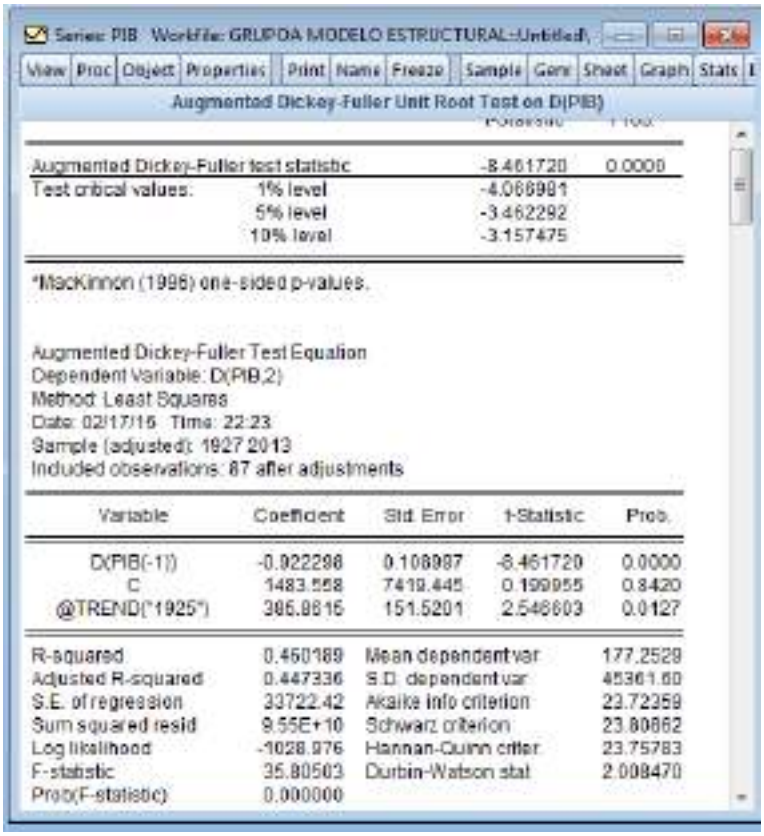
5.4.2.2 Pruebas de raíces unitarias a las variables en primeras diferencias *I(1)*

Se aplicarán las pruebas ADF-GLS, PP y KPSS, ERS Point Optimal y Ng Perron, a cada una de las cinco variables para verificar que son estacionarias en primeras diferencias, estableciendo como criterio de aplicación general que las variables estén en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos,. Cabe señalar que los cinco rezagos están definidos en congruencia con las 5 variables que determinan los grados de libertad de la regresión.

5.4.2.2.1 PIB: Prueba ADF criterio de Akaike, Primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos.

Con la prueba ADF criterio de Akaike (AIC), en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos (Tabla No. 31), se obtiene un valor para $t_{\mu} =$ -8.4617 $< \tau = -4.06698$**, al 1%, por lo cual se rechaza la hipótesis de que en primeras diferencias, la serie del PIB es no estacionaria. La serie PIB es estacionaria en primeras diferencias y es *I(1).***

Tabla No. 31. Prueba ADF, criterio Akaike, primeras diferencias



Series: PIB Workfile: GRUPOA MODELO ESTRUCTURAL-Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Gen | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB)

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.461720	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.066981	
	5% level	-3.462292	
	10% level	-3.157475	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,2)
Method: Least Squares
Date: 02/17/16 Time: 22:23
Sample (adjusted): 1927 2013
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-0.922298	0.108987	-8.461720	0.0000
C	1483.558	7419.445	0.199955	0.8420
@TREND("1925")	386.9816	151.5201	2.546603	0.0127

R-squared	0.460189	Mean dependent var	177.2529
Adjusted R-squared	0.447336	S.D. dependent var	45361.60
S.E. of regression	33722.42	Akaike info criterion	23.72259
Sum squared resid	9.55E+10	Schwarz criterion	23.80662
Log likelihood	-1028.976	Hannan-Quinn criter.	23.75783
F-statistic	35.80503	Durbin-Watson stat	2.008470
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

5.4.2.2.2. PIB: Primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos. Prueba DF-GLS criterio AIC

$t_\mu =$ -8.5336 $< \tau = -3.6294$. La serie es estacionaria en primeras diferencias al 1%.

5.4.2.2.3 PIB: Prueba KPSS, Default Bartlet Kernel, primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ 0.1267 < $\tau = 0.2160$. La serie es estacionaria en primeras diferencias

5.4.2.2.4 PIB: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS, primeras diferencias con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu =$ 2.2260 $< \tau = 4.22504$ La serie es estacionaria en primeras diferencias

5.4.2.2.5 PIB: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended, en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos. (específicamente para cambio estructural).

$t_\mu =$ - 43.2091 $< \tau = -23.800$ La serie es estacionaria en primeras diferencias corrigiendo el cambio estructural y es $I(1)$

Conclusión: las distintas pruebas de raíz unitaria nos permiten afirmar que **el PIB en primeras diferencias se convierte en serie estacionaria con orden de integración $I(1)$.**

PIB: Resumen de Pruebas Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)*

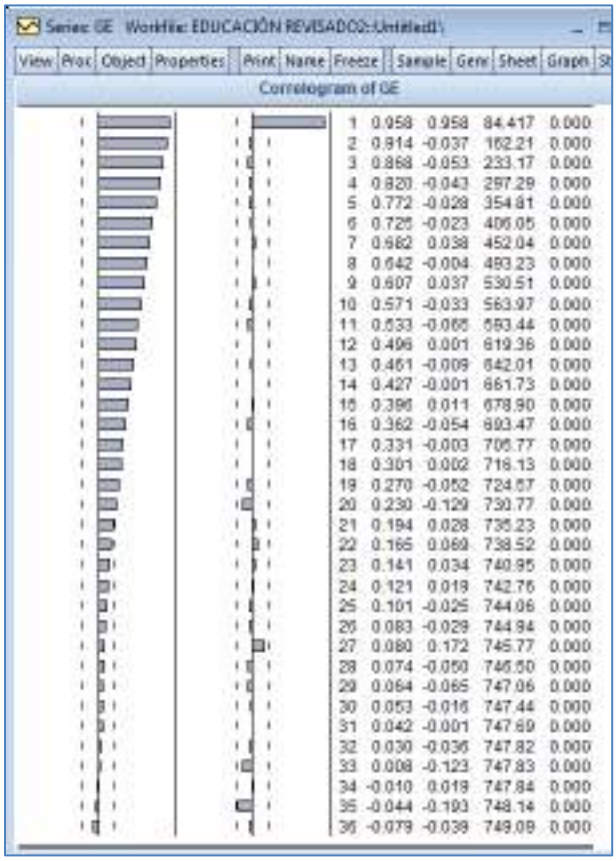
Prueba	**Criterio**	**Intercepto**	**Rezagos**	**Tendencia**	t_{μ}	t	**Raíz unitaria**	**Estacionaria en *I(1)***
ADF	AIC	SI	5	SI	-8.4617	-4.0669	NO	SI
DF-GLS	AIC	SI	5	SI	-8.5336	-3.6294	NO	SI
KPSS	B-K	SI	5	SI	0.1267	0.2160	NO	SI
ERS	OLS	SI	5	SI	2.2260	4.2250	NO	SI
PERRON	GLS	SI	5	SI	- 43.2091	-23.800	NO	SI

Fuente: Elaboración propia

5.4.2.3.1 Pruebas de raíces unitarias para la serie GE

5.4.2.3.1.A. Prueba del Correlograma para el Gasto Educativo (GE)

Tabla No. 32. Correlograma de la Serie Gasto Educativo GE



1	0.958	0.958	84.417	0.000
2	0.914	-0.037	162.21	0.000
3	0.868	-0.053	233.17	0.000
4	0.820	-0.043	297.29	0.000
5	0.772	-0.028	354.81	0.000
6	0.726	-0.023	406.05	0.000
7	0.682	0.038	452.04	0.000
8	0.642	-0.004	493.23	0.000
9	0.607	0.037	530.51	0.000
10	0.571	-0.033	563.97	0.000
11	0.533	-0.065	593.44	0.000
12	0.496	0.001	619.36	0.000
13	0.461	-0.009	642.01	0.000
14	0.427	-0.001	661.73	0.000
15	0.396	0.011	678.90	0.000
16	0.362	-0.054	693.47	0.000
17	0.331	-0.003	705.77	0.000
18	0.301	0.002	716.13	0.000
19	0.270	-0.052	724.57	0.000
20	0.230	-0.129	730.77	0.000
21	0.194	0.028	735.23	0.000
22	0.165	0.069	738.52	0.000
23	0.141	0.034	740.95	0.000
24	0.121	0.019	742.76	0.000
25	0.101	-0.025	744.06	0.000
26	0.083	-0.029	744.94	0.000
27	0.080	0.172	745.77	0.000
28	0.074	-0.050	746.50	0.000
29	0.064	-0.065	747.06	0.000
30	0.053	-0.016	747.44	0.000
31	0.042	-0.001	747.69	0.000
32	0.030	-0.036	747.82	0.000
33	0.008	-0.123	747.83	0.000
34	-0.010	0.019	747.84	0.000
35	-0.044	-0.193	748.14	0.000
36	-0.079	-0.039	749.09	0.000

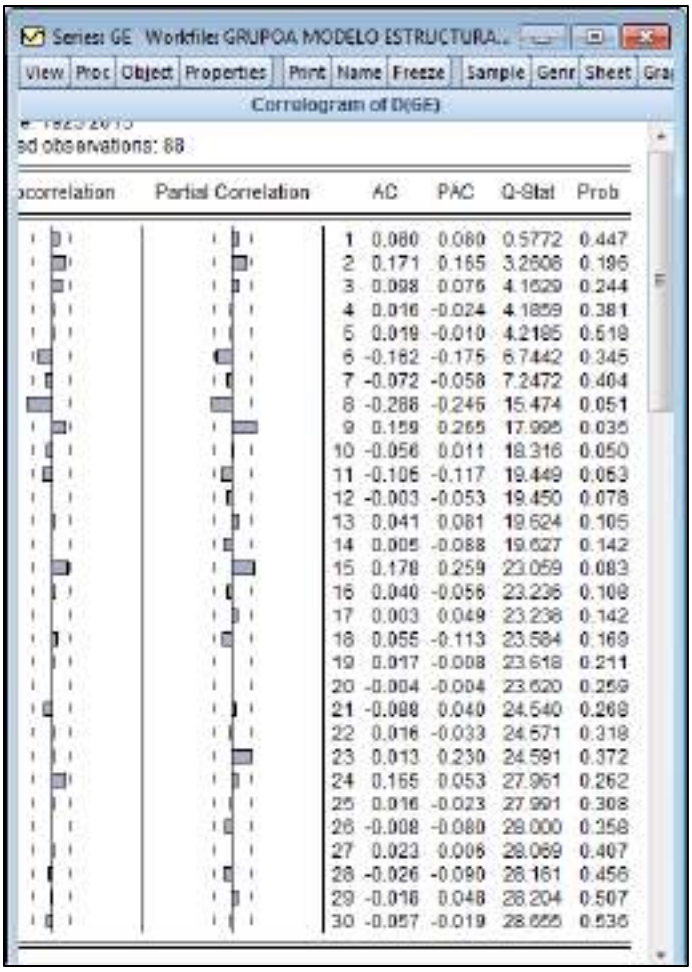
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El correlograma de residuales de la serie GE presenta al inicio un alto coeficiente de correlación que disminuye paulatinamente a medida que aumenta los rezagos, lo cual es indicativo de que es una serie no estacionaria y tiene raíz unitaria.

Se verá más adelante que GE en primeras diferencias, es una variable estacionaria de orden *I(1).*

5.4.2.3.1.B Prueba del correlograma para GE en Primeras Diferencias

Tabla No. 33. Correlograma de Gasto Educativo GE en Primeras Diferencias *I(1)*



			AC	PAC	Q-Stat	Prob
Autocorrelation	Partial Correlation	1	0.080	0.080	0.5772	0.447
		2	0.171	0.165	3.2606	0.196
		3	0.098	0.076	4.1629	0.244
		4	0.016	-0.024	4.1859	0.381
		5	0.019	-0.010	4.2185	0.518
		6	-0.162	-0.175	6.7442	0.345
		7	-0.072	-0.058	7.2472	0.404
		8	-0.286	-0.246	15.474	0.051
		9	0.159	0.265	17.995	0.035
		10	-0.056	0.011	18.316	0.050
		11	-0.106	-0.117	19.449	0.053
		12	-0.003	-0.053	19.450	0.078
		13	0.041	0.081	19.624	0.105
		14	0.005	-0.088	19.627	0.142
		15	0.178	0.259	23.059	0.083
		16	0.040	-0.056	23.236	0.108
		17	0.003	0.049	23.238	0.142
		18	0.055	-0.113	23.584	0.169
		19	0.017	-0.008	23.618	0.211
		20	-0.004	-0.004	23.620	0.259
		21	-0.088	0.040	24.540	0.268
		22	0.016	-0.033	24.571	0.319
		23	0.013	0.230	24.591	0.372
		24	0.165	0.053	27.961	0.262
		25	0.016	-0.023	27.991	0.308
		26	-0.008	-0.080	28.000	0.358
		27	0.023	0.006	28.069	0.407
		28	-0.026	-0.090	28.161	0.456
		29	-0.016	0.048	28.204	0.507
		30	-0.057	-0.019	28.655	0.536

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie GE es estacionaria y tiene raíz unitaria, en primeras diferencias *I(1)* porque a lo largo de la Tabla No. 33, pueden observarse bajos coeficientes de correlación para los rezagos.

5.4.2.3.2 GE: Prueba ADF, criterio de Akaike (AIC) en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos:

$t_\mu =$ -8.8501 $< \tau = -4.0669$, por lo cual se rechaza la hipótesis de que en primeras diferencias, la serie es no estacionaria. **Es decir la serie es estacionaria en primeras diferencias y es *I(1)***

5.4.2.3.3 GE: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz en Primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos:

$t_\mu =$ -8.9356 $< \tau = -3.6294$ La serie es estacionaria en primeras diferencias y es $I(1)$

5.4.2.3.4 GE: Prueba PP, Default Bartlet kernel Primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -8.9226 < \tau = -4.0669$ La serie es estacionaria y es $I(1)$

5.4.2.3.5 GE: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel, Primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu = 0.0308 < \tau = 0.2160$. La serie **es estacionaria en primeras diferencias,** *I(1)*

5.4.2.3.6 GE: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS Primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 11 rezagos.

$t_\mu =$ 2.1900 $< \tau = 4.2504$. La serie es estacionaria en primeras diferencias y es $I(1)$

5.4.2.3.7 GE: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural). Primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu =$ -32,536.1 $< \tau = -23.8000$ La serie es estacionaria en primeras diferencias corrigiendo el cambio estructural y es $I(1)$

Conclusión: las distintas pruebas de raíz unitaria nos permiten afirmar **que el GE es una serie que en primeras diferencias se convierte a estacionaria, con orden de integración $I(1)$.**

GE: Resumen de Pruebas Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)*

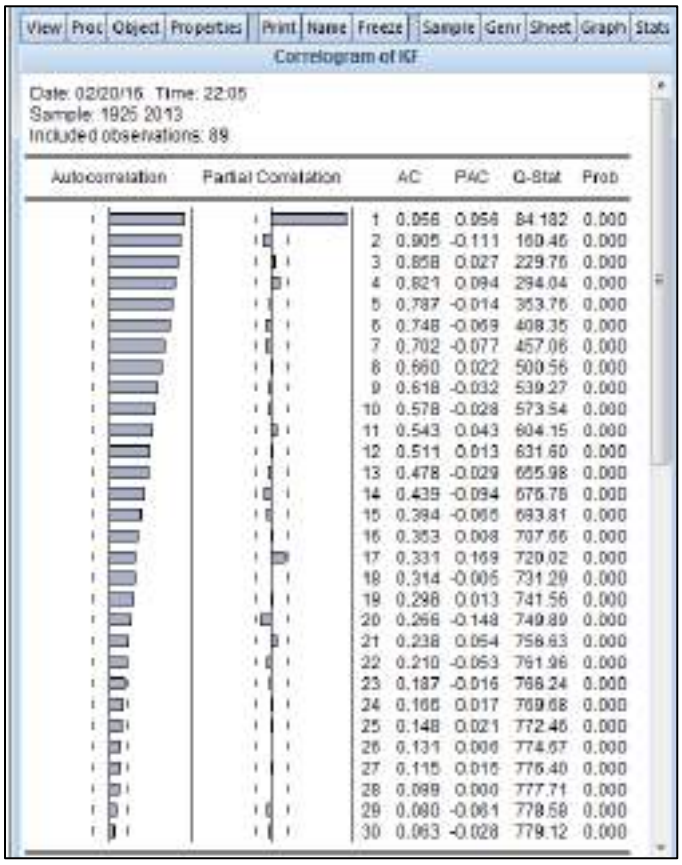
Prueba	Criterio	Intercepto	Rezagos	Tendencia	t_μ	t	Raíz unitaria	Estacionaria en *I(1)*
ADF	AIC	SI	5	SI	-8.8501	-4.0669	NO	SI
DF-GLS	SCHWARZ	SI	5	SI	-8.9356	-3.6294	NO	SI
PERRON	B-K	SI	5	SI	-8.9226	-4.0669	NO	SI
KPSS	B-K	SI	5	SI	0.0308	0.2160	NO	SI
ERS	OLS	SI	11	SI	2.1900	4.2504	NO	SI
PERRON	GLS	SI	5	SI	-32,536.1	-23.8000	NO	SI

Fuente: Elaboración propia

5.4.2.4 Pruebas de raíces unitarias para la serie KF

5.4.2.4.1 A KF Prueba del Correlograma

Tabla No. 34. Correlograma de la variable Capital Físico KF



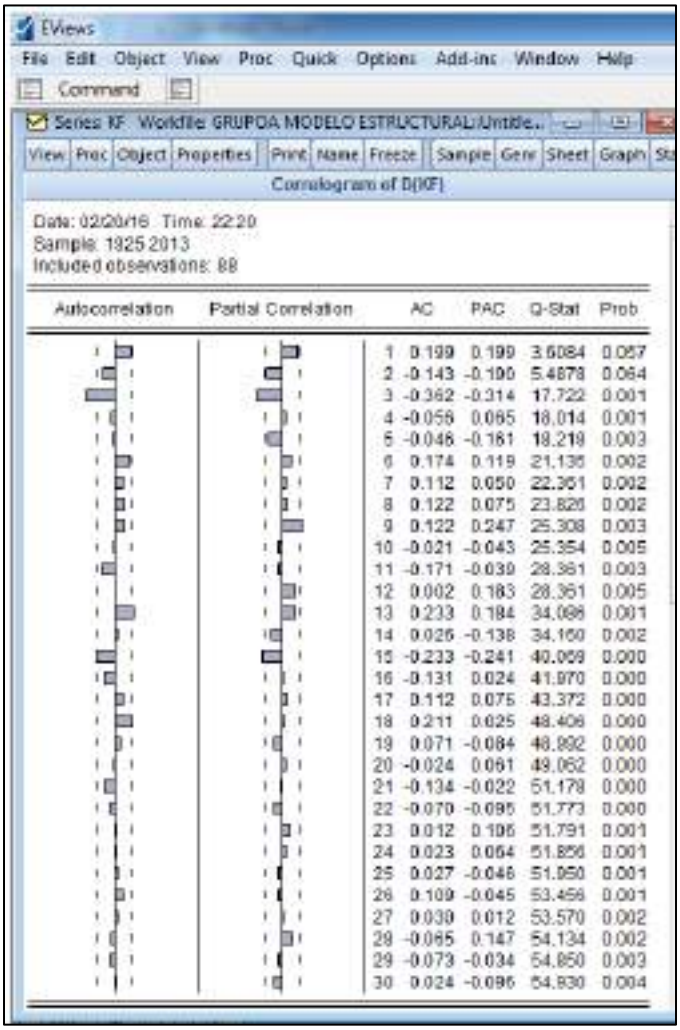
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.956	0.956	84.182	0.000
2	0.905	-0.111	160.46	0.000
3	0.858	0.027	229.76	0.000
4	0.821	0.094	294.04	0.000
5	0.787	-0.014	353.76	0.000
6	0.748	-0.069	408.35	0.000
7	0.702	-0.077	457.06	0.000
8	0.660	0.022	500.56	0.000
9	0.618	-0.032	539.27	0.000
10	0.578	-0.028	573.54	0.000
11	0.543	0.043	604.15	0.000
12	0.511	0.013	631.60	0.000
13	0.478	-0.029	655.98	0.000
14	0.439	-0.094	676.78	0.000
15	0.394	-0.065	693.81	0.000
16	0.353	0.008	707.66	0.000
17	0.331	0.169	720.02	0.000
18	0.314	-0.005	731.29	0.000
19	0.298	0.013	741.56	0.000
20	0.266	-0.148	749.89	0.000
21	0.238	0.054	756.63	0.000
22	0.210	-0.053	761.96	0.000
23	0.187	-0.016	766.24	0.000
24	0.166	0.017	769.68	0.000
25	0.148	0.021	772.46	0.000
26	0.131	0.006	774.67	0.000
27	0.115	0.016	776.40	0.000
28	0.099	0.000	777.71	0.000
29	0.080	-0.061	778.58	0.000
30	0.063	-0.028	779.12	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie KF es una serie no estacionaria y tiene raíz unitaria, porque presenta al inicio (Tabla No. 34) un alto coeficiente de correlación, que disminuye paulatinamente a medida que aumenta los rezagos.

5.4.2.4.1B KF Prueba del Correlograma en primeras diferencias

Tabla No. 35. Correlograma de la serie KF en primeras diferencias *I(1)*



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie KF **es estacionaria y tiene raíz unitaria, en primeras diferencias** *I(1)* porque a lo largo de la Tabla No. 35 pueden observarse bajos coeficientes de correlación para los rezagos.

5.4.2.4.2 KF: Prueba ADF criterio de Akaike, en primeras diferencias, con intercepto y con tendencia y cinco rezagos: $t_\mu = -6.5034 < \tau = -4.0724$, la serie es estacionaria en primeras diferencias, por lo cual es $I(1)$.

5.4.2.4.3 **KF**: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz, en primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -8.0653 < \tau = -3.6370$ La serie es estacionaria en primeras diferencias y es $I(1)$

5.4.2.4.4 **KF**: Prueba DF-GLS, criterio AIC, en primeras diferencias con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -8.0653 < \tau = -3.0780$. La serie es estacionaria en primeras diferencias al 1% y es $I(1)$

5.4.2.4.5 **KF**: Prueba PP, Default Bartlet kernel, En primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -7.6944 < \tau = -4.0669$ *La serie es estacionaria en primeras diferencias y es* $I(1)$

5.4.2.4.6 **KF**: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cero rezagos.

$t_\mu = 0.0409 < \tau = 0.2160$. La serie es estacionaria en primeras diferencias**.**

5.4.2.4.7 KF: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS, en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu =$ 0.1390 $< \tau =$ 1.9308. La serie es estacionaria en primeras diferencias y es $I(1)$

5.4.2.4.8 KF: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural), en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

Conclusión: las distintas pruebas de raíz unitaria nos permiten afirmar que el Capital Físico KF es una serie, con orden de integración $I(1)$, estacionaria en primeras diferencias.

KF: Resumen de Pruebas de Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)*

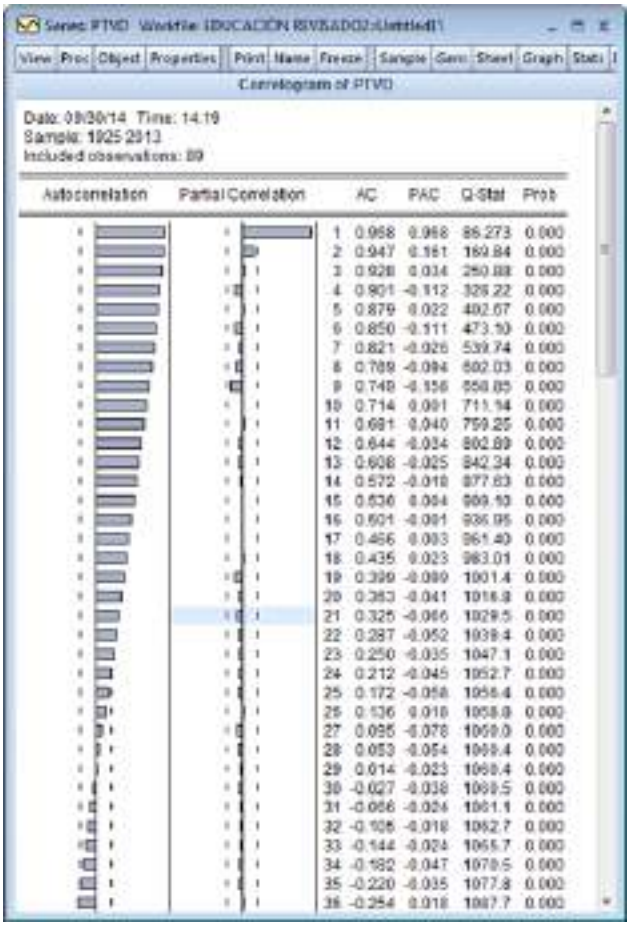
Prueba	Criterio	Intercepto	Rezagos	Tendencia	t_μ	t	Raíz unitaria	Estacionaria en *I(1)*
ADF	AIC	SI	5	SI	−6.5034	−4.0724	NO	SI
DF-GLS	SCHWARZ	SI	5	SI	−8.0653	−3.6370	NO	SI
DF-GLS	AIC	SI	5	SI	−8.0653	−3.0780.	NO	SI
PERRON	B-K	SI	5	SI	−7. 6944	−4.0669	NO	SI
KPSS	B-K	SI	5	SI	0.0409	0.2160	NO	SI
ERS	OLS	SI	11	SI	0.1390	1.9308	NO	SI

Fuente: Elaboración propia

5.4.2.5 Pruebas de raíces unitarias para la serie PTVD

5.4.2.5.1 A Prueba del Correlograma

Tabla No. 36. Correlograma de la serie Productividad PTVD

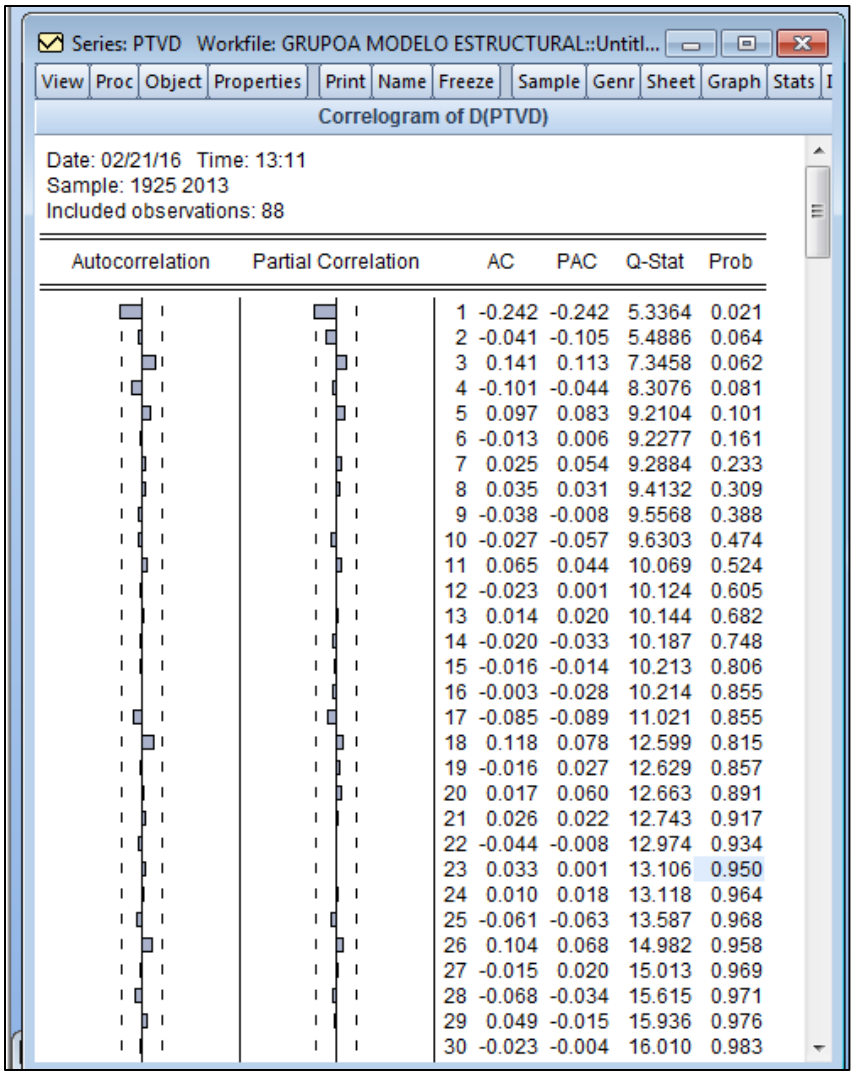


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie PTVD presenta al inicio un alto coeficiente de correlación que disminuye a medida que aumentan los rezagos (Tabla No. 36), por lo cual es una serie no estacionaria con raíz unitaria.

5.4.2.5.1 B Prueba del Correlograma para PVTD en Primeras Diferencias

Tabla No. 37. Correlograma de la serie PTVD en Primeras Diferencias



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.242	-0.242	5.3364	0.021
		2	-0.041	-0.105	5.4886	0.064
		3	0.141	0.113	7.3458	0.062
		4	-0.101	-0.044	8.3076	0.081
		5	0.097	0.083	9.2104	0.101
		6	-0.013	0.006	9.2277	0.161
		7	0.025	0.054	9.2884	0.233
		8	0.035	0.031	9.4132	0.309
		9	-0.038	-0.008	9.5568	0.388
		10	-0.027	-0.057	9.6303	0.474
		11	0.065	0.044	10.069	0.524
		12	-0.023	0.001	10.124	0.605
		13	0.014	0.020	10.144	0.682
		14	-0.020	-0.033	10.187	0.748
		15	-0.016	-0.014	10.213	0.806
		16	-0.003	-0.028	10.214	0.855
		17	-0.085	-0.089	11.021	0.855
		18	0.118	0.078	12.599	0.815
		19	-0.016	0.027	12.629	0.857
		20	0.017	0.060	12.663	0.891
		21	0.026	0.022	12.743	0.917
		22	-0.044	-0.008	12.974	0.934
		23	0.033	0.001	13.106	0.950
		24	0.010	0.018	13.118	0.964
		25	-0.061	-0.063	13.587	0.968
		26	0.104	0.068	14.982	0.958
		27	-0.015	0.020	15.013	0.969
		28	-0.068	-0.034	15.615	0.971
		29	0.049	-0.015	15.936	0.976
		30	-0.023	-0.004	16.010	0.983

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie PTVD **es estacionaria y tiene raíz unitaria, en primeras diferencias** *I(1).* A lo largo de la Tabla No. 37 pueden observarse bajos coeficientes de correlación para los rezagos.

5.4.2.5.2 PTVD: Prueba ADF, criterio Akaike Primeras diferencias, con intercepto, tendencia, y cinco rezagos.

$t_\mu = -11.8314 < \tau = -4.0669$. La serie **es estacionaria en primeras diferencias**, por lo cual es $I(1)$

5.4.2.5.3 PTVD: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz en primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ -11.9691 $< \tau = -3.6294$. La **serie es estacionaria en primeras diferencias** y es $I(1)$

5.4.2.5.4 PTVD: Prueba DF-GLS, criterio AIC, en primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -11.9691 < \tau = -3.6294$. **La serie es estacionaria en primeras diferencias** al 1% y es $I(1)$

5.4.2.5.5 PTVD: Prueba PP, Default Bartlet kernel, primeras diferencias, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -11.9394 < \tau = -4.0669$. **La serie es estacionaria** y es $I(C)$

5.4.2.5.6 PTVD: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel, primeras diferencias, con intercepto, sin tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ 0.2265 < $\tau =$ 0.7390. La serie en primeras diferencias **es estacionaria** por la varianza, siendo *I(1)*.

5.4.2.5.7 **PTVD**: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos.

$t_\mu = 2.9876 < \tau = 4.2504$. La **serie es estacionaria en primeras diferencias** y es $I(1)$

5.4.2.5.8 **PTVD**: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural), en primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos.

$t_\mu =$ -30.0064 $< \tau = -23.800$ La serie **es estacionaria** en primeras diferencias corrigiendo el cambio estructural y es $I(1)$

Conclusión: las distintas pruebas de raíz unitaria nos permiten afirmar que PTVD es una serie no estacionaria, con orden de integración $I(1)$, estacionaria en primeras diferencias.

PTVD: Resumen de Pruebas de Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)*

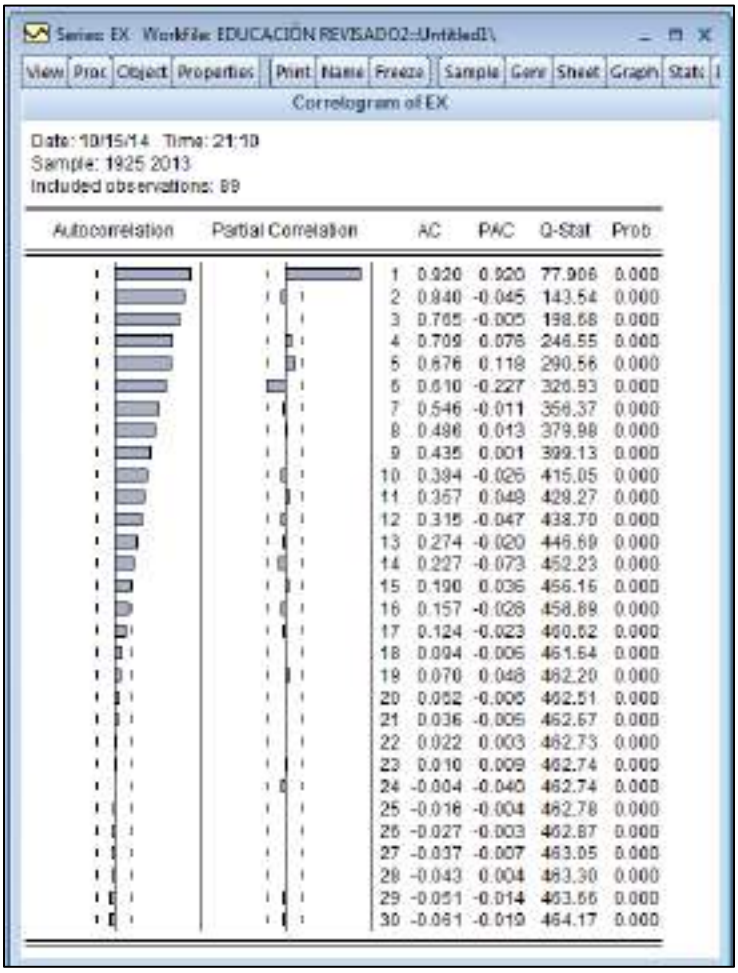
Prueba	Criterio	Intercepto	Rezagos	Tendencia	t_μ	t	Raíz unitaria	Estacionaria en *I(1)*
ADF	AIC	SI	5	SI	-11.8314	-4.0669	NO	SI
DF-GLS	SCHWARZ	SI	5	SI	-11.9691	-3.6294	NO	SI
DF-GLS	AIC	SI	5	SI	-11.9691	-4.0669	NO	SI
PERRON	B-K	SI	5	SI	-11.9394	-4.0669	NO	SI
KPSS	B-K	SI	5	SI	0.2265	0.7390	NO	SI
ERS	OLS	SI	5	SI	2.9876	4.2504	NO	SI
PERRON	GLS	SI	5	SI	-30.0064	-23.800	NO	SI

Fuente: Elaboración propia

5.4.2.6 Pruebas de raíces unitarias para la serie Exportaciones *EX*

5.4.2.6.1 A: Prueba del Correlograma para la serie Exportaciones EX

Tabla No. 38. Correlograma de la serie Exportaciones EX

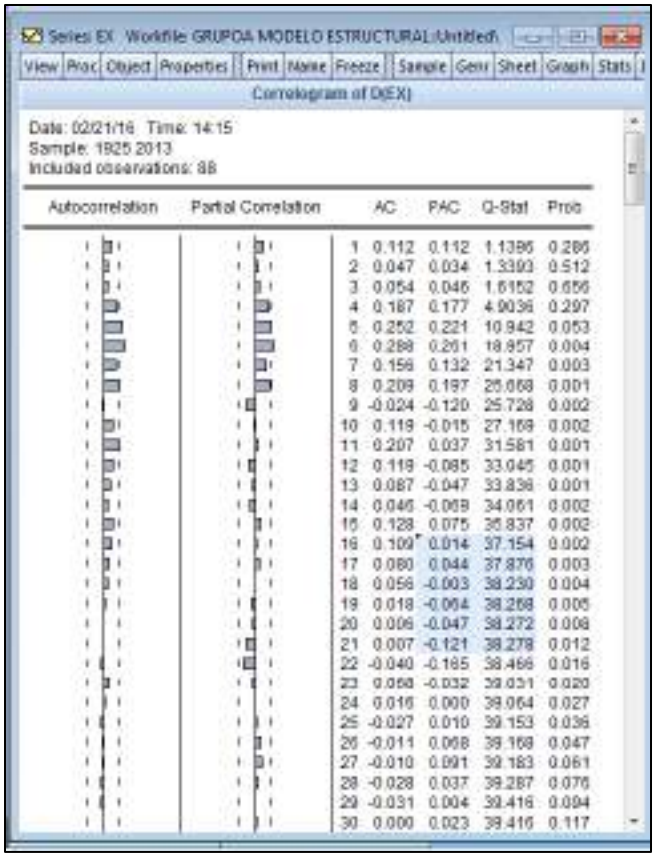


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie *EX* **es una serie no estacionaria de raíz unitaria**. Al inicio presenta un alto coeficiente de correlación que disminuye paulatinamente a medida que aumentan los rezagos (Tabla No. 39).

5.4.2.6.1 B: Prueba del Correlograma para la serie Exportaciones EX, en primeras diferencias

Tabla No. 40. Correlograma de la serie Exportaciones EX en primeras diferencias



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La serie EX **es estacionaria y tiene raíz unitaria, en primeras diferencias** *I(1).* A lo largo de la Tabla No. 40 pueden observarse bajos coeficientes de correlación para los rezagos.

5.4.2.6.2 **EX**: Prueba ADF, criterio Schwarz Primeras diferencias, con intercepto, tendencia, y cinco rezagos.

$\boldsymbol{t_{\mu}} = -9.8205 < \tau = -4.0696$. **La serie es estacionaria en primeras diferencias, por lo cual es** $\boldsymbol{I(1)}$

5.4.2.6.3 **EX:** Prueba ADF, criterio de Akaike (AIC), primeras diferencias, con intercepto, tendencia, y 5 rezagos:

$\boldsymbol{t_{\mu}} = -9.8205 < \tau = -4.0669$. **La serie es estacionaria en primeras diferencias, por lo cual es** $\boldsymbol{I(1)}$

5.4.2.6.4 **EX**: Prueba PP, criterio Default Bartlet kernel, primeras diferencias, con intercepto, con tendencia y cinco rezagos.

$t_{\mu} = -9.9638 < \tau = -4.0669$ La serie **es estacionaria** en primeras diferencias y es $I(1)$

5.4.2.6.5 **EX**: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel, con intercepto, con tendencia y con cero rezagos.

$t_{\mu} = 0.2121 < \tau = 0.2160$. La serie es estacionaria en primeras diferencias. Es ***I(1)***

Conclusión: las distintas pruebas de raíz unitaria nos permiten afirmar que EX es una serie con orden de integración $I(1)$, estacionaria en primeras diferencias. Por lo tanto, es compatible con las variables PIB, KF, GE, PTVD, D1, para entrar en un proceso de cointegración.

EX: Cuadro Resumen Pruebas Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)*

Prueba	Criterio	Intercepto	Rezagos	Tendencia	t_μ	t	Raíz unitaria	Estacionaria en *I(1)*
ADF	AIC	SI	5	SI	-9.8205	-3.6294	NO	SI
ADF	SCHWARZ	SI	5	SI	-9.8205	-4.0696	NO	SI
DF-GLS	AIC	SI	5	SI	-9.8205	-4.0669	NO	SI
PERRON	B-K	SI	5	SI	-9.9638	-4.0669	NO	SI
KPSS	B-K	SI	5	SI	0.2121	0.2160	NO	SI
PERRON	GLS	SI	5	SI	-9.9638	-4.0669	NO	SI

Fuente: Elaboración propia

Lo anterior nos permite excluir al PIBEU (variable redundante) de manera definitiva del modelo, para evitar una mala especificación y una regresión espuria, mejorar la calidad en la especificación y eliminar un posible problema de autocorrelación. La exclusión de la variable PIBEU y la permanencia de la variable EX en la ecuación del grupo A (eqgroupa), con resultados satisfactorios, tiene lógica si se considera que las exportaciones de México dependen en un 85% de Estados Unidos.

<u>Conclusión general del capítulo</u>: las pruebas de raíces unitarias aplicadas, permiten confirmar que las variables son estacionarias en primeras diferencias y pueden entrar a un proceso de cointegración con un modelo mejor especificado con cambio estructural, eliminando la posibilidad de una regresión espuria.

Para efectos prácticos, a la ecuación del modelo ajustado sin el PIBEU y con cambio estructural, representado éste por la variable ficticia o variable *"dummy"* D1, se le denominará "EQPIBGEEX", modelo que servirá de base para desarrollar el capítulo seis.

Notas al Capítulo 5

1. El Capítulo 5 se desarrolló en gran parte sustentado en los siguientes textos: Carrascal Ursicino Yolanda González y Beatriz Rdríguez: ***Análisis Econométrico con Eviews***. Edit. Alfa Omega. 1ª. Ed., México, 2001; EViews 7 User's Guide 1, II; EViews 9 User's Guide 1, II; Loría Díaz de Guzmán, Eduardo Gilberto. Econometría con aplicaciones**.** Edit. Pearson. México 2007.
2. Gujarati Damodar y Porter: Op. Cit pág. 254.
3. Sabau García Hernán. Análisis econométrico Dinámico.Universidad Iberoamericana. México 2011. Pág. 266
4. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 193. web: www.eviews.com
5. Carrascal Ursicino, et.al. Op. Cit. pág.187-188.
6. Gujarati Damodar y Porter: Op. Cit pág. 255-257
7. Greene, William H. Econometric Analysis. Edit. Pearson, (International Edition), Seventh Edition, United States of America 2012. Pág. 211-212
8. Carrascal, Ursicino, Op. Cit. Pág. 190-191
9. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. Pág. 195-196.
10. Terrones Cordero, Anibal, Yolanda Sánchez Roberto Vargas."Crecimiento económico y crisis en México, 1970-2009. un análisis sexena"l. **Pág. 3-6**, http://www.uaeh.edu.mx/investigacion/productos/4825
11. Stock, James y Mark M. Watson. Introducción a la Econometría. Edit. Pearson. 3ª. Edición. España 2012. Pág. 403.
12. Carrascal, Ursicino, Op. Cit. Pág. 191-192
13. Guerrero de Lizardi, Carlos. Introducción a la Econometría Aplicada. Edit. Trillas 1ª. Edición. México 2011. Pág. 105
14. Carrascal, Ursicino. Op. Cit. Pág. 187, 193-195
15. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 214-217.
16. Gujarati Damodar y Porter: Op. Cit pág. 498
17. Carrascal, Ursicino. Op. Cit. Pág. 195-197
18. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 214-216
19. Carrascal, Ursicino. Op. Cit. Pág. 198-200
20. Guerrero de Lizardi, Carlos. Op. Cit. Pág. 155
21. Carrascal, Ursicino. Op. Cit. Pág. 151-152
22. Loría. Op. Cit, pág. 290
23. Marco E. Terrones y César Calderón: "Educación, Capital Humano y Crecimiento Económico en America Latina. The Econometric Society". 12 Sesión Latinoamericana. 1993. Lo cual significa en promedio aritmético simple, que la educación contribuyó anualmente con el 0.7%, al crecimiento del PIB de Estados Unidos. De considerarse lógicamente aceptable establecer la hipótesis de una relación entre el gasto público del 5.2% que como proporción del PIB dedica anualmente el Gobierno de Estado Unidos a la educación, con una aportación del 0.7% de esta variable al crecimiento anual del PIB, podría resultar útil e ilustrativo estimar el impacto que tiene sobre el crecimiento del PIB de México un gasto público del 5.2% anual que destina el gobierno mexicano a la educación, de acuerdo a las cifras de los tres últimos años publicadas por el Banco Mundial. (http://datos.bancomundial.org/indicador/SE.XPD.TOTL.GD.ZS)
24. Loría. Op. Cit, pág. 113
25. Gujarati Damodar y Porter: Op. Cit pág. 754-760
26. Schmidt, Stephen J. Op. Cit. pág. 342-343.
27. Stock, James y Mark M. Watson. Op. Cit. Pág. 468-473.
28. Greene, William H. Op. Cit. Pág. 1005-1007
29. IHS Global Inc. Eviews 9, Users Guide II, pág. 545-552
30. H. Stock James y Mark Watson: Op. Cit, pág.411-412
31. Ibid., pág. 395,402
32. Gujarati Damodar y Porter: Econometría. 5ª Edición, Editorial McGraw Hill, México 2010, pág. 740-742
33. Sabau García, Hernán: Op. Cit.. Pág. 113-114.
34. Loría, Eduardo: Op Cit. Pág. 117
35. IHS Global Inc. Eviews 9, Users Guide II, pág. 545-547

6. Estimación del Modelo con cambio estructural "EQPIBGEEX".

Ante la existencia de cambio estructural a partir de 1980, la ecuación EQPIBGEEX, que incluye la variable *"Dummy"* D1, es el mejor modelo obtenido para profundizar y continuar con el análisis de la relación e impacto de la educación en el crecimiento del PIB y el desarrollo económico, modelo que se representa en términos de la ecuación (5.1):

$$\boldsymbol{PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 D1 + \varepsilon_t}$$

Misma que al estimarse (Tabla No. 41) genera los coeficientes y estadísticos que permiten expresar el modelo en la forma:

$$\boldsymbol{PIB = -52836.68 + 5.253271 GE + 0.798321 KF + 10.39680 PTVD + 0.977551 EX + 330440.6 D1} \qquad \textbf{(6.1)}$$

Tabla No. 41. Estimación del modelo ajustado EQPIBGEEX

Equation: EQPIBGEEX Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled1\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 10/29/14 Time: 12:09
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	5.253271	0.605205	8.680152	0.0000
KF	0.798321	0.196336	4.066090	0.0001
PTVD	10.39680	0.659487	15.76548	0.0000
EX	0.977551	0.176091	5.551407	0.0000
D1	330444.6	15443.86	21.39878	0.0000
C	-52836.68	10839.06	-4.874870	0.0000

R-squared	0.997182	Mean dependent var	679476.1
Adjusted R-squared	0.997012	S.D. dependent var	622232.4
S.E. of regression	34013.66	Akaike info criterion	23.77195
Sum squared resid	9.60E+10	Schwarz criterion	23.93972
Log likelihood	-1051.852	Hannan-Quinn criter.	23.83957
F-statistic	5873.345	Durbin-Watson stat	1.644997
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

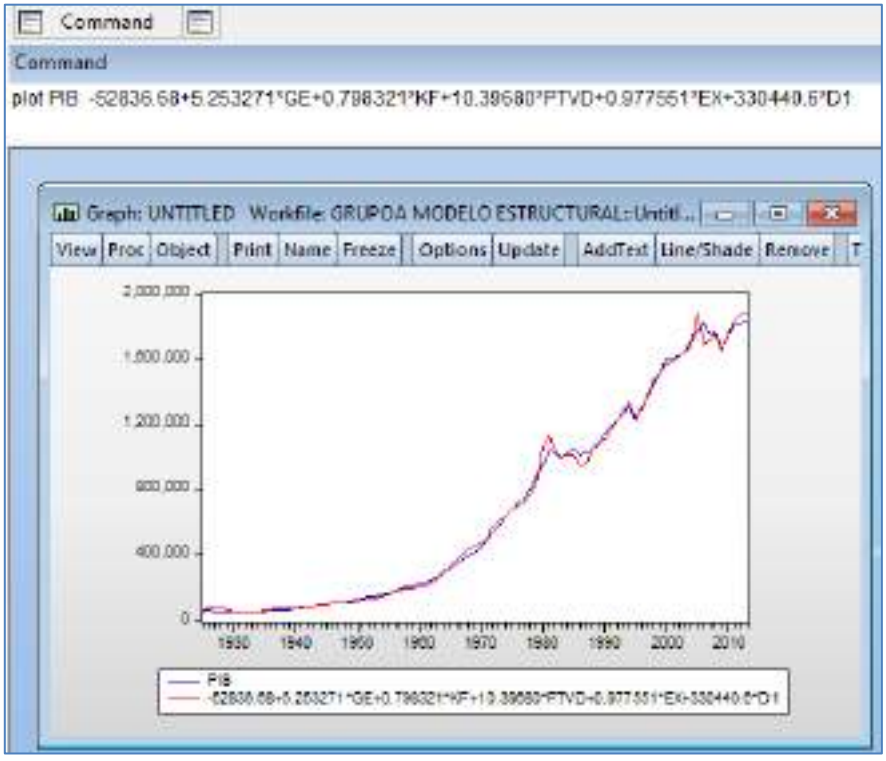
El nuevo modelo presenta un mejor ajuste con coeficientes más confiables, cuya probabilidad es de cero en casi todas las variables explicativas y el Durbin-Watson tiene un valor que se aproxima a 2.

Gráficamente, se puede apreciar el nivel de ajuste en Eviews, mediante la instrucción en los comandos:

plot PIB ***-52836.68+5.253271*GE+0.798321*KF+10.39680*PTVD+0.977551*EX+330440.6*D1***

que genera la Gráfica No. 11 para apreciar la calidad del ajuste del modelo, respecto al comportamiento real del PIB:

Gráfica No. 11: Calidad de ajuste del modelo EQPIBGEEX



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Gráfica No. 11, el modelo EQPIBGEEX representado por la línea roja, tiene muy buen ajuste con el PIB Real representado por la línea azul, incluso muestra como el PIB estimado en ciertos momentos se adelanta al PIB Real, presentando características razonables para un buen pronóstico.

SEGUNDA CONCLUSIÓN:

Se considera bien sustentada la decisión de sustituir al PIBEU, por la serie de Exportaciones "EX" para que en el modelo sólo se tengan variables explicativas con grado de integración *I(1),* aspecto que se verifica mediante la aplicación de pruebas de raíces unitarias en primeras diferencias a cada una de las variables, a efecto de reducir la posibilidad de espuriedad. Asimismo, la incorporación de la variable ficticia o "dummy" D1**, logra reflejar el cambio estructural a partir de 1980. De esta manera se construye el nuevo modelo EQPIBGEEX con el cual se pretende un análisis consistente de la relación de causalidad e impacto del** Gasto Público Educativo **(GE) en el crecimiento del PIB.**

El modelo permite afirmar que por cada peso que se invierte en educación, el PIB logra un incremento de 5.25 pesos, mientras que la productividad del trabajo, que en buena medida está influenciada por la educación, muestra un impacto de más de 10 pesos en el valor del PIB por cada peso en que se incrementa el valor de la productividad.

La relación entre el capital físico y el PIB, si bien es positiva, da la impresión de ser un tanto baja, ya que por cada peso de aumento del capital físico, el PIB solo logra incrementos de 80 centavos, lo cual en principio no parece satisfactorio.

El impacto de las exportaciones (EX) también es positivo en el nuevo modelo, ya que por cada peso que se incrementan las exportaciones, el PIB se incrementa en igual magnitud.

6.1 Pruebas de cointegración [1] al modelo "EQPIBGEEX".

Si bien el modelo ajustado con cambio estructural **"EQPIBGEEX"** muestra su solidez al haber superado las pruebas de raíces unitarias en primeras diferencias**,** así como la eliminación de una variable redundante y la incorporación de la variable D1 para reflejar el cambio estructural**,** es necesario someterlo a otras pruebas para tener la certeza de que está bien especificado, por lo cual se harán contrastes de cointegración.

Las pruebas de cointegración pueden ser básicamente por el método de Engle-Granger o por el procedimiento de Johansen.

Estas pruebas son importantes porque **cuando se demuestra que las series son cointegradas, se reduce el problema de una regresión espuria** y nos indica

que el modelo está bien especificado teóricamente, con relaciones estables de largo plazo [1,2].

6.1.1 Estimación por el método de Engle-Granger [3]

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria permiten concluir que las series analizadas PIB, KF GE PTVD y EX, contienen raíz unitaria y por tanto son no estacionarias y de orden $I(1)$.

Conforme a la definición de Engle – Granger, como las series PIB, D1 KF GE, PTVD y EX tienen el mismo orden de integración $I(1)$, es probable que exista una combinación lineal entre ellas y estén cointegradas.

Para verificarlo, puede estimarse una ecuación estática de regresión por MCO entre las variables propuestas, todas ellas ubicadas en el mismo periodo *t,* a la cual se le llama **regresión de cointegración**.

La expresión general de esta ecuación es del tipo:

$$PIB_t = \beta_0 + \beta_1 GE_t + \beta_2 KF_t + \beta_3 XTVD_t + \beta_4 EX_t + u_t \qquad (6.2)$$

Donde todas las variables están ubicadas en el mismo periodo t y el término u_t representa los residuos de la regresión.

En este sentido y suponiendo que existe una relación lineal entre las variables de interés, la ecuación de regresión del modelo con cambio estructural propuesto (que implica la inserción de la variable D1), podría expresarse como:

$$PIB_t = \beta_0 + \beta_1 D1 + \beta_2 GE_t + \beta_3 KF_t + \beta_4 PTVD_t + \beta_5 EX_t + u_t \qquad (6.3)$$

De donde:

$$u_t = PIB_t - \beta_0 - \beta_1 D1 - \beta_2 GE_t - \beta_3 KF_t - \beta_4 PTVD_t - \beta_5 EX_t \qquad \mathbf{(6.4)}$$

Si los residuos u_t de esta regresión siguen un proceso estacionario, es decir son $I(0)$, entonces se establece que las series son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que <u>están cointegradas</u>.

Hechas estas definiciones, se procede a estimar la regresión estática con las variables relevantes de nuestro nuevo modelo, derivado de la ecuación **EQPIBGEEX** (Tabla No. 41), y cuyo grado de ajuste se pudo ver en la Gráfica No. 11.

Misma que puede representarse en los siguientes términos:

PIB = C(1) + C(2)*GE + C(3)*KF + C(4)*PTVD + C(5)*EX + C(6)*D1

Sustituyendo los coeficientes por su valor, queda:

PIB = -55711.05183 + 5.253271*GE + 0.798321*KF + 10.39680*PTVD + 0.977551*EX + 330044.6*D1

En donde los residuos de la ecuación principal podrían expresarse como:

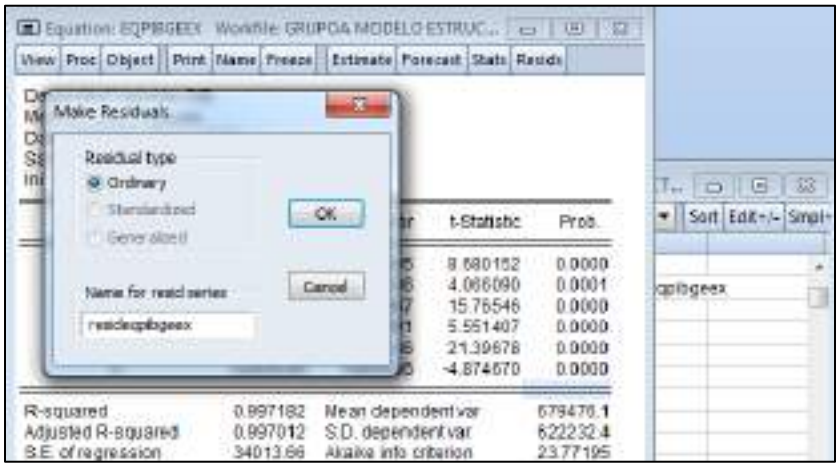
u_t= **PIB +55711.05183 -330044.6*D1 - 0.798321*KF - 5.689864007*GE -10.39680*PTVD - 0.977551*EX**

Es necesario aclarar que en este momento no interesa tanto interpretar los resultados de la regresión ni sus estadísticos. **La estimación de la regresión puede verse como una transición para poder obtener los residuos y determinar si éstos se integran como** $u_t \sim I(0)$ [4]

6.1.1.1 Obtención de los residuos de la ecuación:

Efectuada la regresión, se procede a la obtención de los residuos de la ecuación con ayuda de Eviews, con los siguientes resultados:

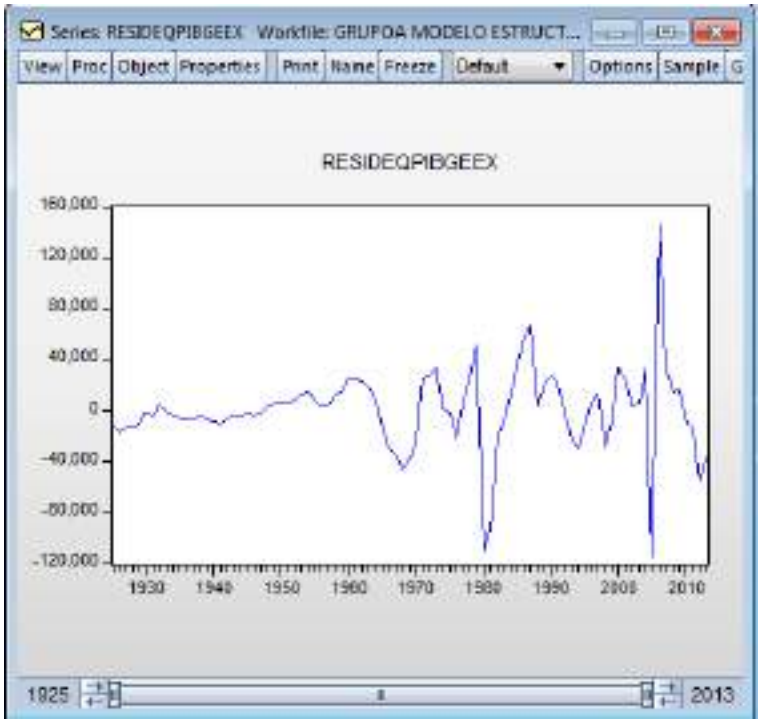
Figura No.14. Obtención de los residuos de EQPIBGEEX



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

De los residuos obtenidos, a los que se denomina RESIDEQPIBGEEX, se presenta la Gráfica No. 12, de la cual podría decirse que muestra un importante grado de estacionariedad, pero que gráficamente no queda muy definida:

Gráfica No. 12. Residuos de la ecuación EQPIBGEEX



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

6.1.2 Prueba de hipótesis de cointegración

Por lo anterior, debemos probar si $u_t \sim I(0)$, es decir si los residuos son estacionarios, para poder concluir si las series del modelo son o no cointegradas.

Para ello se plantean las siguientes hipótesis respecto a la estacionariedad de los residuos[5]:

H_0: $\boldsymbol{Existe\ raíz\ unitaria}$.$Los\ residuos\ son\ no\ estacionarios.$ $\boldsymbol{No\ hay\ cointegración}$

H_A: $\boldsymbol{No\ existe\ raíz\ unitaria}$.$Los\ residuos\ son\ estacionarios.$ $\boldsymbol{Hay\ cointegración}$

Las pruebas de cointegración se harán por los siguientes métodos, aunque existen muchos más:

- **Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada** o ADF; de Engle-Granger (EG); o Engle-Granger aumentada (AEG)

- **Prueba de Johansen** [6]

6.1.2.1 Prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

Se aplica esta prueba porque es adecuada para ecuaciones multivariadas y en nuestro caso tenemos cinco variables. Esta prueba también se conoce como de Engle-Granger Aumentada (AEG).

El procedimiento consiste en obtener los estadísticos $\boldsymbol{\tau}$ estimados de las pruebas de raíces unitarias y contrastarlos con los valores críticos de tablas. El software de Eviews proporciona valores críticos de contraste.

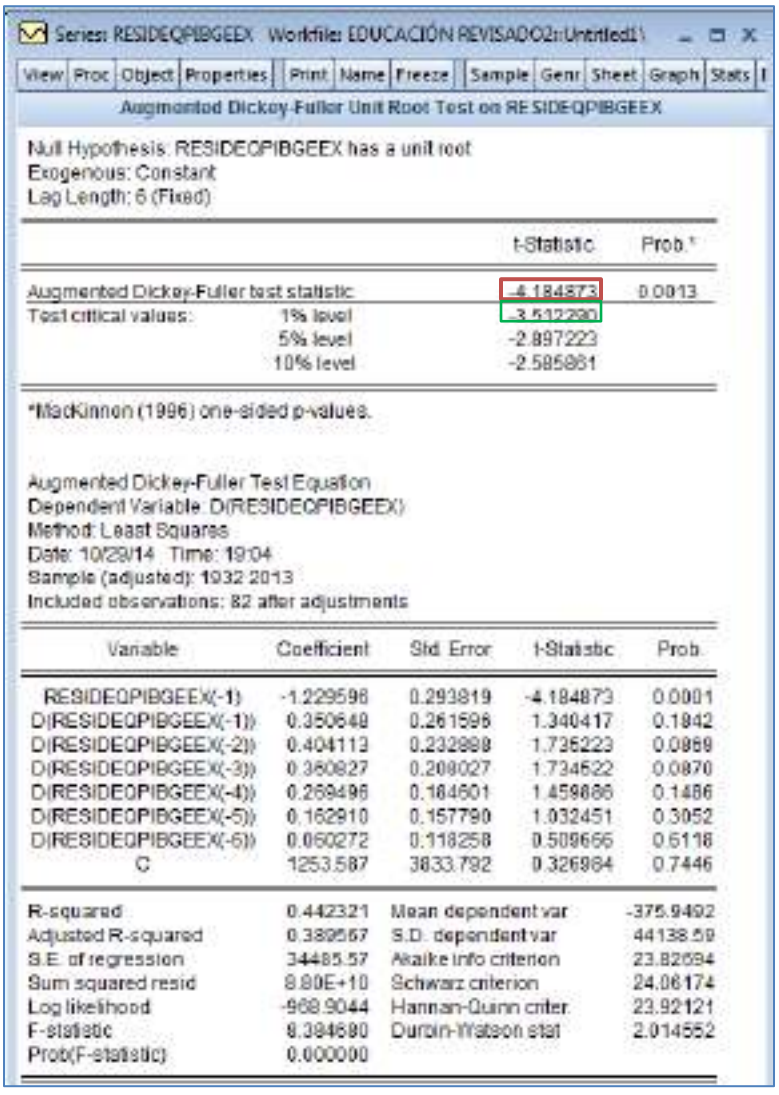
- Si $\boldsymbol{\tau}$ estimado de las pruebas de raíces unitarias es $> t$ en valores críticos de tablas; entonces hay raíz unitaria, los residuos son no estacionarios y no hay cointegración
- Si $\boldsymbol{\tau}$ estimado de las pruebas de raíces unitarias es $< t$ en valores críticos de tablas; entonces no hay raíz unitaria, los residuos son estacionarios y hay cointegración.

La prueba se hará por niveles, considerando en principio 6 rezagos,

- con intercepto,
- con tendencia e intercepto y
- sin tendencia ni intercepto.

6.1.2.1.1 Prueba ADF con intercepto, iniciando con 6 rezagos:

Tabla No. 42. Prueba ADF con intercepto, sin tendencia y 6 rezagos para los residuos de EQPIBGEEX



Series: RESIDEQPIBGEEX Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.184873	0.0013
Test critical values:	1% level	-3.512290	
	5% level	-2.897223	
	10% level	-2.585961	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX)
Method: Least Squares
Date: 10/29/14 Time: 19:04
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX(-1)	-1.229596	0.293819	-4.184873	0.0001
D(RESIDEQPIBGEEX(-1))	0.350649	0.261596	1.340417	0.1842
D(RESIDEQPIBGEEX(-2))	0.404113	0.232999	1.735223	0.0869
D(RESIDEQPIBGEEX(-3))	0.360827	0.208027	1.734522	0.0870
D(RESIDEQPIBGEEX(-4))	0.269496	0.184601	1.459886	0.1486
D(RESIDEQPIBGEEX(-5))	0.162910	0.157790	1.032451	0.3052
D(RESIDEQPIBGEEX(-6))	0.060272	0.118258	0.509656	0.6116
C	1253.587	3833.792	0.326864	0.7446

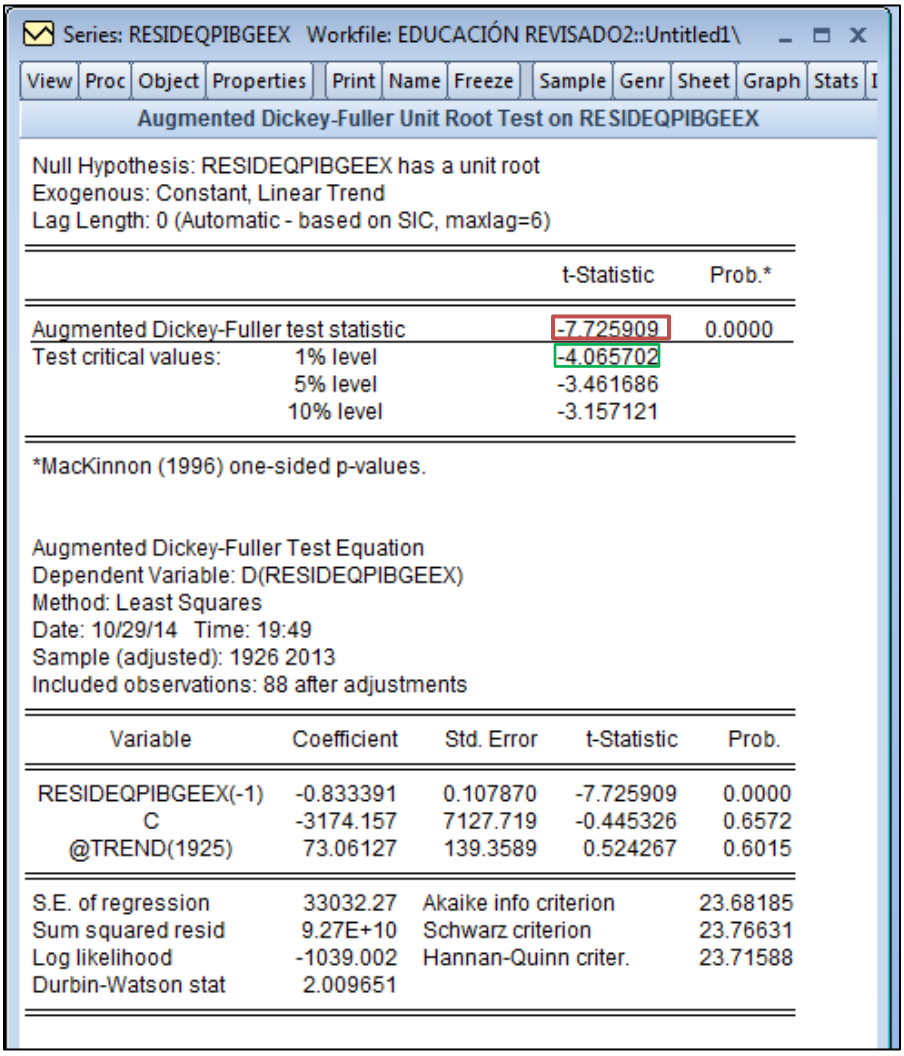
R-squared	0.442321	Mean dependent var	-375.9492
Adjusted R-squared	0.389567	S.D. dependent var	44138.59
S.E. of regression	34485.57	Akaike info criterion	23.82694
Sum squared resid	8.80E+10	Schwarz criterion	24.06174
Log likelihood	-968.9044	Hannan-Quinn criter.	23.92121
F-statistic	8.384680	Durbin-Watson stat	2.014552
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

$t_{\mu} = -4.08 < \tau = -3.51$, al 1% **con intercepto**, con 6 rezagos. No hay raíz unitaria. Los residuos son estacionarios. **Hay cointegración.**

6.1.2.1.2 Prueba ADF con tendencia, intercepto, con 6 rezagos:

Tabla No. 43**.** Prueba ADF con intercepto, tendencia y 6 rezagos, para los residuos de EQPIBGEEX



Series: RESIDEQPIBGEEX Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled1\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | I

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX

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

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.725909	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.065702	
	5% level	-3.461686	
	10% level	-3.157121	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX)
Method: Least Squares
Date: 10/29/14 Time: 19:49
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX(-1)	-0.833391	0.107870	-7.725909	0.0000
C	-3174.157	7127.719	-0.445326	0.6572
@TREND(1925)	73.06127	139.3589	0.524267	0.6015

S.E. of regression	33032.27	Akaike info criterion	23.68185
Sum squared resid	9.27E+10	Schwarz criterion	23.76631
Log likelihood	-1039.002	Hannan-Quinn criter.	23.71588
Durbin-Watson stat	2.009651		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

$t_\mu = -7.7259 < \tau = -4.0657$ **al 1%, con tendencia e intercepto y con 6 rezagos. Los residuos son estacionarios. Hay Cointegración.**

6.1.2.1.3 Prueba ADF sin tendencia ni intercepto, con 6 rezagos

Tabla No. 44**.** Prueba ADF sin intercepto y sin tendencia con 6 rezagos, para los residuos de EQPIBGEEX

Series: RESIDEQPIBGEEX Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled1\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | I

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.199299	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.593468	
	5% level	-1.944811	
	10% level	-1.614175	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX)
Method: Least Squares
Date: 10/29/14 Time: 20:47
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX(-1)	-1.219038	0.290296	-4.199299	0.0001
D(RESIDEQPIBGEEX(-1))	0.341663	0.258596	1.321227	0.1904
D(RESIDEQPIBGEEX(-2))	0.397066	0.230504	1.722600	0.0891
D(RESIDEQPIBGEEX(-3))	0.355464	0.206141	1.724377	0.0888
D(RESIDEQPIBGEEX(-4))	0.265708	0.183137	1.450871	0.1510
D(RESIDEQPIBGEEX(-5))	0.160495	0.156675	1.024380	0.3089
D(RESIDEQPIBGEEX(-6))	0.059196	0.117506	0.503774	0.6159

S.E. of regression	34279.63	Akaike info criterion	23.80399
Sum squared resid	8.81E+10	Schwarz criterion	24.00944
Log likelihood	-968.9636	Hannan-Quinn criter.	23.88648
Durbin-Watson stat	2.014424		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

$t_{\mu} = -4.199299 < \tau = -2.593468,$ **al 1% sin intercepto ni tendencia y con 6 rezagos, la serie es estacionaria. Hay Cointegración.**

6.1.2.1.4 Prueba ADF sin tendencia ni intercepto, con 6 rezagos

Tabla No. 45**.** Prueba ADF sin intercepto, sin tendencia con 6 rezagos, para los residuos de EQPIBGEEX

Series: RESIDEQPIBGEEX Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled1\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | I

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.790767	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.591505	
	5% level	-1.944530	
	10% level	-1.614341	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX)
Method: Least Squares
Date: 10/29/14 Time: 22:05
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX(-1)	-0.827556	0.106223	-7.790767	0.0000

R-squared	0.410931	Mean dependent var	-256.2266
Adjusted R-squared	0.410931	S.D. dependent var	42609.59
S.E. of regression	32703.22	Akaike info criterion	23.63963
Sum squared resid	9.30E+10	Schwarz criterion	23.66778
Log likelihood	-1039.144	Hannan-Quinn criter.	23.65097
Durbin-Watson stat	2.015552		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

$= -7.790767 < \tau = -2.591505,$ **al 1% sin intercepto, sin tendencia y con 6 rezagos, con criterio Schwarz. La serie es estacionaria. Hay Cointegración.**

Resultado:

El conjunto de pruebas ADF a la regresión de los residuos de la ecuación (6.4), EQPIBGEEX, nos demuestra que éstos siguen un proceso estacionario, es decir son $I(0)$, entonces se establece que las series son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que están cointegradas.

Con intercepto y sin intercepto, iniciando con seis rezagos, las pruebas dan resultados consistentes que confirman la existencia de cointegración y que hay una combinación lineal entre las series. Por consiguiente, se puede afirmar que el modelo (5.1), expresado en la forma (6.1) y estimado en la Tabla No. 41, es consistente, está bien especificado y puede ser de utilidad para explicar la relación entre la variable endógena PIB y las exógenas, GE, KF, PTVD y EX, incluyendo la variable ficticia D1 que explica el cambio estructural a partir de 1980.

Para verificar este resultado, a continuación se aplica la prueba de cointegración por el método de Johansen.

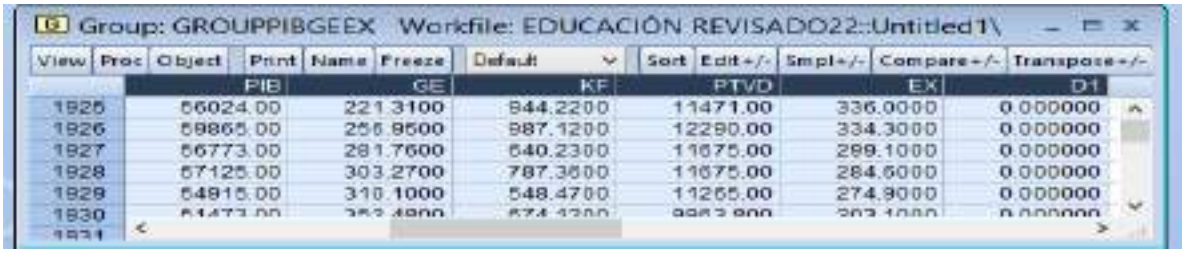
6.1.2.2. Prueba de Cointegración por el Método de Johansen [7, 8]

Este método se aplica de la siguiente manera:

- Se genera en Eviews un grupo con las variables de interés, incluyendo en primer lugar la variable endógena (PIB).
- Con el conjunto de las series seleccionadas, se procede a realizar la prueba de cointegración
- Los resultados dependen del número de rezagos que se consideren y se requiere ir evaluando uno por uno.
- Se recomienda iniciar con 6 rezagos para datos semestrales, aunque también puede aplicar para datos anuales.
- Deben tomarse en cuenta los criterios de máxima verosimilitud, Akaike y Schwarz
- En máxima verosimilitud, se elegirá al que maximice su valor.
- En Akaike y Schwarz, el valor que lo minimice.

6.1.2.2.1 Grupo de variables de interés

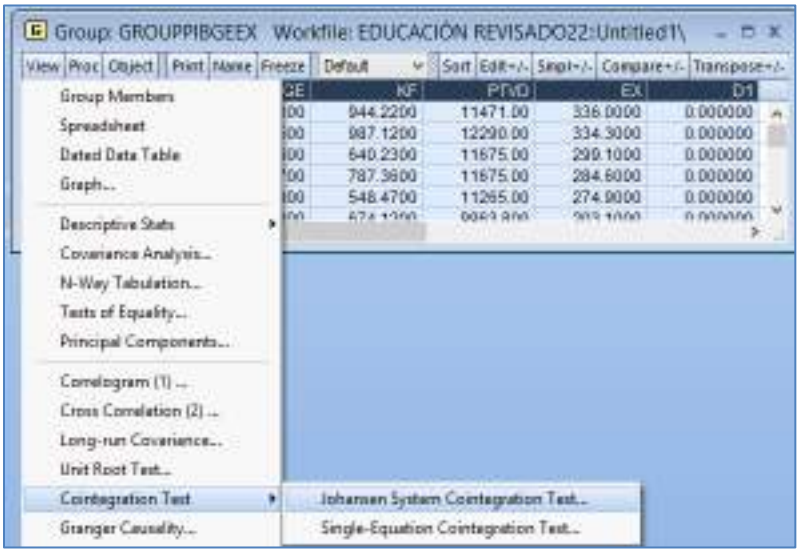
Figura No. 15. Grupo de variables para la Prueba de Cointegración



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

6.1.2.2.2 Con el conjunto de las series seleccionadas, **se procede a realizar la prueba de cointegración por el método de Johansen:**

Fig. No. 16. Prueba de cointegración por el método de Johansen



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

6.1.2.2.3 Se selecciona el número de rezagos para aplicar los criterios de Máxima Verosimilitud, Akaike y Schwarz:

Fig. No. 17. Selección del número de rezagos



Fuente: Elaboración propia con Software Eviews, Loría y Carrascal Ursicino

6.1.2.2.4 **Se selecciona la alternativa "6) Sumarize",** y se establecen inicialmente 6 rezagos en "*Lag intervals*", al 5%, con los siguientes resultados:

Tabla No. 46. Resultados de la Prueba de Cointegración Johansen
Para el grupo PIBGEEX

Date: 02/29/16 Time: 13:12
Sample: 1925 2013
Included observations: 82
Series: PIB GE KF PTVD EX D1
Lags interval: 1 to 6

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	6	6	6	6	6
Max-Eig	6	6	6	6	6

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-3785.574	-3785.574	-3780.534	-3780.534	-3772.678
1	-3708.698	-3691.560	-3689.545	-3658.599	-3651.543
2	-3663.259	-3635.387	-3633.626	-3602.667	-3596.185
3	-3627.549	-3597.127	-3595.587	-3564.289	-3557.809
4	-3613.143	-3580.862	-3578.326	-3548.027	-3542.284
5	-3603.158	-3566.503	-3566.328	-3535.008	-3532.432
6	-3601.962	-3561.018	-3561.018	-3529.345	-3526.345
	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	97.59936	97.59936	97.62277	97.62277	97.57752
1	96.01702	95.62340	95.69622	94.96583	94.81569
2	95.20145	94.57142	94.62502	93.91872	93.85818
3	94.82314	93.96431	93.98902	93.29973	93.21486
4	94.69446	93.87468	93.88689	93.22016	93.12887*
5	94.61361	93.84155	93.86167	93.21971	93.18128
6	94.87712	94.02484	94.02484	93.32549	93.32549
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	103.9390	103.9390	104.1385	104.1385	104.2694
1	102.7088	102.3446	102.5642	101.8631	101.9599
2	102.2455	101.6732	101.8452	101.1876	101.2544
3	102.0194	101.4386	101.5623	100.9601*	100.9633
4	102.3129	101.7405	101.9106	101.2621	101.2295
5	102.7143	102.0890	102.1384	101.6432	101.6341
6	103.3300	102.6538	102.6538	102.1306	102.1306

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

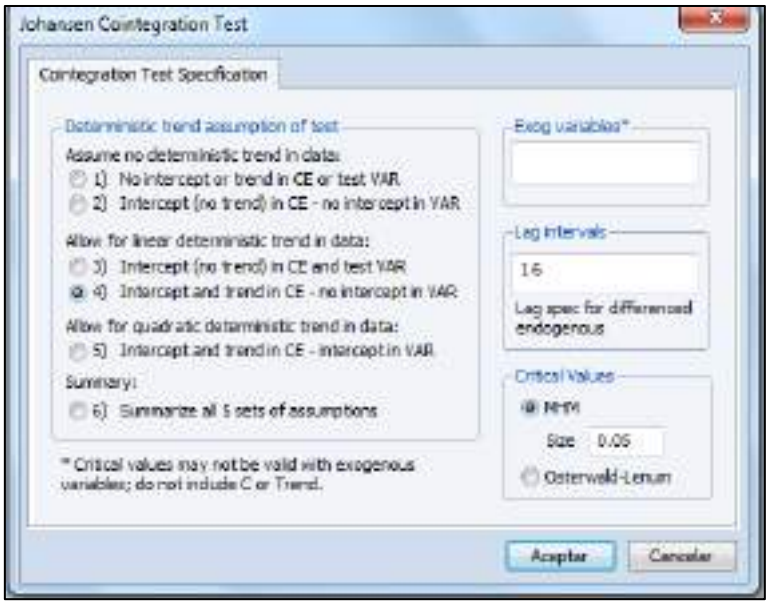
Con base en los resultados de la Tabla No. 46, el método de Johansen está recomendando que las pruebas se realicen iniciando con 6 rezagos para Trace y Max-Eigen, con intercepto y con tendencia, a partir de los siguientes principios:

- En Máxima verosimilitud el mayor valor con intercepto y con tendencia lineal es de -3526.345 y se obtiene con 6 rezagos
- En Akaike, el menor valor con intercepto y con tendencia lineal es de 93.21971 y se obtiene con 5 rezagos
- Con el criterio de Schwarz el menor valor con intercepto y con tendencia lineal es de 100.9601 y se obtiene con 3 rezagos

6.1.2.2.5 Prueba de Johansen con intercepto y tendencia lineal al 95% de confianza [9].

Se elige realizar una primera prueba con intercepto y con tendencia lineal (inciso 4 de la Fig. 18), iniciando con 6 rezagos, al 95% de confianza:

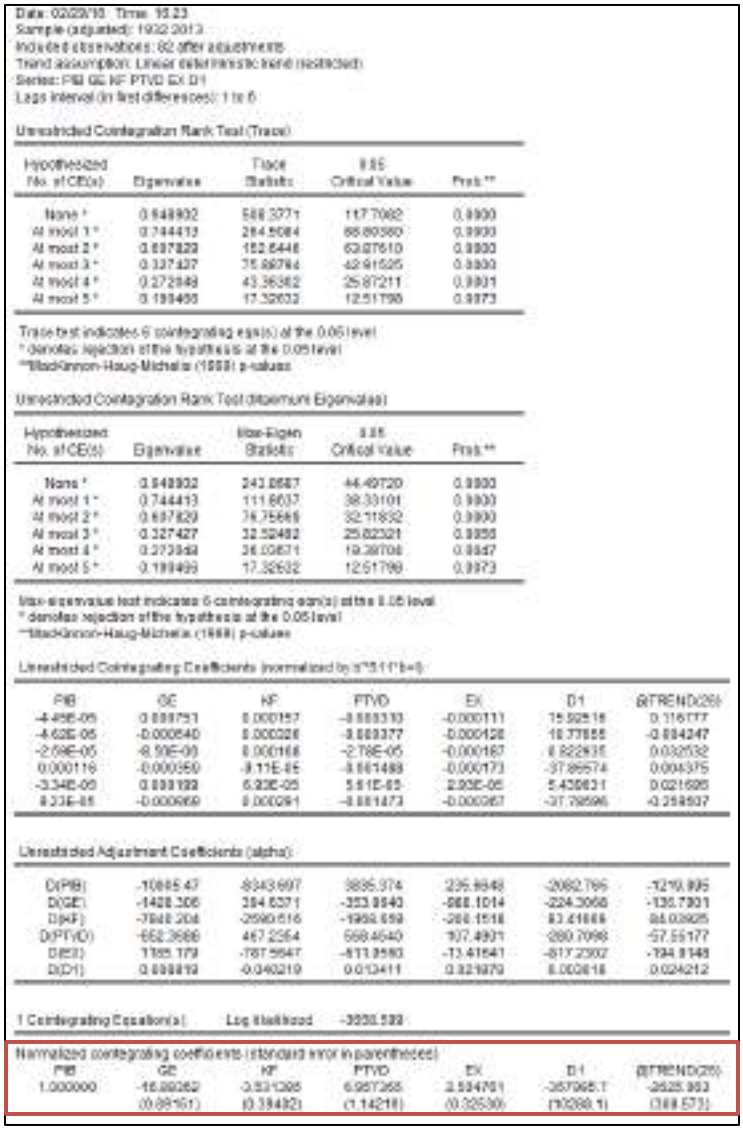
Fig. No. 18. Prueba de Johansen con intercepto, tendencia y 6 rezagos



Fuente: Elaboración propia con Software Eviews, Loría y Carrascal Ursicino

De los resultados de la Prueba Johansen (Tabla No. 47), para fines prácticos, sólo se toma hasta la parte que corresponde al **primer vector de cointegración normalizado, por ser el más significativo.**

Tabla No. 47. Resultados de la Prueba de Johansen



Date: 02/20/13 Time: 16:23
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: PIB GE KF PTVD EX D1
Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.648902	588.3771	117.7082	0.0000
At most 1 *	0.744413	284.5084	88.80380	0.0000
At most 2 *	0.697829	152.6448	63.87610	0.0000
At most 3 *	0.327427	75.88784	42.91525	0.0000
At most 4 *	0.272848	43.36382	25.87211	0.0001
At most 5 *	0.199469	17.32632	12.51798	0.0073

Trace test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.648902	243.8687	44.49720	0.0000
At most 1 *	0.744413	111.8637	38.33101	0.0000
At most 2 *	0.697829	76.75665	32.11832	0.0000
At most 3 *	0.327427	32.52402	25.82321	0.0058
At most 4 *	0.272848	26.03671	19.38704	0.0047
At most 5 *	0.199469	17.32632	12.51798	0.0073

Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

PIB	GE	KF	PTVD	EX	D1	@TREND(25)
-4.49E-05	0.000751	0.000157	-0.000310	-0.000111	15.92518	0.116777
-4.62E-05	-0.000540	0.000226	-0.000377	-0.000128	18.77855	-0.094247
-2.09E-05	-8.50E-05	0.000168	-2.78E-05	-0.000167	6.822835	0.032132
0.000116	-0.000959	-9.11E-05	-0.001489	-0.000173	-37.99574	0.004375
-3.34E-05	0.000192	6.23E-05	5.51E-05	2.93E-05	5.430831	0.021695
8.23E-05	-0.000969	0.000291	-0.001473	-0.000367	-37.79596	-0.259537

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(PIB)	-10865.47	-8343.697	3835.374	235.8648	-2082.765	-1210.895
D(GE)	-1428.306	284.6371	-353.8540	-868.1014	-224.3068	-135.7801
D(KF)	-7848.204	-2590.516	-1999.659	-288.1518	83.41668	84.02825
D(PTVD)	-662.3686	467.2264	668.4640	107.4931	-280.7098	-57.55177
D(EX)	1385.179	-787.9647	-811.8580	-13.41641	-817.2302	-194.8148
D(D1)	0.008819	-0.040219	0.013411	0.021979	0.003618	0.024212

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -3030.599

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PIB	GE	KF	PTVD	EX	D1	@TREND(25)
1.000000	-16.89262	-3.531295	6.957268	2.534701	-357965.7	-2525.983
	(0.89161)	(0.38482)	(1.14218)	(0.32530)	(10288.1)	(388.573)

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

mismo que se utilizará para despejarlo en términos del PIB, con objeto de ver la capacidad de reproducción del proceso generador de información (*PGI*) y graficar el PIB observado, contra el que se generó por la ecuación de cointegración:

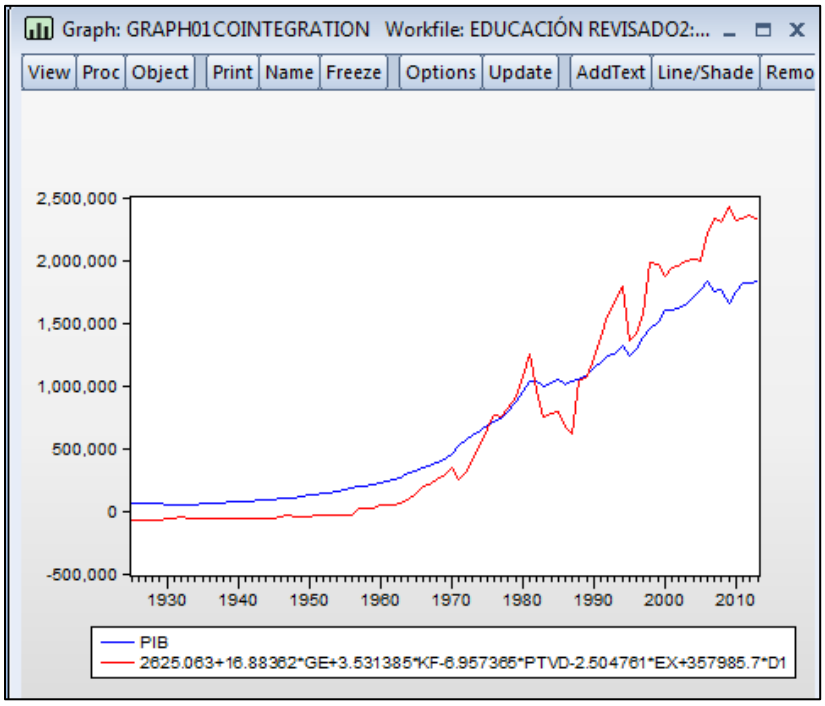
$$\boldsymbol{PIB = 2625.063 + 16.88362GE + 3.531385KF - 6.957365PTVD - 2.504761EX + 357985.7D1} \quad (6.5)$$

Para ver gráficamente el grado de ajuste de la estimación, se introduce en la hoja de trabajo de Eviews la siguiente instrucción:

*Plot PIB 2625.063+16.88362*GE+3.531385*KF-6.957365*PTVD-2.504761*EX+357985.7D1*

que genera por resultado la Gráfica No. 13.

Gráfica No. 13. Grado de ajuste de la Estimación con la Prueba de Johansen



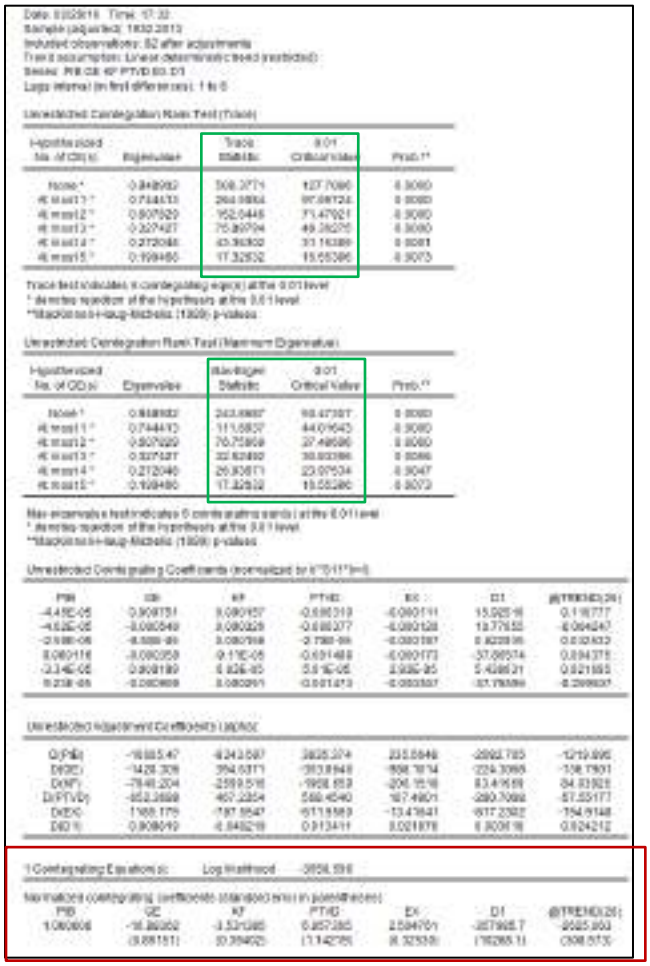
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El grado de ajuste que se observa en la Gráfica No. 13 no es del todo satisfactorio y se procede a realizar otra prueba, ahora al 99% de confianza con 6 rezagos.

6.1.2.2.6 Prueba de Johansen con intercepto y con tendencia lineal al 99% de confianza y 6 rezagos.

Con el propósito de lograr un mejor ajuste del modelo EQPIBGEEX y después de realizar otros ensayos, se propone aplicar la Prueba de Johansen al 99% y con 6 rezagos, obteniéndose el resultado que se observa en la Tabla No. 48:

Tabla No. 48. Prueba de Cointegración de Johansen al 99%, con intercepto, tendencia y 6 rezagos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Nuevamente, de la Tabla No. 48, se utiliza el **primer vector de cointegración normalizado** que se despeja en términos del PIB, con objeto de ver la capacidad de reproducción del proceso generador de información (***PGI***), obteniéndose la siguiente ecuación:

*PIB = 2625.063+16.88362*GE+3.531385*KF-6.957365*PTVD-2.504761*

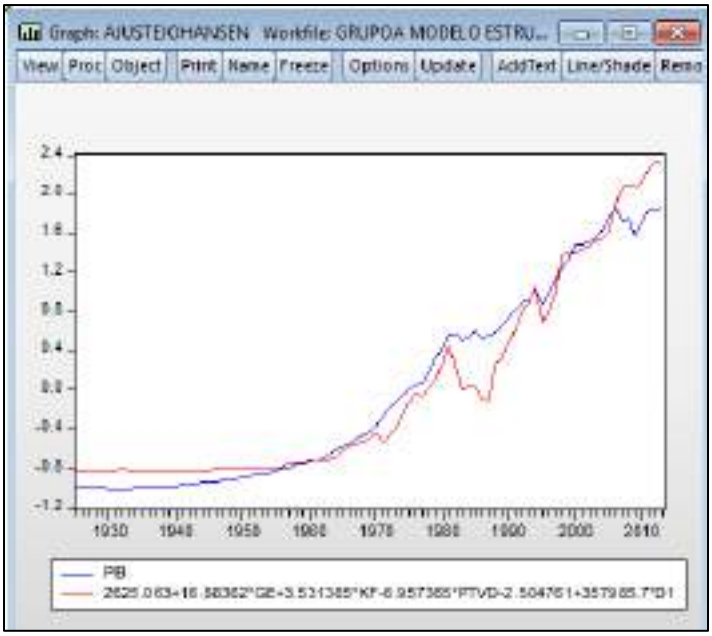
*+357985.7*D1* (6.6)

Para ver el grado de ajuste, se introduce en la hoja de trabajo de Eviews la siguiente instrucción:

*PLOT PIB 2625.063+16.88362*GE+3.531385*KF-6.957365*PTVD-2.504761+357985.7*D1*

lo cual permite que se genere la siguiente gráfica:

Gráfica No. 13. Ajuste de Cointegración de Johansen al 99% y 6 rezagos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Gráfica No. 13, el grado de ajuste que se observa mejora notablemente respecto al de la gráfica No. 12, ya que la línea del PIB del modelo (en rojo), sigue en sus movimientos al PIB de referencia (en azul), por lo que el grado de ajuste es satisfactorio y da la pauta para afirmar que **hay cointegración entre las variables de interés,** lo cual significa que las variables comparten la misma tendencia estocástica en el largo plazo.

Es necesario precisar que la existencia de cointegración no implica necesariamente que haya una relación de causalidad entre las variables de series temporales del modelo EQPIBGEEX, si bien es una condición necesaria para que esto suceda y se puedan estimar los efectos causales dinámicos[10].

6.1.2.3 Interpretación de los estadísticos Trace Statistics y Max-Eigen Statistics [11].

- **Trace Statistics**

Siguiendo el principio de que la cointegración se comprueba al contrastar los estadísticos de Trace Statistics con los valores críticos al 95% y al 99%, se puede observar en estos resultados de la Tabla No. 40, que los valores estimados de Trace Statistic son mayores que los valores críticos al 0.01%, por lo tanto, **de acuerdo al método de Johansen, hay cointegración entre las 6 variables de interés (PIB, KF, GE, PTVD, EX, D1).**

- **Max-Eigen Statistics**

De igual modo, los resultados nos demuestran que los valores estimados de Max Eigen, son mayores que los valores críticos de tablas al 0.01%, por lo que **de acuerdo al método de Johansen, hay cointegración entre las 6 variables de interés (PIB, , KF, GE, PTVD, EX, D1).**

Ambos estadísticos, están indicando que si bien **hay 6 ecuaciones (vectores) de cointegración al 95% de confianza, cuando se aplica la prueba al 99% y con 6 rezagos se reafirman las 6 ecuaciones significativas** lo cual permite inferir que al 99% de confianza el ajuste es robusto y el **procedimiento de Johansen, permite probar que hay cointegración** entre las variables que constituyen el modelo EQPIBGEEX.

Conclusión: Tanto las pruebas ADF como el método de Johansen, permiten demostrar que las variables están cointegradas, mantienen una tendencia común con una relación estable y de equilibrio de largo plazo, lo cual otorga mayor confiabilidad al modelo, incrementa su capacidad predictiva y descarta la posibilidad de una regresión espuria.

6.1.2.4 Modelo del Vector de Corrección de Error (MVCE)

Otra forma de ver si las variables del modelo EQPIBGEEX están cointegradas, es mediante el modelo del vector de corrección de error, que liga el comportamiento de largo plazo de las variables con el comportamiento de corto plazo.

Si las variables PIB_t, GE_t, KF_t, $PTVD_t$, EX_t y $D1_t$ son del orden *I(1),* están cointegradas, son estables y están en equilibrio en el largo plazo. Sin embargo en el corto plazo puede haber desequilibrios, por lo que el MVCE puede expresarse en los siguientes términos conforme a la propuesta de Engle-Granger[12]:

$$\Delta PIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta GE_t + \alpha_2 \Delta KF_t + \alpha_3 \Delta PTVD_t + \alpha_4 \Delta EX_t + \alpha_5 \Delta D1_t + \alpha_6 \widehat{U}_{t-1} \quad (6.7)$$

Donde:

Δ es la primera diferencia de las variables PIB_t, GE_t, KF_t, $PTVD_t$, EX_t y $D1_t$

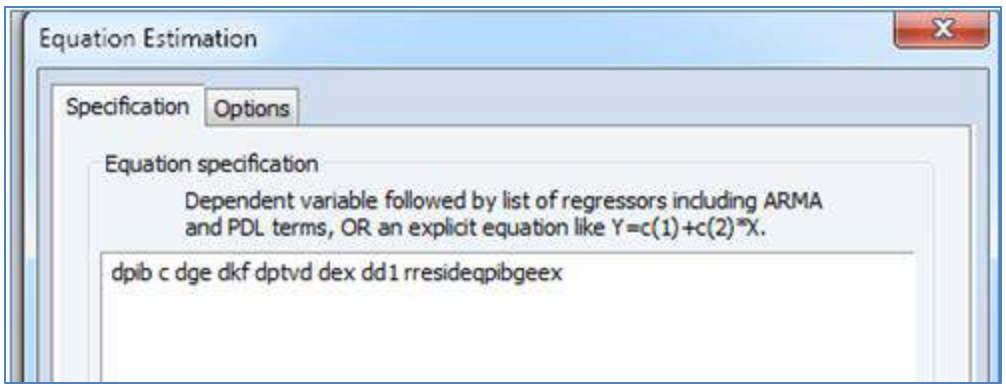
$\widehat{U}_{t-1}$ **es el mecanismo de corrección de error de corto plazo**

α_6 es el parámetro de ajuste a corto plazo que indica el desequilibrio del PIB, que se corregirá en el siguiente periodo, de tal modo que mientras más cerca esté α_6 de 1, más rápido será el proceso de ajuste.

Para estimar el MCE, con el apoyo de *Eviews* se procede a calcular las primeras diferencias para cada una de las variables, incluyendo la primera diferencia del residuo de la ecuación EQPIBGEEX, posteriormente se estima el MCE con los

comandos *Quick→Estimate Equation* y se escriben en el recuadro las variables en primeras diferencias.

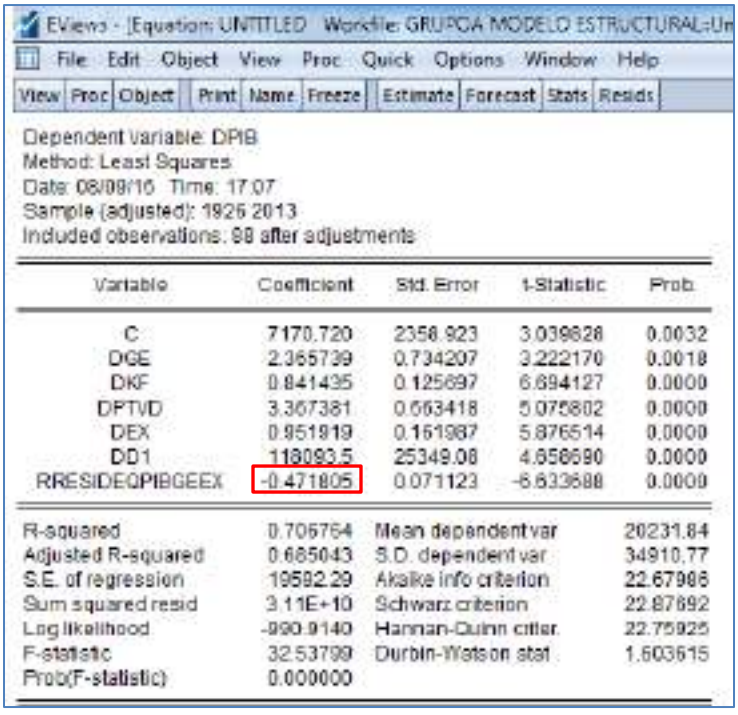
Figura No. 19. Proceso para la Estimación del MVCE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Que permite obtener el VCE a partir de la Tabla No. 49:

Tabla No. 49. Estimación del VCE



EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: GRUPOA MODELO ESTRUCTURAL=Un

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent variable: DPIB
Method: Least Squares
Date: 08/09/16 Time: 17:07
Sample (adjusted): 1925 2013
Included observations: 89 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7170.720	2358.923	3.039828	0.0032
DGE	2.365739	0.734207	3.222170	0.0018
DKF	0.841435	0.125697	6.694127	0.0000
DPTVD	3.367381	0.563418	5.975802	0.0000
DEX	0.951919	0.161987	5.876514	0.0000
DD1	118093.5	25349.08	4.658690	0.0000
RRESIDEQPIBGEEX	-0.471805	0.071123	-6.633688	0.0000

R-squared	0.705764	Mean dependent var	20231.84
Adjusted R-squared	0.685043	S.D. dependent var	34910.77
S.E. of regression	19592.29	Akaike info criterion	22.67986
Sum squared resid	3.11E+10	Schwarz criterion	22.87692
Log likelihood	-990.9140	Hannan-Quinn criter.	22.75925
F-statistic	32.53799	Durbin-Watson stat	1.603615
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Escribiendo la ecuación del VCE:

DPIB = 7170.72046076 + 2.36573915465*DGE + 0.841434924825*DKF + 3.36738062075*DPTVD + 0.951919393962*DEX + 118093.500448*DD1 - **0.471804967497*RRESIDEQPIBGEEX** (6.8)

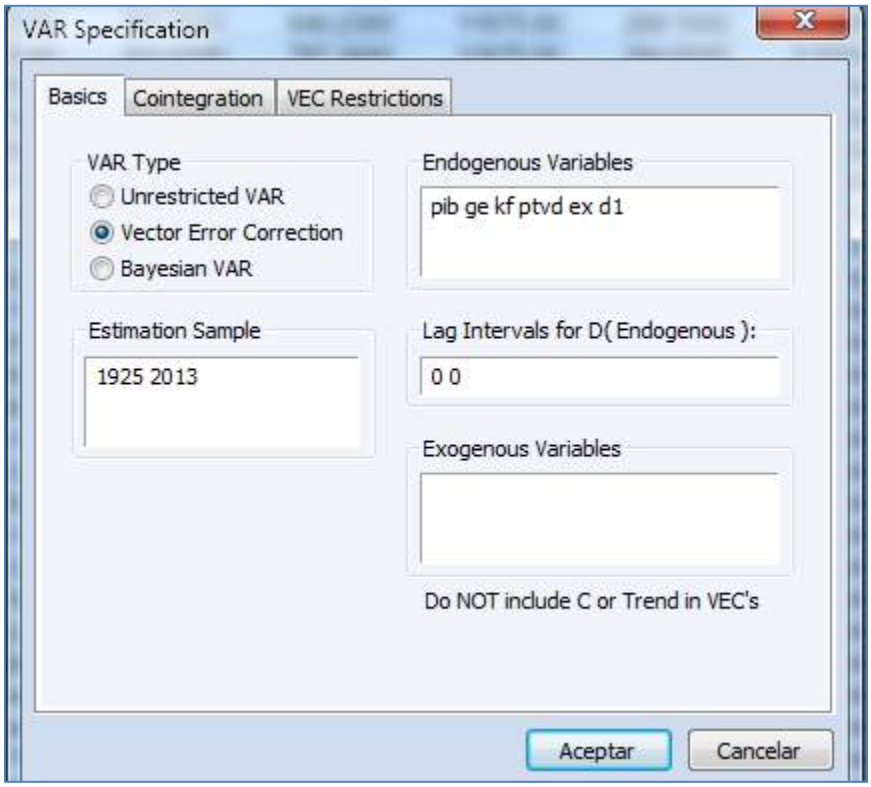
Donde, considerando que RRESIDEQPIBGEEX $\cong \hat{U}_{t-1}$, en la ecuación (6.7), el término **- 0.471804967497 RRESIDEQPIBGEEX** de la ecuación (6.8), es el Mecanismo de Corrección de Error (MCE) de corto plazo para corregir el desequilibrio del modelo EQPIBGEEX en el siguiente periodo anual. El signo negativo es correcto porque está marcando la reducción del desequilibrio, que será en este caso de una magnitud importante, ya que está indicando que la desviación del PIB respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo, se corrige anualmente en un 47% en el corto plazo.

Por otra parte, puede observarse que el comportamiento de los coeficientes de las variables en primeras diferencias, son todos positivos, corroborando que hay congruencia en la propuesta inicial de que las variables exógenas impactan de manera positiva a la variable dependiente PIB. En el caso específico de la variable Gasto Educativo (GE) en primeras diferencias, el resultado es significativo y sólo ligeramente superado por la productividad del Trabajo (PTVD).

Utilizando el método de Johansen, se obtiene también un término de corrección de error que se aproxima al valor obtenido mediante las diferencias de las variables de la ecuación (6.8), si bien la desventaja de este procedimiento, es que se pierde calidad y certidumbre en cada uno de los coeficientes[13].

Para estimar el VEC se selecciona el grupo de las variables del modelo EQPIGGEEX, marcando en *"Proc"* el comando *"Make Vector Autoregression"*, se elige *"Vector Error Correction"* y en "*Lag Intervals"* se escribe el par 0, 0 para definir que lo que se requiere es un VEC con las primeras diferencias de las variables[14] del GROUPEQPIBGEEX, conforme a la Figura No. 20:

Figura No. 20. Proceso para estimación del VEC



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Proceso que permite obtener el resultado que se observa en la Tabla No. 50:

Tabla No. 50. Estimación directa del VEC por el método de Johansen

Vector Error Correction Estimates
Date: 08/10/16 Time: 01:24
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
PIB(-1)	1.000000
GE(-1)	-5.269986 (0.59330) [-8.88244]
KF(-1)	-0.551290 (0.19866) [-2.77501]
PTVD(-1)	-12.16746 (0.82054) [-14.8287]
EX(-1)	-1.036229 (0.18664) [-5.55182]
D1(-1)	-308657.3 (15211.4) [-20.2912]
@TREND(25)	-592.3003
C	96169.86

Error Correction:	D(PIB)	D(GE)	D(KF)	D(PTVD)	D(EX)	D(D1)
CointEq1	-0.317186	0.009956	0.045665	0.020072	0.019144	1.17E-07
	(0.08780)	(0.01048)	(0.05422)	(0.00922)	(0.03491)	(3.0E-07)
	[-3.61257]	[0.94958]	[0.84220]	[2.17597]	[0.51872]	[0.38777]
C	1626.314	-412.7329	-1842.425	759.3905	-5357.846	0.003135
	(6732.11)	(803.422)	(4157.40)	(707.293)	(2676.76)	(0.02315)
	[0.24158]	[-0.51372]	[-0.39506]	[1.07366]	[-2.00161]	[0.13543]
@TREND(25)	419.1017	32.14274	155.3129	-10.66059	217.3599	0.000195
	(131.385)	(15.6797)	(81.1365)	(13.8036)	(52.2401)	(0.00045)
	[3.18227]	[2.04996]	[1.91422]	[-0.77230]	[4.16078]	[0.40834]
R-squared	0.214254	0.056469	0.048935	0.059019	0.171397	0.003728
Adj. R-squared	0.195766	0.034267	0.026557	0.036879	0.151900	-0.019715
Sum sq. resids	8.33E+10	1.19E+09	3.18E+10	9.20E+08	1.32E+10	0.984952
S.E. equation	31307.66	3736.312	19333.99	3289.263	12448.28	0.107646
F-statistic	11.58973	2.543511	2.186786	2.665845	8.791121	0.159953
Log likelihood	-1034.263	-847.2156	-991.8670	-836.0013	-953.1221	72.80336
Akaike AIC	23.57461	19.32308	22.61061	19.06821	21.73005	-1.586440
Schwarz SC	23.65906	19.40754	22.69507	19.15267	21.81450	-1.501985
Mean dependent	20231.84	1017.619	5269.995	294.9945	4314.686	0.011364
S.D. dependent	34910.77	3802.022	19595.95	3351.646	13517.17	0.106600

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.43E+37
Determinant resid covariance	1.16E+37
Log likelihood	-4504.489
Akaike information criterion	102.9202
Schwarz criterion	103.5958

Fuente: Elaboración propia con EViews

El término de corrección de error en la Tabla No. 50 está marcado con un recuadro rojo y tiene un valor negativo de **- 0.317186,** lo cual está indicando la magnitud y velocidad de la corrección del desequilibrio que se lograría en el corto plazo anualmente. Nótese que este valor es aproximado al **- 0.4718** obtenido por el método de Engle - Granger de la Tabla No. 49. Asimismo, los coeficientes de las variables estimados por el método de Johansen (Tabla No. 50) en términos absolutos son parecidos a los de la Tabla No. 49, pero aparecen con signo negativo, aunque para efectos prácticos y por la sencillez de su estimación son de utilidad para verificar la congruencia de la estimación del VEC.

Por lo anterior, el MVCE en sus dos estimaciones, confirma que las variables del modelo EQPIBGEEX están cointegradas con estabilidad en el largo plazo. Condición que confirma la buena especificación y confiabilidad del modelo con cambio estructural, que hace posible realizar el análisis de causalidad en el sentido de Granger, como se verá en el capítulo siete.

Notas al Capítulo 6

1. Greene, William H. Econometric Analysis. Edit. Pearson, (International Edition), Seventh Edition, United States of America 2012. Pág. 999, 1007.
2. Loría. Op. Cit. Pág. 96
3. *Núñez Zúñiga, Rafael. Introducción a la econometría. Trillas. México. Pág. 145.*
4. *IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 948-950*
5. *Sabau García Hernan. Op. Cit. Pág. 254*
6. Loría. Op. Cit. Pág. 282
7. Loría. Ibid. Pág. 285
8. *IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 256, 276*
9. *Loría, Eduardo. Op. Cit. Pág. 285-287.*
10. *Stock H. James yWatson: Introducción a la Econometría. 3ª. Edición. Editorial Pearson, España 2012. Pág. 412*
11. *Loría. Op. Cit pág. 289*
12. Stock,James y Mark M.Watson. Op. Cit., pág. 469-473
13. *Loría. Op. Cit pág. 289*
14. *IHS Global Inc. Op. Cit, pág. 664*

7. Causalidad e Impacto del Gasto Educativo (GE), sobre el Producto Interno Bruto (PIB).

Las pruebas de raíces unitarias, de cointegración y del modelo del vector de corrección de errores, así como las distintas pruebas estadísticas aplicadas con anterioridad al modelo inicial, han dado por resultado el diseño del modelo EQPIBGEEX, que observa el mejor ajuste y especificación, con aceptables niveles de confianza para realizar análisis de procesos dinámicos, de causalidad, e incluso de carácter predictivo.

El propósito fundamental de este trabajo se circunscribe a los dos primeros aspectos, para tratar de aportar evidencias sobre la causalidad e impacto del Gasto Público Educativo (GE) sobre el crecimiento de la economía (PIB), a partir de la ecuación EQPIBGEEX.

Para ello, en el presente capítulo se harán aplicaciones del **modelo de rezagos distribuidos**, mediante estimaciones ad hoc, el Método de Koyck, el Método de Almon para rezagos distribuidos polinomiales y la Prueba de Causalidad de Granger. [1]

7.1. Modelos de rezagos distribuidos [2]

Estos se dividen en finitos e infinitos, en los cuales la variable dependiente Y_t , se expresa como una función de los valores actuales y pasados de las variables

exógenas o independientes, donde éstas ejercen un efecto prolongado sobre la variable dependiente a través del tiempo. Es decir, los efectos dinámicos ocurren en el tiempo y se expresan en un modelo econométrico mediante rezagos o retardos.

La expresión más sencilla y general del modelo de rezagos distribuidos finitos, considerando a X como la única variable exógena de la variable dependiente Y, es la siguiente:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \ldots + \beta_k X_{t-k} + u_t$$

De manera simplificada:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{k} \beta_i X_{t-i} + u_t$$

Donde:

u_t es el término de error

k es el número finito de periodos

β_0 es el multiplicador de corto plazo o de impacto en Y originado por el cambio unitario en X en el mismo periodo (o periodo de inicio)

$\beta_0 + \beta_1$ es el cambio en Y originado por el cambio en X en el segundo periodo

$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$ es el cambio en Y originado por el cambio en X en el tercer periodo y así sucesivamente,

β es el multiplicador de rezagos distribuidos total o de largo plazo.

$$\sum_{i=0}^{k} \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \ldots + \beta_k = \beta$$

El papel de los rezagos es importante en economía porque desde el punto de vista metodológico aporta elementos para el análisis de corto y largo plazo. El origen de los rezagos se explica a partir de razones psicológicas, sociológicas, tecnológicas o institucionales, entre otras.

7.1.1 Modelo de rezagos distribuidos *ad hoc*, con variables logarítmicas PIB1 y GE1

Dado que nos interesa en primera instancia identificar el impacto y la causalidad del gasto público educativo (GE) sobre el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), se procederá a la estimación *ad hoc* de un modelo con rezagos distribuidos únicamente con estas dos variables, donde el PIB será la variable dependiente y GE será la variable independiente o exógena. Para ello, se realizarán estimaciones secuenciales conforme al criterio de *Alt y Tinbergen* [3] a partir de la siguiente ecuación:

$$PIB_t = \alpha + \beta_0 GE_t + \beta_1 GE_{t-1} + \beta_2 GE_{t-2} + \ldots + \beta_k GE_{t-k} + u_t \qquad (7.1)$$

Con las siguientes estimaciones secuenciales:

$$PIB_t = \alpha + \beta_0 GE_t$$

$$PIB_t = \alpha + \beta_0 GE_t + \beta_1 GE_{t-1}$$

$$PIB_t = \alpha + \beta_0 GE_t + \beta_1 GE_{t-1} + \beta_2 GE_{t-2}$$

$$PIB_t = \alpha + \beta_0 GE_t + \beta_1 GE_{t-1} + \beta_2 GE_{t-2} + \beta_3 GE_{t-3}$$

Hasta encontrar la mejor regresión, en términos de estabilidad y significatividad de los coeficientes β_i

Con ayuda de Eviews, se toman las series logarítmicas de PIB1 yGE1 para estimar 8 ecuaciones secuenciadas hasta el rezago 7 con el fin de elegir la mejor alternativa, con los siguientes resultados [4]:

1. PIB1 = 0.619300355702*GE1 + 7.36542494153

2. PIB1 = 0.24763688885*GE1 + 0.373252747113*GE1(-1) + 7.37436237459

3. PIB1 = 0.247082441157*GE1 + 0.0209594860941*GE1(-1) + 0.354730371729*GE1(-2) + 7.37959387883

4. PIB1 = 0.251120050548*GE1 + 0.0175127878536*GE1(-1) + 0.0132526571221*GE1(-2) + 0.342050225913*GE1(-3) + 7.3912042914

5. PIB1 = 0.260758535491*GE1 + 0.0114651034254*GE1(-1) + 0.0104602524786*GE1(-2) + 0.022717565737*GE1(-3) + 0.319618943542*GE1(-4) + 7.4019291806 **(7.2)**

6. PIB1 = 0.301239950358*GE1 - 0.0194764500168*GE1(-1) + 0.00439079967558*GE1(-2) + 0.020342102207*GE1(-3) - 0.0185544305113*GE1(-4) + 0.338090308528*GE1(-5) + 7.41287949588

7. PIB1 = 0.319107881686*GE1 - 0.00226341278296*GE1(-1) - 0.0228109727814*GE1(-2) + 0.0150090493335*GE1(-3) - 0.0202051307206*GE1(-4) + 0.0185687892516*GE1(-5) + 0.31864978911*GE1(-6) + 7.43199495457

8. PIB1 = 0.275148641452*GE1 + 0.0523856128166*GE1(-1) - 0.0137034498493*GE1(-2) + 0.000202040519103*GE1(-3) - 0.019275475828*GE1(-4) + 0.0159705179169*GE1(-5) + 0.119014870234*GE1(-6) + 0.195196530606*GE1(-7) + 7.45675246758

De acuerdo con el criterio *ad hoc* de Alt y Tinbergen, se podría elegir la ecuación (7.2) con cuatro rezagos, por ser la más significativa y estable de las 8 estimadas, al no registrar coeficientes negativos de la variable rezagada $GE1$ (Tabla No. 51).

Tabla No. 51. Modelo de Rezagos Distribuidos PIB1, y GE1 con 4 rezagos

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 09/18/16 Time: 17:56
Sample (adjusted): 1929 2013
Included observations: 85 after adjustments

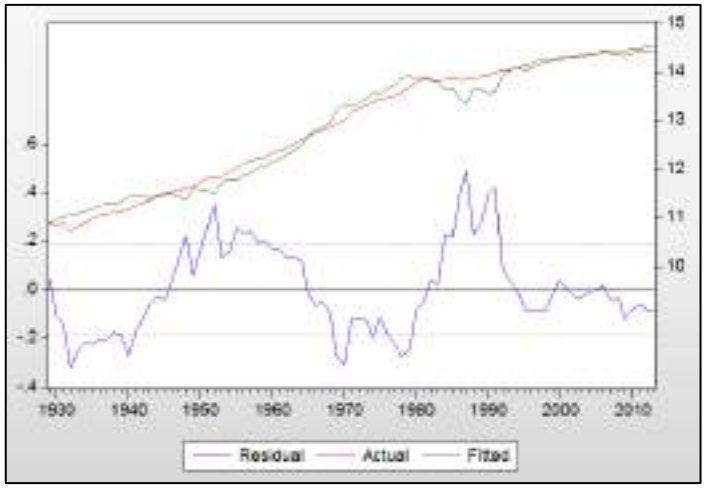
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.260759	0.104641	2.491936	0.0148
GE1(-1)	0.011465	0.147751	0.077592	0.9383
GE1(-2)	0.010460	0.147746	0.070799	0.9437
GE1(-3)	0.022718	0.147720	0.153788	0.8782
GE1(-4)	0.319619	0.104056	3.071609	0.0029
C	7.401929	0.097083	76.24311	0.0000

R-squared	0.978362	Mean dependent var	12.87883
Adjusted R-squared	0.976993	S.D. dependent var	1.240125
S.E. of regression	0.188104	Akaike info criterion	-0.435676
Sum squared resid	2.795251	Schwarz criterion	-0.263253
Log likelihood	24.51622	Hannan-Quinn criter.	-0.366323
F-statistic	714.4075	Durbin-Watson stat	0.249910
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: elaboración propia con EViews

En esta regresión secuenciada con cuatro rezagos, el impacto de corto plazo (β_0) que se tiene al incrementar una unidad del GE1 es de 0.2607 sobre el PIB y el impacto acumulado al cabo de cuatro años ($\Sigma\beta_{i=4}$) es de 0.6297 sobre el crecimiento del PIB. La calidad del ajuste del PIB1 estimado (línea verde con el PIB1 real actual (línea roja) es aceptable, pero el comportamiento de los residuos muestra un comportamiento irregular en su desviación estándar. (Gráfica No. 14).

Gráfica No. 14. Ajuste del Modelo Secuenciado con 4 rezagos en GE1



Fuente: Elaboración propia con EViews

7.1.2 Estimación del modelo de rezagos distribuidos *ad hoc,* con todas las variables del modelo EQPIBGEEX

La estimación *ad hoc* de un modelo con rezagos distribuidos puede hacerse extensivo a un mayor número de variables. En estos términos, se hace extensivo al modelo EQPIBGEEX (Tabla No. 52), que ya ha sido validado con diversas pruebas de ajuste y que cumple con los principios de estacionariedad y cointegración, para lo cual se asumirán los siguientes criterios:

- Las variables del modelo EQPIBGEEX están expresadas en niveles.
- Se aplicarán los rezagos únicamente al Gasto Educativo (GE), Considerando que ésta es la variable de interés para analizar el impacto que tiene sobre el PIB, dejando sin cambio a las otras variables.
- En principio se utilizarán 4 rezagos tomando como referencia el resultado expresado en la regresión (7.2)
- En la estimación se incluye la variable *"Dummy"* D1, del cambio estructural.
- Considerando que en las pruebas de cointegración para el modelo EQPIBGEEX se determinó que el número de rezagos idóneo era de 6, se aplicarán 6 rezagos a la variable GE para analizar su impacto sobre el PIB, lo cual significa que tendremos 2 estimaciones, una con cuatro rezagos y otra con seis.

Tabla No. 52. Estimación del modelo EQPIBGEEX con 4 rezagos distribuidos en GE

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 08/18/16 Time: 18:16
Sample (adjusted): 1920 2013
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	5.763196	1.185476	4.861505	0.0000
GE(-1)	0.900831	1.455771	0.618800	0.5379
GE(-2)	-2.333500	1.472289	-1.584947	0.1172
GE(-3)	0.765825	1.451554	0.527590	0.5993
GE(-4)	-0.341409	1.193595	-0.286034	0.7756
KF	0.771423	0.212717	3.626513	0.0005
PTVD	10.63038	0.699161	15.20449	0.0000
EX	1.093240	0.195261	5.598880	0.0000
D1	336116.6	16158.45	20.80129	0.0000
C	-54477.73	11805.56	-4.614683	0.0000

R-squared	0.997215	Mean dependent var	708748.1
Adjusted R-squared	0.996880	S.D. dependent var	621544.9
S.E. of regression	34714.89	Akaike info criterion	23.85786
Sum squared resid	9.04E+10	Schwarz criterion	24.14523
Log likelihood	-1003.959	Hannan-Quinn criter.	23.97344
F-statistic	2983.588	Durbin-Watson stat	1.704073
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia

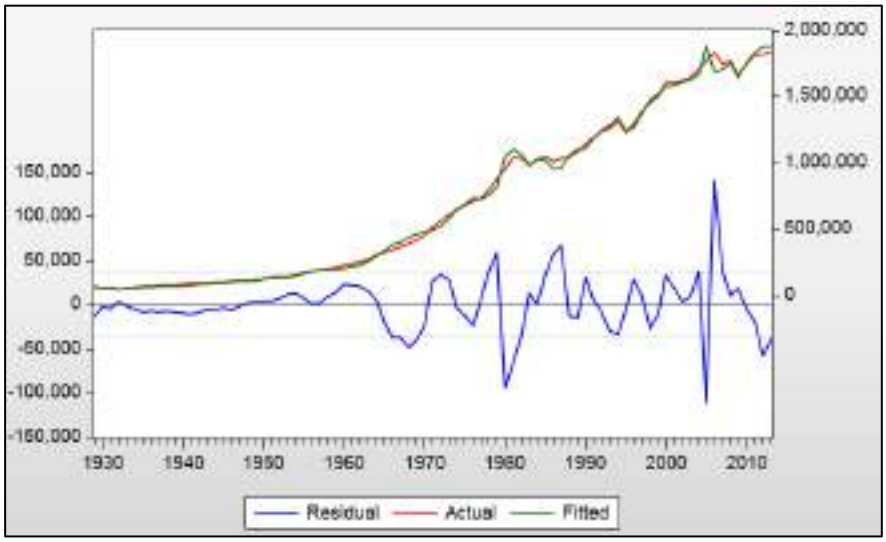
De la Tabla No. 52 se deriva la regresión en los siguientes términos:

PIB = 5.76319554008*GE + 0.771422709001*KF + 10.6303836262*PTVD + 1.09324028504*EX + 336116.559209*D1 - 54477.7278853 + 0.900831274916*GE(-1) - 2.33349985914*GE(-2) + 0.765825291342*GE(-3) - 0.341409140454*GE(-4). (7.3)

En este caso $\beta_{0,}$ el multiplicador de corto plazo, tiene un valor de 5.763196 y el multiplicado de largo plazo ($\Sigma\beta_{i=4}$) es de 4.754943.

La calidad del ajuste del PIB estimado (línea verde) con el PIB real actual (línea roja) es mucho mejor que el de la gráfica No. 14, y el comportamiento de los residuos muestra un comportamiento más uniforme en su desviación estándar (Gráfica No. 15).

Gráfica No. 15. Ajuste del Modelo de rezagos distribuidos EQPIBGEEX con 4 rezagos en GE y cambio estructural



Fuente: Elaboración propia

En el caso de la estimación del modelo EQPIBGEEX con 6 retardos para el Gasto Educativo, tomando en consideración que es el número de rezagos recomendado para probar la cointegración de las variables, se tienen los siguientes resultados (Tabla No. 53).

Tabla No. 53. Estimación del Modelo EQPIBGEEX con 6 rezagos para (GE)

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 08/18/16 Time: 20:09
Sample (adjusted): 1931 2013
Included observations: 83 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE	6.369770	2.081557	3.060099	0.0031
GE(-1)	0.835800	1.375021	0.607845	0.5452
GE(-2)	-2.020293	1.540947	-1.311072	0.1941
GE(-3)	0.812754	1.432739	0.567273	0.5723
GE(-4)	-1.633157	0.887694	-1.839775	0.0700
GE(-5)	-0.676550	0.773945	-0.874159	0.3850
GE(-6)	2.766564	0.837639	3.302812	0.0015
KF	0.719684	0.362530	1.985170	0.0510
PTVD	10.04839	1.364332	7.365067	0.0000
EX	0.840279	0.357203	2.352381	0.0214
D1	325602.0	19479.21	16.71536	0.0000
C	-45549.34	18505.35	-2.461415	0.0163

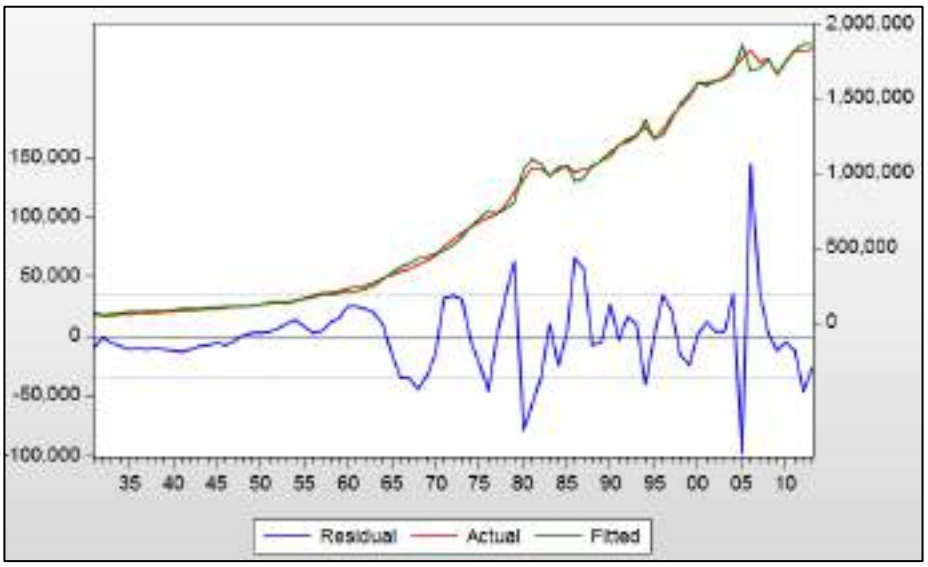
R-squared	0.997419	Mean dependent var	724544.6
Adjusted R-squared	0.997019	S.D. dependent var	620488.6
S.E. of regression	33875.67	Akaike info criterion	23.83178
Sum squared resid	8.15E+10	Schwarz criterion	24.18149
Log likelihood	-977.0188	Hannan-Quinn criter.	23.97227
F-statistic	2494.542	Durbin-Watson stat	1.776385
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	4919.128
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con EViews

El multiplicador de corto plazo o de impacto $\beta_{0,}$ tiene un valor de 6.3698, en tanto que el multiplicador de largo plazo ($\Sigma\beta_{i=6}$) con 6 rezagos para GE es de 6.4549.

El ajuste del modelo de rezagos distribuidos EQUIPGEEX con 6 rezagos en GE es bastante aceptable, como puede apreciarse en la Gráfica No. 16:

Gráfica No. 16. Ajuste del modelo de rezagos distribuidos EQPIBGEEX con 6 rezagos de GE



Fuente: Elaboración propia con EViews

Nótese que el PIB estimado con el modelo EQPIBGEEX con 6 rezagos en GE se ajusta muy bien al PIB Real (con línea roja), incluso se anticipa a sus movimientos. Por otra parte, puede observarse cómo los residuos de la ecuación mantienen un comportamiento estacionario, lo cual es indicativo de que el modelo está cointegrado, tiene una buena especificación y es confiable.

Estos valores obtenidos no son desdeñables y son indicativos de la existencia de efectos sobre la variable PIB, por cambios en la variable independiente GE. Sin embargo, el modelo de rezagos distribuidos *ad hoc* tiene varias desventajas, como el carácter un tanto arbitrario de la selección del número de rezagos, problemas de multicolinealidad y dificultades para las pruebas de hipótesis estadísticas, lo cual genera una estimación imprecisa. Para subsanar estos problemas, al menos los

referidos a los errores estándar, autocorrelación y de heteroscedasticidad, se aplica el procedimiento de corrección HAC de Newey-West, como aparece marcado con recuadro verde en la Tabla No. 53.

7.1.3 Método de Koyck [5]

Para corregir los problemas de autocorrelación y multicolinealidad que se presentan en los modelos de rezagos distribuidos *ad hoc*, se hacen estimaciones con el Método de Koyck, con base en su modelo ajustado de rezagos distribuidos de la forma:

$$\boldsymbol{Y_t = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t} \qquad \textbf{(7.4)}$$

Donde λ *es la tasa de descenso del rezago distribuido y tiene un valor tal que* $0 < \lambda < 1$

$1-\lambda$ *es la velocidad de ajuste*

$v_t = u_t - \lambda u_t - 1$ es un promedio móvil de $u_t \;\; y \;\; u_{t-1}$

De donde Koyck obtiene el "rezago medio" = $\frac{\lambda}{1-\lambda}$, que a su vez permite medir la velocidad de respuesta de Y con respecto a cambios en X.

Para nuestro caso, la aplicación del modelo de Koyck, conforme a la fórmula (7.4), se expresa de la siguiente manera:

$$\boldsymbol{PIB_t = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 GE_t + \lambda PIB_{t-1} + v_t} \qquad \textbf{(7.5)}$$

Cuya estimación queda expresada (Tabla No. 54) usando las series logarítmicas PIB1 y GE1.

Tabla No. 54. Impacto del GE1 sobre el PIB1 por el Método de Koyck

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 08/16/16 Time: 00:31
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.037775	0.012631	2.990586	0.0036
PIB1(-1)	0.937900	0.019940	47.03652	0.0000
C	0.500443	0.147036	3.403547	0.0010

R-squared	0.998816	Mean dependent var	12.81345
Adjusted R-squared	0.998788	S.D. dependent var	1.267545
S.E. of regression	0.044120	Akaike info criterion	-3.370322
Sum squared resid	0.165457	Schwarz criterion	-3.285867
Log likelihood	151.2942	Hannan-Quinn criter.	-3.336297
F-statistic	35862.06	Durbin-Watson stat	1.602197
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con EViews

De la tabla No. 54 se obtiene la **función de corto plazo del PIB:**

*PIB1 = 0.037775376322*GE1 + 0.937899923566*PIB1(-1) + 0.500442519698* (7.6)

Donde $\boldsymbol{\beta_0}$**=** 0.037775376322; y λ=0.937899923566

$\beta_1 = (\beta_0)(\lambda) =$ *(0.037775376322)(0.937899923566)=0.03542*

$\beta_2 = (\beta_0)(\lambda)^2 =$ *(0.037775376322)(0.937899923566)^2= 0.0332*

hasta sumar el multiplicador de largo plazo, que también se puede obtener mediante la fórmula:

$$\sum_0^{\infty} \beta_k = \beta_0 \left(\frac{1}{1-\lambda}\right) = (0.037775376322)\left(\frac{1}{1-0.937899923566}\right) = 0.6082;$$

Lo que permite obtener la **ecuación de largo plazo del PIB**:

$PIB1_{LP}$ *= 0.6082*GE1 + 13.2496* (7.7)

Esto significa que el incremento de 1 peso en el Gasto Educativo (GE) tendrá un impacto inmediato de $0.038 sobre el PIB, pero en el largo plazo el impacto será de $0.608.

7.1.4 Método de Shirley Almon [6]

El modelo de rezagos distribuidos de Koyck, tiene entre otros inconvenientes que se basa en el supuesto de coeficientes β que se reducen geométricamente, generando restricciones fuertes para la adecuada estimación de los procesos. Otra de las restricciones y debilidades notables es que incluye un término de la forma Y_{t-1}como variable explicativa rezagada que también es dependiente y convierte al modelo de Koyck en autorregresivo, con los problemas de estimación que esto genera.

Como alternativa, Shirley Almon ha propuesto un modelo de rezagos distribuidos de tipo polinomial, que ajusta los parámetros β_i a un polinomio de grado m, de la forma:

(7.8)

$$\beta_i = c_0 + \sum_{j=1}^{M} c_j i^j$$

$$i = 1 \ldots . M$$

siendo el grado del polinomio (m), menor al número de retardos (m<M)

El procedimiento consiste en estimar los parámetros (c_j)de este modelo por MCO y obtener estimaciones para las B_i del modelo original. Si la estimación se hiciera con tres retardos, quedaría en la forma:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{c}_0$$
$$\hat{\beta}_1 = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 + \hat{c}_2$$
$$\hat{\beta}_2 = \hat{c}_0 + 2\hat{c}_1 + 4\hat{c}_2$$
$$\hat{\beta}_3 = \hat{c}_0 + 3\hat{c}_1 + 9\hat{c}_2 \qquad (7.9)$$

El esquema polinomial de Almon tiene como ventaja una mayor flexibilidad para registrar el efecto de la variable exógena sobre la variable dependiente. Sin embargo, al igual que en los otros modelos *ad hoc* de rezagos distribuidos, no está determinado el número de rezagos (M), ni el grado del polinomio (m).

Un método para estimar el número adecuado de rezagos (M), es utilizar como referentes los coeficientes de determinación de cada estimación de manera secuenciada, indicando el número de retardos requeridos conforme a cada uno de los modelos del conjunto (7.9), utilizando como contraste los criterios de información de Akaike y Schwarz.

Seleccionado el número de rezagos, se procede de igual manera a obtener el grado adecuado para el polinomio de Almon, de manera secuenciada tomando

como un valor inicial para el grado del polinomio de m=M, en el entendido de que a este nivel el polinomio no tendría restricciones.

7.1.4.1. Método de Almon para estimar el impacto del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1).

El procedimiento que se aplica para este caso específico, es el siguiente:

a) Se seleccionan en EViews las series logarítmicas PIB1 y GE1

b) Se estiman los modelos secuenciados con distintos números de rezagos

c) Se recuperan y se suman los coeficientes β de cada modelo y se registran en una tabla según el número de rezagos aplicado

d) Se registran en la misma tabla, los valores correspondientes a los criterios de Akaike y de Schwarz en cada estimación

e) Se selecciona el número de rezagos (M) que corresponda al coeficiente con mayor valor ajustado y/o con los menores valores para los criterios de Akaike y Schwarz (Este criterio sigue siendo arbitrario)

f) Se realiza la estimación del modelo con el número de rezagos seleccionado (M)

g) Se procede a realizar las estimaciones secuenciadas a partir del modelo del inciso f) para determinar el grado (m) adecuado del polinomio

h) Para estas estimaciones secuenciadas, se utiliza la función especial de EViews: PDL(regresor, M,m,o), donde "*regresor"* sustituye al nombre la variable exógena o independiente en la que se introducen los retardos; "M"

es el rezago máximo estimado; “m” es el grado del polinomio que se estará probando; y “o” son las restricciones adicionales a la estructura del rezago.

La Tabla No. 55 recoge los valores estimados conforme a los incisos a,b,c,d, donde M es el número rezagos utilizados, T es el número total de observaciones de las series y T* = T - M es el número de observaciones utilizadas en cada estimación secuenciada [7]:

Tabla No. 55. Estimación de coeficientes y valores de Akaike y Schwarz:

M	T*	Coeficiente ajustado de GE1	Criterio Akaike	Criterio Schwarz
0	89	0.619300	-0.096296	-0.040372
1	88	0.620890	-0.181136	-0.096681
2	87	0.622771	-0.270516	-0.157141
3	86	0.623936	-0.263253	-0.212902
4	85	0.625021	-0.435676	-0.263253
5	84	0.632731	-0.540263	-0.337695
6	83	0.626057	-0.649806	-0.416664
7	82	0.612275	-0.674557	-0.410405
8	81	0.623282	-0.764830	-0.469219
9	80	0.618583	-0.799622	-0.472093
10	79	0.616030	-0.849952	-0.490036

Fuente: Elaboración propia con Software EViews

Conforme al inciso e) se selecciona el número de retardos M=5, que corresponde al mayor coeficiente ajustado de GE1 y se procede a realizar la estimación con este número de rezagos (Tabla No. 56):

Tabla No. 56. Estimación del modelo con 5 rezagos de GE1

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 08/17/16 Time: 15:46
Sample (adjusted): 1930 2013
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.301240	0.099506	3.027340	0.0034
GE1(-1)	-0.019476	0.139728	-0.139388	0.8895
GE1(-2)	0.004391	0.139417	0.031494	0.9750
GE1(-3)	0.020342	0.139414	0.145912	0.8844
GE1(-4)	-0.018554	0.139647	-0.132867	0.8946
GE1(-5)	0.338090	0.098887	3.418954	0.0010
C	7.412879	0.093461	79.31482	0.0000

R-squared	0.980639	Mean dependent var	12.90203
Adjusted R-squared	0.979131	S.D. dependent var	1.228560
S.E. of regression	0.177480	Akaike info criterion	-0.540263
Sum squared resid	2.425432	Schwarz criterion	-0.337695
Log likelihood	29.69106	Hannan-Quinn criter.	-0.458833
F-statistic	650.0256	Durbin-Watson stat	0.293164
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con EViews

En esta regresión con 5 rezagos, el impacto directo y de corto plazo del GE1, sobre el PIB1 es del 0.3012, mientras que el impacto de largo plazo es de 0.6260. Con objeto de verificar la confiabilidad de esta estimación, se realiza la prueba de Breush-Godfrey[8], cuyos resultados permiten desechar el problema de autocorrelación (Tabla No. 57), al aceptar la hipótesis nula de incorrelación con una probabilidad del 30.30%.

Tabla No. 57. Contraste de Breush-Godfrey al Modelo de Almon con 5 rezagos

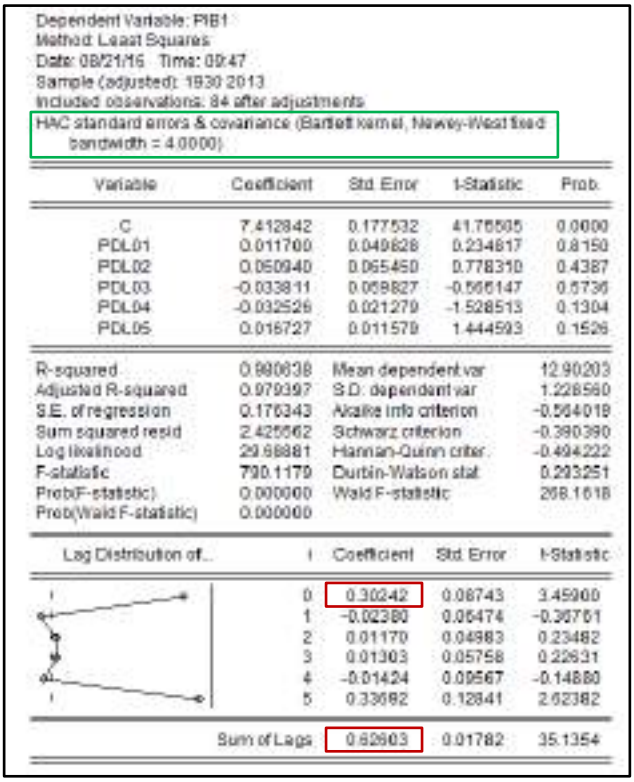
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.224678	Prob. F(6,77)	0.3030
Obs*R-squared	7.317745	Prob. Chi-Square(6)	0.2925
Scaled explained SS	4.663326	Prob. Chi-Square(6)	0.5877

Fuente: Elaboración propia con EViews

Sin embargo, en este modelo falta definir el nivel o grado del polinomio “m”, para lo cual se procede nuevamente a estimar las ecuaciones secuenciadas, incorporando en la estimación de la Tabla No. 56 la instrucción: *PDL(regresor, M, m,o),* donde “regresor” sustituye a la variable exógena GE1, con el siguiente resultado (Tabla No. 58) [9]:

Tabla No. 58. Estimación del Polinomio de Almon con 5 rezagos y grado 4



Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 08/21/16 Time: 09:47
Sample (adjusted): 1930 2013
Included observations: 84 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.412842	0.177532	41.75505	0.0000
PDL01	0.011700	0.049628	0.234817	0.8150
PDL02	0.050940	0.065450	0.778310	0.4387
PDL03	-0.033811	0.059827	-0.565147	0.5736
PDL04	-0.032526	0.021279	-1.528513	0.1304
PDL05	0.016727	0.011579	1.444593	0.1526

R-squared	0.980638	Mean dependent var	12.90203
Adjusted R-squared	0.979397	S.D. dependent var	1.228560
S.E. of regression	0.176343	Akaike info criterion	-0.564019
Sum squared resid	2.425562	Schwarz criterion	-0.390390
Log likelihood	29.68881	Hannan-Quinn criter.	-0.494222
F-statistic	790.1179	Durbin-Watson stat	0.293251
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	268.1618
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Lag Distribution of...	i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
	0	0.30242	0.08743	3.45900
	1	-0.02380	0.06474	-0.36761
	2	0.01170	0.04983	0.23482
	3	0.01303	0.05758	0.22631
	4	-0.01424	0.09567	-0.14880
	5	0.33092	0.12841	2.62382
	Sum of Lags	0.62803	0.01782	35.1354

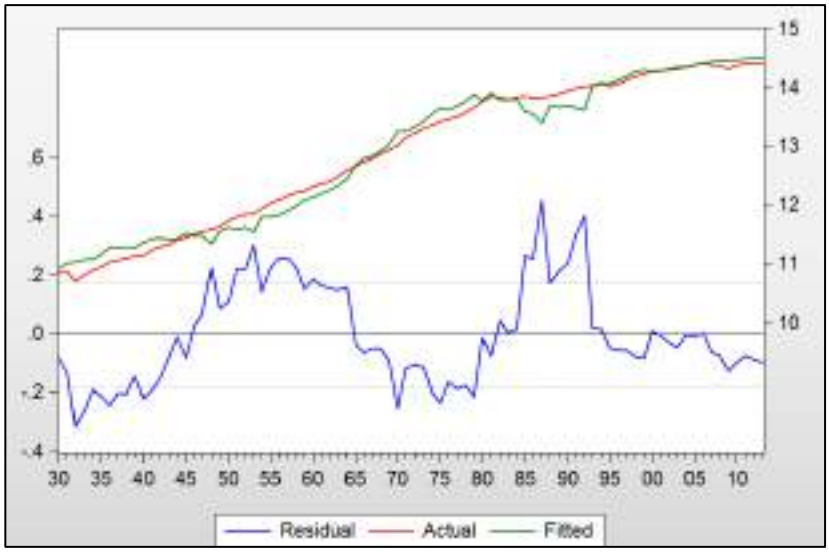
Fuente: Elaboración propia

En la parte inferior de la Tabla No. 58, aparecen calculados y representados gráficamente los valores de los coeficientes que corresponden a los 5 rezagos de la variable Gasto Educativo en términos logarítmicos (GE1), obtenidos con el

polinomio de Almon con grado 4. Para el corto plazo se tiene un impacto de GE1 sobre el PIB1 de 0.30242 y para el largo plazo el impacto es de 0.62603.

No obstante la aplicación del procedimiento de corrección *HAC de Newey-West* [10], (marcado con recuadro verde en la Tabla No. 58) con el cual se eliminan los problemas derivados de errores estándar, autocorrelación y heteroscedasticidad, en esta primera estimación con el Polinomio de Almon se observa un ajuste regular (Gráfica No. 17) del PIB1 estimado (línea verde) con el PIB1 real actual (línea roja), con un comportamiento residual irregular (línea azul).

Gráfica No. 17. Polinomio de Almon. Ajuste con la Primera estimación con 5 rezagos en GE1 y grado 4, para determinar el impacto sobre PIB1



Fuente: Elaboración propia

Para verificar que el grado del polinomio de Almon sea el adecuado, se realizarán estimaciones secuenciadas para las variables transformadas PDL5 y PDL4 con grados 5, 4, 3 y 2, con el objeto de seleccionar la estimación más significativa de

la última variable transformada en función de su coeficiente [11], la desviación típica, el estadístico *t,* y la probabilidad asociada, como se presentan en la Tabla No. 59:

Tabla No. 59. Estimación de los estadísticos para los polinomios de Almon con grados 5, 4, 3 y 2, correspondiente a la regresión PIB1, GE1 en términos logarítmicos

m	Variable	Coeficiente	Std. Error	Estadístico t	Probabilidad
5	PDL06	0.001598	0.024902	0.064169	0.9490
4	PDL05	0.016727	0.018734	0.892855	0.3747
3	PDL04	0.000939	0.016714	0.056179	0.9553
2	PDL03	0.052078	0.016884	3.084479	0.0028

Fuente: Estimación propia

Las variables en los polinomios de grado 5, 4 y 3, no son significativas en virtud de que la probabilidad asociada a cada una de ellas es elevada.

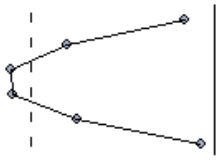
La especificación del polinomio con grado 2 de la Tabla No. 58, **resulta significativa**, al registrar una probabilidad menor al 5% para la última variable PDL03, que está definiendo un grado 2, por lo cual se procederá a realizar la estimación que se presenta en la Tabla No. 60:

Tabla No. 60. Estimación del Impacto del GE1 sobre el PIB1 con el Polinomio de Almon, con 5 rezagos y grado 2

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 08/21/16 Time: 09:57
Sample (adjusted): 1930 2013
Included observations: 84 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.414012	0.175401	42.26897	0.0000
PDL01	-0.037402	0.052063	-0.718396	0.4746
PDL02	-0.046398	0.025315	-1.832869	0.0705
PDL03	0.052078	0.018338	2.839918	0.0057

R-squared	0.980440	Mean dependent var	12.90203
Adjusted R-squared	0.979706	S.D. dependent var	1.228560
S.E. of regression	0.175016	Akaike info criterion	-0.601430
Sum squared resid	2.450450	Schwarz criterion	-0.485677
Log likelihood	29.26006	Hannan-Quinn criter.	-0.554898
F-statistic	1336.640	Durbin-Watson stat	0.252776
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	449.5972
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

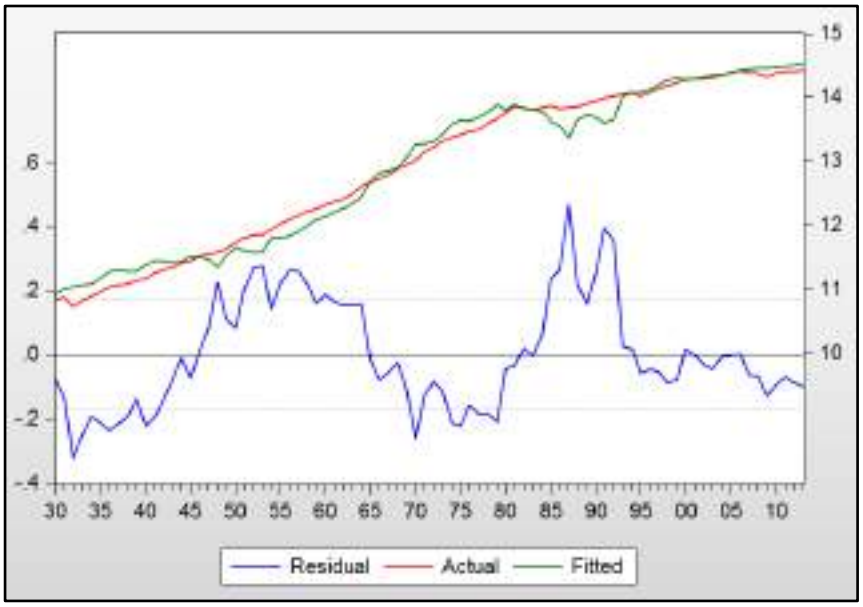
Lag Distribution of...	i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
	0	0.26371	0.07364	3.58081
	1	0.06107	0.03761	1.62383
	2	-0.03740	0.05206	-0.71840
	3	-0.03172	0.04732	-0.67035
	4	0.07811	0.03162	2.47061
	5	0.29211	0.08978	3.25348
	Sum of Lags	0.62588	0.01762	35.5257

Fuente: Elaboración propia con software de EViews

Los resultados de esta última especificación ajustada, con el polinomio de Almon, indican que el impacto de corto plazo en el periodo inicial de un incremento de una unidad en el Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), es de 0.2637; en tanto que el efecto total de largo plazo es de 0.6259, resultados que podrían considerarse significativos y que confirman el planteamiento inicial de que el gasto en educación tiene importantes efectos positivos sobre el crecimiento económico.

Nótese que en el PIB1 estimado con el modelo EQPIBGEEX1 con 6 rezagos en GE1 se muestra un ajuste aceptable al PIB Real (con línea roja). Sin embargo en algunos tramos lo sobreestima y en otros lo subestima, denotando con ello que el modelo puede ser mejorado, mediante la incorporación de otras variables explicativas del PIB1 (Ver Gráfica No. 18).

Gráfica No. 18. Polinomio de Almon. Ajuste de la Primera estimación con 5 rezagos en GE1, grado 2, para determinar el impacto sobre PIB1



Fuente: Estimación propia con EViews

7.1.4.2. Método de Almon para estimar el impacto del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1) en el modelo EQPIBGEEX1.

El Polinomio de Almon puede hacerse extensivo a un mayor número de variables. En estos términos, se hace extensivo al modelo EQPIBGEEX1 que integra la variable dependiente PIB1 y 5 variables explicativas, incluyendo la variable *dummy*

D1 del cambio estructural, al que se denominará “EQPIBGEEX1ALMON”, observándose las siguientes condiciones:

a) El Modelo EQPIBGEEX1ALMON con la variable D1, incorpora el cambio estructural.

b) Las 6 variables están expresadas en términos logarítmicos.

c) Será la variable GE1 la única a la que se apliquen los rezagos, dado que lo que interesa demostrar en este trabajo es el impacto del gasto público educativo (GE) sobre el crecimiento de la Economía (PIB).

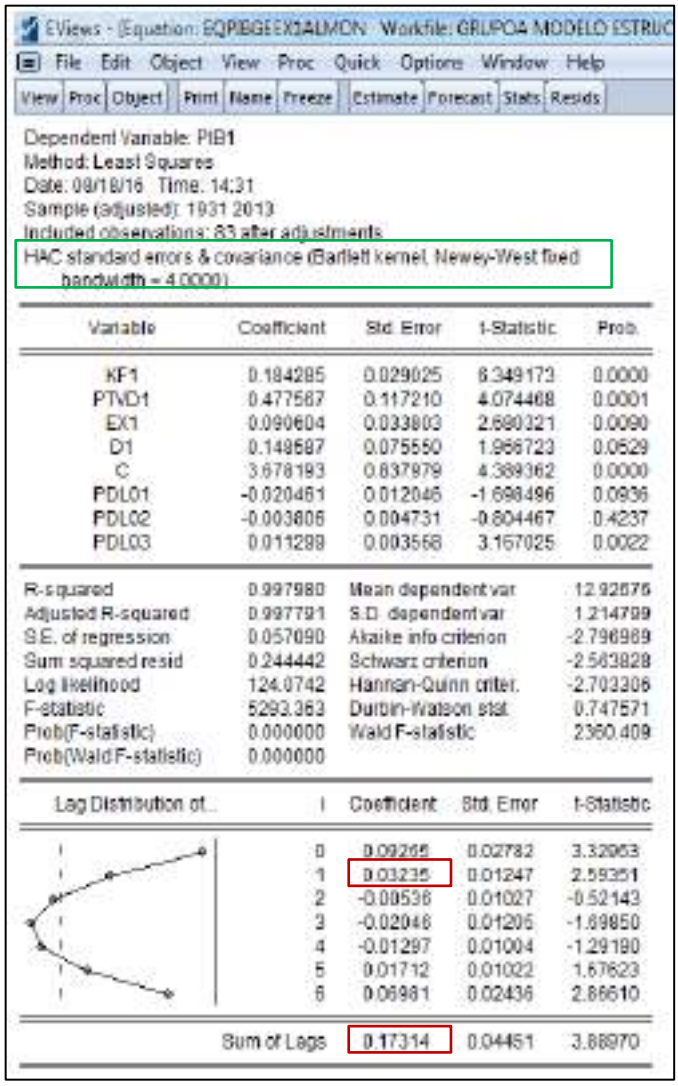
d) Las variables KF1, PTVD1, EX1 y D1, se mantendrán sin cambios, en términos de que no se aplicarán regresores a las mismas.

e) Se tomarán como base 6 rezagos, dado que estos fueron los idóneos para la prueba de cointegración del modelo EQPIBGEEX

f) El grado del Polinomio de Almon será de nivel 2, de acuerdo a la estimación especificada para el polinomio de Almon con las variables PIB1, GE1, de la Tabla No. 60.

La estimación del modelo EQPIBGEEX1ALMON con 6 rezagos, grado 2, se presenta en la Tabla No. 61.

Tabla No. 61. Modelo “EQPIBGEEX1ALMON”, con 6 rezagos, grado 2.



EViews - [Equation: EQPIBGEEX1ALMON Workfile: GRUPO4 MODELO ESTRUC

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 09/18/16 Time: 14:31
Sample (adjusted): 1931 2013
Included observations: 83 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KF1	0.184285	0.029025	6.349173	0.0000
PTVD1	0.477567	0.117210	4.074468	0.0001
EX1	0.090604	0.033803	2.680321	0.0090
D1	0.148587	0.075550	1.966723	0.0529
C	3.678193	0.837979	4.389362	0.0000
PDL01	-0.020461	0.012046	-1.698496	0.0936
PDL02	-0.003806	0.004731	-0.804467	0.4237
PDL03	0.011299	0.003568	3.167025	0.0022

R-squared	0.997980	Mean dependent var	12.92676
Adjusted R-squared	0.997791	S.D. dependent var	1.214799
S.E. of regression	0.057090	Akaike info criterion	-2.796969
Sum squared resid	0.244442	Schwarz criterion	-2.563828
Log likelihood	124.0742	Hannan-Quinn criter.	-2.703306
F-statistic	5293.363	Durbin-Watson stat	0.747571
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	2360.409
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Lag Distribution of	i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
	0	0.09266	0.02782	3.32953
	1	0.03235	0.01247	2.59351
	2	-0.00536	0.01027	-0.52143
	3	-0.02048	0.01205	-1.69850
	4	-0.01297	0.01004	-1.29190
	5	0.01712	0.01022	1.67623
	6	0.06981	0.02436	2.86610
	Sum of Lags	0.17314	0.04451	3.88970

Fuente: Elaboración propia con software Eviews

En la parte inferior de la Tabla No. 61, aparecen calculados y representados gráficamente los valores de los coeficientes que corresponden a los 6 rezagos de la variable Gasto Educativo en términos logarítmicos (GE1), obtenidos con el modelo EQPIBGGEX1ALMON, con 6 rezagos y grado 2.

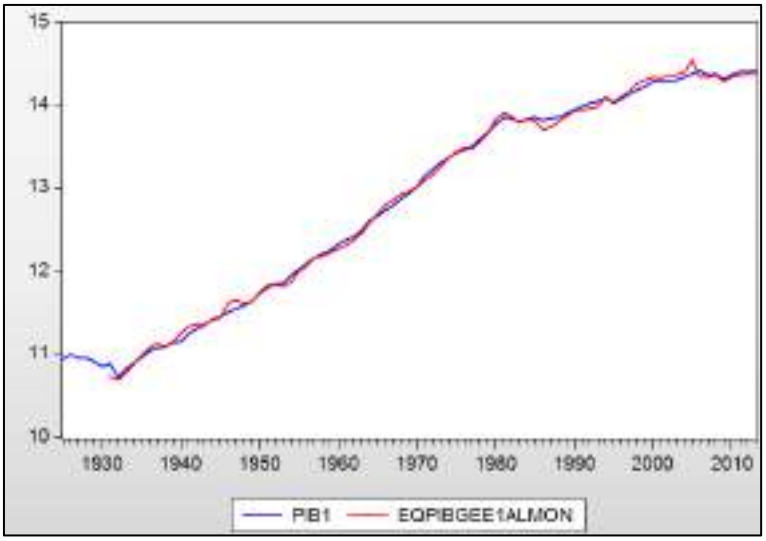
Los resultados obtenidos, indican que el impacto de corto plazo, derivado de un incremento de una unidad en el Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), es de 0.09265; en tanto que el efecto total de largo plazo (*Sum of Lags*) es de 0.17314, resultados que podrían considerarse significativos y que confirman el planteamiento inicial de que el gasto en educación tiene importantes efectos positivos sobre el crecimiento económico.

La regresión del Modelo EQPIGEEX1ALMON se expresa en los siguientes términos:

PIB1 = 0.184285002022*KF1 + 0.477566951573*PTVD1 + 0.0906041083449*EX1 + 0.148586756786*D1 + 3.67819346638 + 0.0926452919805*GE1 + 0.0323455783275*GE1(-1) - 0.00535647976168*GE1(-2) - 0.0204608822871*GE1(-3) - 0.0129676292487*GE1(-4) + 0.0171232793536*GE1(-5) + 0.0698118435196*GE1(-6) (7.10)

A partir de los cuales se puede graficar el modelo para ver la calidad de su ajuste, en la Gráfica No. 19:

Gráfica No. 19. Ajuste del Modelo EQUIPGEEX1ALMON

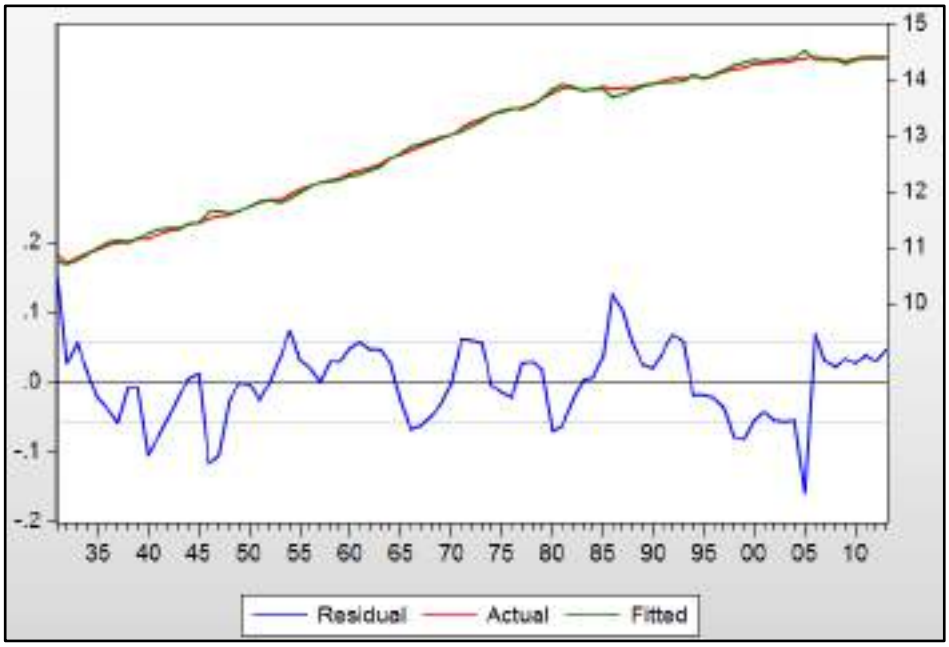


Fuente: Elaboración propia con software de EViews

El Modelo EQPIBGEEX1ALMON muestra una excelente calidad de ajuste, observando los mismos quiebres de PIB1 real logarítmico, adelantándose incluso a su evolución, lo cual confirma que los cambios en el GE1 tienen un impacto favorable sobre el PIB1 y que el modelo EQPIBGEEX1 con cambio estructural está bien especificado.

La Gráfica No. 20, con los residuos del modelo EQPIBGEEX1ALMON (línea azul), da una señal convincente de la calidad del ajuste y muestra que el conjunto de variables está bien cointegrado, validando gráficamente el principio de estacionariedad.

Gráfica No. 20. Residuos y Ajuste del Modelo EQUIPGEEX1ALMON



Fuente: Elaboración propia con software de EViews

Tabla No. 62. Estimación del impacto del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), Por Rezagos Distribuidos

(Cuadro Resumen)

MÉTODO DE ESTIMACIÓN		ESPECIFICACIÓN	IMPACTO DEL CAMBIO DE UNA UNIDAD DEL GE SOBRE EL PIB		AJUSTE GRÁFICO
			CORTO PLAZO	LARGO PLAZO	
1	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (primera estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 4 rezagos en GE1	0.2607	0.6297	Regular
2	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (segunda estimación)	6 Variables EQPIBGEEX con cambio estructural y 4 rezagos en GE. Las demás variables permanecen sin cambios.	5.763196	4.754943	Bueno
3	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (tercera estimación)	6 Variables EQPIBGEEX con cambio estructural y 6 rezagos en GE. Las demás variables permanecen sin cambios.	6.3698	6.4549	Muy bueno
4	Polinomio de Almon, (primera estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 5 rezagos en GE1, grado 4	0.30242	0.62603	Regular
5	Polinomio de Almon, (segunda estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 5 rezagos en GE1, grado 2	0.2637	0.6259	Regular
6	Polinomio de Almon, (tercera estimación)	6 Variables EQPIBGEEX1 con cambio estructural, 6 rezagos en GE1, grado 2. Las demás variables permanecen sin cambios	0.09265	0.17314	Excelente

Fuente: Elaboración propia

Conclusión:

Las distintas estimaciones realizadas por el método de rezagos distribuidos, permiten confirmar que existe un impacto favorable y significativo del Gasto Público en Educación (GE) sobre el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), siendo las mejores estimaciones de las aquí realizadas, la número 3 de rezagos distribuidos *ad hoc* con el criterio Alt-Tinbergen; y la número 6 del Polinomio de Almon, conforme al cuadro resumen que se presenta (Tabla No. 62).

7.2 Causalidad del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), en el sentido de Granger

La prueba de causalidad de Granger indica precedencia estadística en las series de tiempo. Si un evento A sucede antes que un evento B, es probable que cuando A se presenta pueda ocurrir B, sin que ello signifique necesariamente lo contrario[12].

En estos términos, una variable *Y* es causada por *X* en el sentido de Granger, si *X* ayuda en la predicción del comportamiento de *Y*, indica en qué magnitud puede explicar la evolución de ese comportamiento por efecto de los rezagos y si los coeficientes de las variables retardadas son estadísticamente significativos[13].

Entre los aspectos valiosos del test de causalidad de Granger es que permite evaluar qué parte de los valores actuales de una variable se pueden explicar a partir de los valores corrientes y retardados de la otra, como punto de partida para determinar la calidad predictiva de un modelo y proponer recomendaciones de política. Para ello, es necesario que las series sean estacionarias, con objeto de evitar estimaciones espurias y en caso de no serlo, se realicen las transformaciones necesarias para que se ajusten al principio de estacionariedad[14].

Granger presenta un modelo de causalidad con las series de tiempo estacionarias Y_t , X_t de la siguiente forma[15]:

$$X_t = \sum_{j=1}^{m} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} b_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

(7.11)

$$Y_t = \sum_{j=1}^{m} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

Donde: ϵ_t y η_t son las perturbaciones que no están correlacionadas; m es el número de rezagos que, si bien es arbitrario, es un criterio muy importante que puede definir la dirección de la causalidad[16]. La definición de causalidad implica que *Y* esté causando a *X* y que a su vez, *X* esté causando a *Y.* Estas regresiones se pueden presentar de cuatro maneras:

1. **Causalidad unidireccional**: *Y* está causando a *X,* que podemos denotar como $Y_t \Rightarrow X_t$; De forma similar se define la causalidad de X hacia Y, $X_t \Rightarrow Y_t$
2. **Causalidad Bidireccional**: *Y* está causando a *X; X está causando a Y.* Se denota como: $Y_t \Leftrightarrow X_t$
3. **Causalidad Instantánea.** se da si ampliando el conjunto informativo de Y hasta el momento $n+1$ se encuentra causalidad $Y_t \Rightarrow X_t$.
4. **Independencia:** Los conjuntos de coeficientes de Y y X no son significativos para explicar respectivamente el comportamiento de las variables.

Para el presente trabajo, interesa en principio demostrar la existencia de **causalidad unidireccional** $\boldsymbol{GE_t \Rightarrow PIB_t}$ en el sentido de Granger. Con este

propósito se procede a estimar el par de ecuaciones (7.11) propuesto por Granger, que se expresan en la forma:

$$PIB_t = \sum_{j=1}^{m} a_j \, GE_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} b_j \, PIB_{t-j} + \epsilon_t \qquad (7.11.1)$$

$$GE_t = \sum_{j=1}^{m} c_j \, PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} d_j \, GE_{t-j} + \eta_t \qquad (7.11.2)$$

Para el caso, en la ecuación (7.11.1) se propone que el PIB está relacionado con los valores pasados de GE, así como también con los propios valores pasados del PIB.

Para la ecuación (7.11.2) se postula que el GE está relacionado con los valores pasados del PIB y con los propios valores rezagados de la GE.

La hipótesis nula H_0 , es demostrar que los coeficientes $a_j = b_j = c_j = d_j = 0$, con lo cual se estaría probando que no hay casualidad en el sentido de Granger[17]. Caso contrario, si estos parámetros son diferentes de cero, entonces existe causalidad.

De este modo, se podrían plantear las siguientes hipótesis de causalidad para ambas variables:

A) Hipótesis nulas:

H₀: $a_j = b_j = c_j = d_j = 0$; GE $\nRightarrow$ PIB ; GE *no causa al* PIB *en el sentido de Granger en la primera regresión.* No hay causalidad.

H₀: $a_j = b_j = c_j = d_j = 0$; PIB $\nRightarrow$ GE ; PIB *no causa al* GE *en el sentido de Granger en la segunda regresión.* No hay causalidad

B) Hipótesis alternativas:

H_1: $a_j \neq b_j \neq c_j \neq d_j \neq 0$; GE $\Rightarrow$ PIB ;
GE causa al PIB *en el sentido de Granger.* Hay causalidad

H_1: $a_j \neq b_j \neq c_j \neq d_j \neq 0$; PIB $\Rightarrow$ GE ;
PIB *causa al* GE *en el sentido de Granger.* Hay causalidad

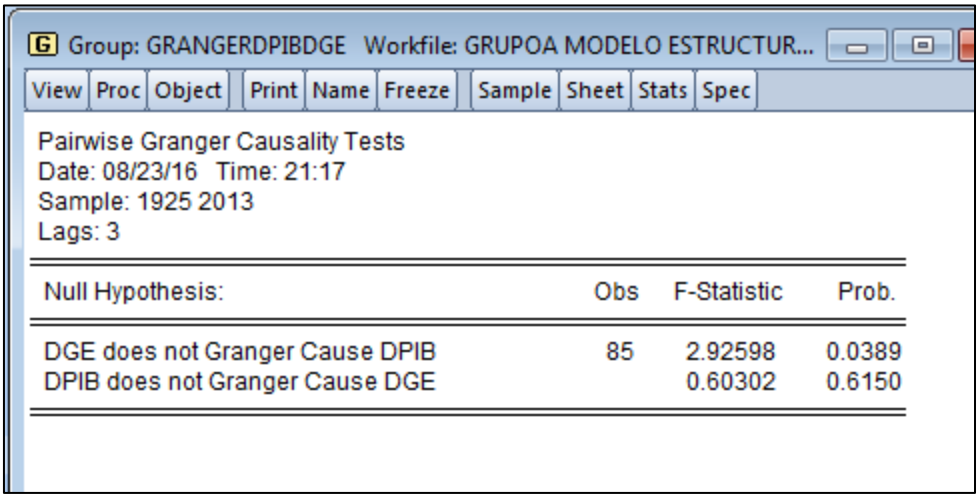
Para probar la hipótesis nula se aplica la Prueba F que se estima con EViews y se contrasta con el estadístico F en tablas, adoptando el siguiente criterio:

- No Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es > 0.05 No Hay causalidad**
- Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es ≤ 0.05 Hay causalidad**

Para realizar las estimaciones, se toman las primeras diferencias de las variables PIB y GE para atender el problema de no estacionariedad y se define el número de rezagos a utilizar. Para ello, se aplica el método del estadístico *F*, contrastado con los criterios de Schwarz y Akaike, definiéndose 3 rezagos inicialmente[18].

Con estas precisiones, se realiza la primera prueba de causalidad de Granger, con las variables DPIB y DGE, con 3 rezagos, obteniéndose los siguientes resultados (Tabla No. 63).

Tabla No. 63. Prueba de causalidad de Granger con las variables PIB y GE en primeras diferencias (DPIB, DGE) y tres rezagos



Fuente: Estimación propia

Interpretación

Conforme a la hipótesis nula:

> **H_0:** $a_j = b_j = c_j = d_j = 0$; GE $\nRightarrow$ PIB ; GE *no causa al* PIB *en el sentido de Granger.* No hay causalidad

- Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es ≤ 0.05 Hay causalidad**

Los resultados de la Tabla No. 63, con una probabilidad asociada al estadístico *F* de 3.9% **<** al 5%, está rechazando la hipótesis nula H_0: GE $\nRightarrow$ PIB. En consecuencia, sí hay ***causalidad en el sentido de Granger***: DGE $\Rightarrow$ DPIB, lo cual significa que el crecimiento del Gasto Público Educativo (GE) en México, causa en el sentido de Granger el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Por otra parte, no se puede rechazar la hipótesis nula H_0: PIB $\not\Rightarrow$ GE, porque la probabilidad asociada al estadístico F en esta relación, es del 61.5% > al 5%, lo cual significa que el DPIB ***no causa en el sentido de Granger*** al DGE. Es decir, la causalidad va sólo en el sentido DGE $\Rightarrow$ DPIB y no a la inversa. Para verificar estos resultados, se realizaron adicionalmente pruebas con 7, 9 y 15 rezagos, como se muestra en la tabla siguiente:

Tabla No. 64. Causalidad en el Sentido de Granger para las variables PIB, GE en primeras diferencias (DPIB, DGE), con 3, 7, 9 y 15 rezagos

Rezagos (años)	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
3	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.92598	0.0389	SI
7	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.46240	0.0263	SI
9	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.11633	0.0418	SI
15	GE	$\Rightarrow$	PIB	3.60843	0.0005	SI
3	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	0.60302	0.6150	NO
7	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.947772	0.0758	NO
9	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.95484	0.0609	NO
15	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.45216	0.1685	NO

Fuente: Elaboración propia

Con 7, 9 y 15 rezagos se confirma que la causalidad en el sentido de Granger, va en dirección del Gasto Educativo (GE) hacia el PIB y que no hay causalidad del PIB hacia el GE.

Conclusión:

Las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, permiten confirmar la existencia de causalidad unidireccional del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB) de manera muy significativa, tanto en el corto

como en el largo plazo, con evidencias de mayores efectos en este último, que coinciden en cierta medida, con la maduración de los procesos educativos en la formación del capital humano.

Los resultados de causalidad son congruentes y consistentes con el análisis de rezagos distribuidos, en donde también se aprecian efectos e impactos positivos notables, constituyendo un buen instrumento para la elaboración de políticas públicas de crecimiento económico.

Como una forma de verificar la fortaleza y solidez del modelo EQPIBGEEX con cambio estructural, para ponderar la causalidad e impacto del Gasto Educativo (GE) sobre el PIB, en el siguiente capítulo se procederá a la estimación del modelo, iniciando con los valores reales de las series, manteniendo las mismas variables, incluida la variable *dummy* D1, que sirve para ajustar el cambio estructural a partir de 1980.

Notas al capítulo 7

1. Gujarati y Porter. Econometría, Edit. McGraw-Hill, 5ª. Edición, México 2010. Pág. 617.
2. Ibid. Pág. 619, 622-624
3. Ibid. Pág. 623
4. . Op. Cit. Pág. 310-311
5. Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 624-629
6. Ibid. Pág. 645-649
7. Carrascal Ursicino, et. Al. Op. Cit. Pág. 315
8. IHS Global Inc.. EViews User's Guide, Vol. II. 2016, Pág. 192-193
9. Carrascal Ursicino, et. Al. Op. Cit. Pág. 315-317
10. Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 447-448.
11. Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 647-649.
12. De la Luz Juárez, Gloria, Sánchez y Zurita: **"La crisis financiera internacional de 2008 y algunos de sus efectos económicos sobre México".** Contaduría y Administración 60 (S2). FCyA, UNAM. México 2015. Pág 133-135Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 652- 653
13. Schmidt, Sthepen J. Econometría. 1a. Edición. Edit. McGrawHill. México 2005. Pág.348-349.
14. Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 653-655
15. Granger, C. W. **Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods.** Econometrica, Vol. 37, No. 3. (Aug., 1969), Pág. 431
16. Gujarati y Porter. Op. Cit. Pág. 655
17. Loría, Eduardo. Econometría con Aplicaciones. 1ª. Edición. Edit. Pearson Educación. México 2007. Pag. 306-307
18. Stock, James y Watson. Introducción a la Econometría. 3a. Edición, Edit. Pearson Educación, México 2012. Pág. 392-394.

8. El Modelo EQPIBGEEX como un Vector Autorregresivo (VAR)

Los modelos VAR (vectores autoregresivos), se caracterizan fundamentalmente por dejar a un lado la asignación *a priori* entre variables endógenas y exógenas, dando el mayor peso a la naturaleza dinámica de las series de tiempo, debido a que en un proceso complejo existe interdependencia entre los elementos [1]. Esto permite considerar a todas las variables de un sistema en un mismo nivel.

De acuerdo con Sims[2], se trata de modelar un VAR irrestricto que busca regresionar a cada variable no rezagada con respecto a las demás con varios rezagos y que puede expresarse de manera general como:

$$Z = \sum_{i=1}^{k} A_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (8.1)$$

Donde $Z = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t^* \end{bmatrix}$

Que es un vector donde y_t, x_t^* , son variables endógenas del modelo, que permite compararlo fácilmente con el modelo estructural tradicional de la Comisión Cowles, expresada en la ecuación:

$$u_t' = y\Gamma + x_i\beta \qquad (8.2)$$

Donde u_t' está representando el vector de errores que cumple con las condiciones de buen comportamiento, que a su vez presenta condiciones similares al vector ε_t del modelo VAR que se quiere construir. [3]

Es importante señalar que al estimar los modelos VAR no es necesario diferenciar las series, aún a pesar de que éstas pudieran tener raíz unitaria, como lo recomiendan Sims y Enders, porque podría perderse información relevante [4].

Otro hecho es que en un VAR irrestricto, sólo influyen las variables rezagadas, por lo que es muy importante evaluar cada uno de los rezagos para encontrar el número óptimo de rezagos que permiten obtener el mejor modelo.

Para la estimación del modelo VAR, que se desea equiparar con el modelo con cambio estructural estimado inicialmente como la ecuación EQPIBGEEX, se consideró conveniente hacerlo con los valores reales de las series [5], manteniendo las mismas variables, incluida la variable *dummy* D1 que sirve para ajustar el cambio estructural a partir de 1980.

De lo que se trata es de rechazar la hipótesis:

$$H_0: C(1) = C(2) = \cdots = C(k) = 0$$

mediante distintas pruebas, para demostrar que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente.

Para tener una perspectiva más amplia para el análisis, el ejercicio se hará en dos versiones:

A) Tomando los valores reales de las variables.

B) Tomando los valores logarítmicos de las variables

8.1 VAR con los valores reales de las variables

Se inicia el proceso abriendo en Eviews el grupo "grouppibgeex", en términos reales, para estimar el vector autorregresivo (VAR) con 6 rezagos, obteniéndose los siguientes procesos y resultados (Figura No. 21):

Figura No. 21. Estimación del VAR del grupo GROUPPIBGEEX en términos reales, con 6 rezagos



Fuente: Elaboración propia con Software Eviews, Loría y Carrascal Ursicino

Sobre el primer resultado del VAR obtenido con las especificaciones de la figura No. 21, se estima el número de rezagos que resulte más idóneo, aplicando *View → Lag Structure →Lag Leng Criteria* [6], (Tabla No. 65):

Tabla No. 65. Estimación del No. de rezagos idóneo con Eviews

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: PIB GE KF PTVD EX
Exogenous variables: C @TREND D1
Date: 03/05/15 Time: 03:37
Sample: 1925 2013
Included observations: 82

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4571.472	NA	2.63e+42	111.8652	112.3054	112.0419
1	-4257.380	566.8964	2.29e+39	104.8142	105.9882	105.2855
2	-4213.647	73.60020	1.46e+39	104.3572	106.2650	105.1232
3	-4166.016	74.35007	8.62e+38	103.8053	106.4468	104.8658
4	-4079.563	124.4082	2.01e+38	102.3064	105.6817	103.6615
5	-4001.774	102.4540	5.91e+37	101.0189	105.1279	102.6686
6	-3895.469	127.0470	8.98e+36	99.03594	103.8786	100.9901
7	-3775.058	129.2223*	1.01e+36*	96.70673*	102.2853*	98.94762*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Lag Leng Criteria está indicando que es recomendable estimar el VAR con 7 rezagos, lo cual tiene lógica si se considera que el efecto de la inversión educativa requiere de un tiempo razonable de maduración para poder evaluar su impacto.

En este caso, la estimación del VAR con 7 rezagos el resultado es la siguiente (Tabla No. 66):

Tabla No. 66. Estimación del VAR con 7 rezagos

Vector Autoregression Estimates
Date: 02/24/16 Time: 16:26
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	PIB	GE	KF	PTVD	EX
PIB(-1)	0.36231028...	-0.0579575...	0.00829235...	0.01827266...	-0.1260475...
	0.19513728...	0.02856002...	0.08837202...	0.02067340...	0.03829939...
	[1.85669]	[-2.02926]	[0.09383]	[0.88387]	[-3.29111]
PIB(-2)	0.04423811...	0.02954571...	0.04013125...	0.04551507...	0.10752494...
	0.22281166...	0.03261144...	0.10090494...	0.02360530...	0.04373102...
	[0.19854]	[0.90599]	[0.39771]	[1.92817]	[2.45878]
PIB(-3)	0.20945271...	0.08536175...	-0.1073876...	-0.0574690...	-0.1380264...
	0.23785461...	0.03481317...	0.10771745...	0.02519899...	0.04668348...
	[0.88059]	[2.45200]	[-1.55395]	[-2.28061]	[-2.95662]
PIB(-4)	0.60474841...	0.07330748...	0.54824093...	0.03045635...	0.11878184...
	0.27381909...	0.04007705...	0.12400472...	0.02900917...	0.05374219...
	[2.20857]	[1.82916]	[4.42113]	[1.04989]	[2.21022]
PIB(-5)	-0.2724899...	-0.0426845...	-0.0269660...	-0.0693388...	-0.0331804...
	0.21362080...	0.03126623...	0.09674257...	0.02263159...	0.04192714...
	[-1.27558]	[-1.36520]	[-0.27874]	[-3.06381]	[-0.79138]
PIB(-6)	-0.3503893...	-0.0625006...	-0.2362666...	0.04508360...	0.18501572...
	0.23689735...	0.03467307...	0.10728304...	0.02509758...	0.04649560...
	[-1.47908]	[-1.80257]	[-2.20226]	[1.79633]	[3.97921]
PIB(-7)	0.48755115...	0.03196165...	-0.1150765...	-0.0132167...	-0.0542495...
	0.19283393...	0.02822378...	0.08732885...	0.02042936...	0.03784730...
	[2.52836]	[1.13244]	[-1.31774]	[-0.64695]	[-1.43336]
GE(-1)	-2.0255180...	0.11449497...	-1.8537171...	-0.1682722...	0.03456951...
	0.89986141...	0.13170665...	0.40752115...	0.09533388...	0.17651489...
	[-2.01880]	[0.86932]	[-4.54876]	[-1.76508]	[0.19573]
GE(-2)	2.07089871...	0.56500519...	1.28832306...	0.23451908...	0.18293798...
	0.88916706...	0.13014431...	0.40268704...	0.09420301...	0.17451985...
	[2.32998]	[4.34137]	[3.19435]	[2.48951]	[1.04824]
GE(-3)	3.22407038...	-0.0189562...	1.04445444...	0.03517687...	-0.2036189...
	0.92012821...	0.13467296...	0.41669939...	0.09748100...	0.18059204...
	[3.50394]	[-0.14076]	[2.50645]	[0.36086]	[-1.12802]

R-squared	0.99974327...	0.99751565...	0.99906539...	0.99527181...	0.99960604...
Adj. R-squared	0.99952739...	0.99542654...	0.99826106...	0.99129584...	0.99927477...
Sum sq. resids	7987786951...	171116005...	1638232427...	89654024.7...	307701695...
S.E. equation	13473.7007...	1972.05479...	6101.84650...	1427.44228...	2644.46876...
F-statistic	4630.97634...	477.493906...	1257.73414...	250.321492...	3017.42826...
Log likelihood	-870.52583...	-712.94941...	-805.56970...	-686.44768...	-737.00775...
Akaike AIC	22.1591666...	18.3158393...	20.5748707...	17.6694557...	18.9026284...
Schwarz SC	23.2744755...	19.4311482...	21.6901797...	18.7847646...	20.0179373...
Mean dependent	732731.941...	26554.1625...	145039.469...	32482.8424...	55879.5936...
S.D. dependent	619779.613...	29160.5258...	146325.297...	15300.1302...	98197.5956...

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.50285192003911 2e+35
Determinant resid covariance	6.68513698837321e+33
Log likelihood	-3775.057784226995
Akaike information criterion	96.70872644456085
Schwarz criterion	102.2852710419805

Nota: Por razones prácticas y de espacio, sólo se presentan los resultados correspondientes al PIB, porque es donde se observa la relación con la variable GE y las otras variables explicativas

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Puede observarse que en el vector correspondiente al rezago 7 del PIB como variable dependiente (marcado con verde), los valores de los coeficientes del PIB y el GE son de signo positivo, lo cual indica que la relación entre las variables y los parámetros del VAR son estadísticamente significativos.

Es evidente que en el VAR no es fácil hacer inferencia estadística a partir de los coeficientes estimados, en virtud del número de vectores (7 en el presente caso) y que muchos de ellos son poco significativos, además de presentar signos encontrados.

A efecto de poder evaluar los coeficientes de manera rápida para el primer vector (PIB), se estima éste por separado con MCO, con los siguientes comandos:

ls pib pib(-1) pib(-2) pib(-3) pib(-4) pib(-5) pib(-6) pib(-7) ge(-1) ge(-2) ge(-3) ge(-4) ge(-5) ge(-6) ge(-7) ptvd(-1) ptvd(-2) ptvd(-3) ptvd(-4) ptvd(-5) ptvd(-6) ptvd(-7) kf(-1) kf(-2) kf(-3) kf(-4) kf(-5) kf(-6) kf(-7) ex(-1) ex(-2) ex(-3) ex(-4) ex(-5) ex(-6) ex(-7) C @trend D1 **(8.3)**

El propósito de la evaluación de los coeficientes del primer vector autorregresivo, es probar la hipótesis nula de que cada variable en su conjunto no proporciona información significativa. Es decir, para cada conjunto de coeficientes correspondiente a cada una de las variables, con excepción de la variable ficticia D1, la suma es de cero:

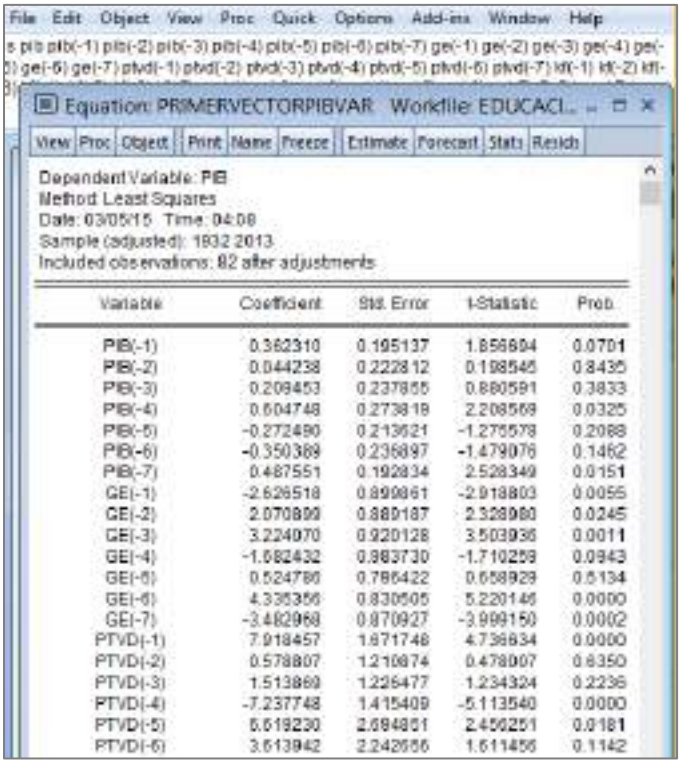
$$H_0: C(1) = C(2) = C(3) = C(4) = C(5) = C(6) = C(7) = 0$$

Si la probabilidad para cada variable del Estadístico *F* > 5.0%, se estará indicando que la suma de los coeficientes es diferente de cero por lo cual se aceptará la

hipótesis nula. En caso contrario, si F < 5.0%, se rechazará la hipótesis nula y se aceptará que las variables son significativas.

El resultado del primer vector PIB autorregresivo (PRIMERVECTORPIBVAR) se observa parcialmente en la Tabla No. 67:

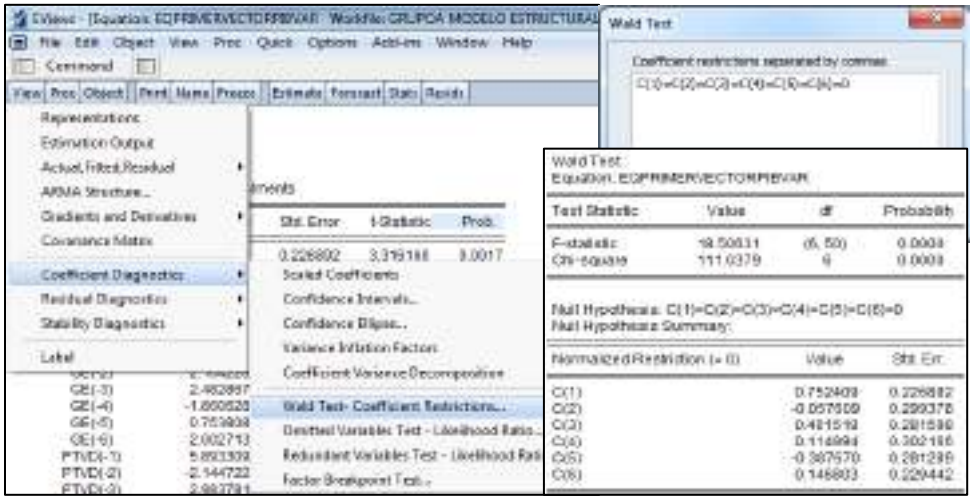
Tabla No. 67. Estimación del primer vector del PIB en el VAR



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La estimación del vector (PRIMERVECTORPIBVAR) permite obtener la **prueba *Wald Coefficient Test*** para cada conjunto de coeficientes (Figura No. 22), mediante la cadena de comandos: *VIEW ┘ COEFFICIENT DIAGNOSTIC ┘ WALD TEST COEFFICIENT RESTRICCIO*NS, [7]

Fig. No. 22. Prueba de Coeficientes de Wald



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

generando los resultados que se expresan en la Tabla No. 68:

Tabla No. 68. Test de Wald [8]

Variable	**Primer valor del Coeficiente**	**F estadístico**	**Probabilidad**
PIB	0.362310	31.81770	(0.0000)
GE	-2.626518	12.74014	(0.0000)
KF	7.918457	15.80718	(0.0000)
PTVD	0.071524	6.952622	(0.0000)
EX	1.865048	9.826547	(0.0000)

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El estadístico F para todas las variables tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y corroborar que las cuatro variables propuestas para el modelo son significativas para explicar el comportamiento del PIB. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables cumplen con los requerimientos para su integración al modelo.

Se reitera que lo que se busca en principio es corroborar que el gasto educativo (GE) es factor del crecimiento económico (PIB) y obtener un parámetro plausible de su impacto. Con este propósito, se utilizará la Prueba de causalidad de Granger a las variables del modelo EQPIBGEEX considerado como un vector autorregresivo (VAR).

8.2. Causalidad GE, PIB en el VAR, en el Sentido de Granger

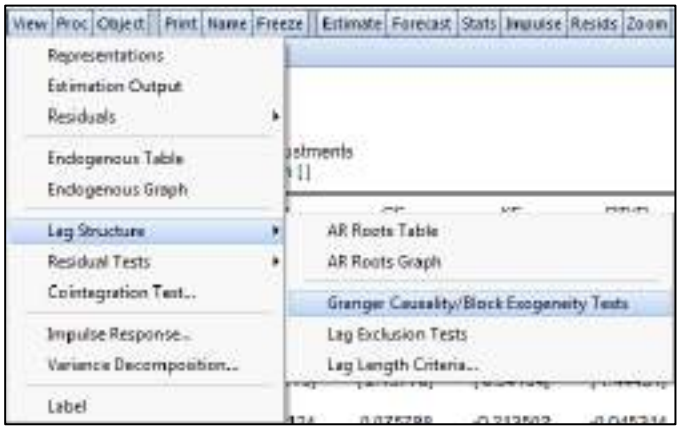
Para reforzar la idea de que el modelo propuesto está bien especificado y que las variables son significativas, se procederá a la aplicación de la prueba de *Causalidad en el Sentido de Granger*, destacando en primera instancia la causalidad del GE en dirección al PIB, considerando que en páginas anteriores ya se realizaron distintas pruebas de raíces unitarias para demostrar que las variables del modelo están cointegradas y son estacionarias en primeras diferencias en grado *I(1).* De manera previa y precautoria, se aplicará la prueba de exogeneidad a las variables, para evitar en lo posible la realización de una prueba espuria de causalidad en el sentido de Granger

8.2.1 Exogeneidad de GE, respecto al PIB en el VAR [9]

En este caso, primero se realiza el contraste de la hipótesis nula tanto para la ecuación en su conjunto como para cada variable en lo individual, para demostrar que las variables son exógenas respecto a la variable dependiente.

Para este propósito, se toma como referente el VAR estimado con 7 retardos (tabla No. 66) y se aplica el menú: *VIEW ┘LAG STRUCTURE ┘GRANGER CAUSALITY* (Figura No. 23), con los resultados que se presentan en la Tabla No 69.

Figura No. 23. Proceso para estimar la exogeneidad de las variables



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Tabla No. 69. Exogeneidad de las variables respecto al PIB, en el VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 02/24/16 Time: 17:17
Sample: 1925 2013
Included observations: 82

Dependent variable: PIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GE	89.18098	7	0.0000
KF	48.66836	7	0.0000
PTVD	110.6502	7	0.0000
EX	68.78583	7	0.0000
All	409.0548	28	0.0000

Dependent variable: GE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB	51.93682	7	0.0000
KF	43.63424	7	0.0000
PTVD	42.67253	7	0.0000
EX	15.79026	7	0.0188
All	230.4419	28	0.0000

Dependent variable: KF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB	58.77748	7	0.0000
GE	191.4124	7	0.0000
PTVD	180.2787	7	0.0000
EX	200.4556	7	0.0000
All	576.8308	28	0.0000

Fuente: Elaboración propia con EViews

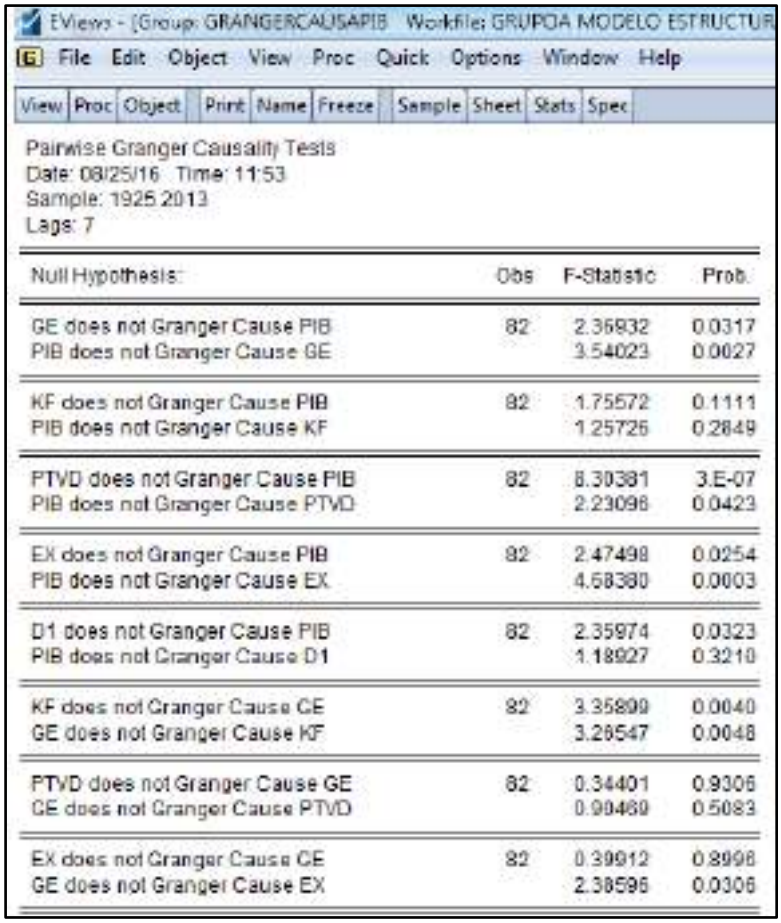
En particular nos interesa la primera ecuación, donde la variable dependiente es el PIB. En este caso, en su conjunto la ecuación tiene una $Chi\text{-}sq$ de 409.548 con probabilidad de 0.0% y **las cuatro variables GE, KF, PTVD, EX cumplen con el principio de exogeneidad**, como condición para probar la causalidad en el sentido de Granger.

Puede observarse que la variable GE de manera individual tiene una $Chi\text{-}sq$ de 89.18098 con una probabilidad de 0.0%, lo cual indica que su nivel de exogeneidad es elevado respecto al PIB, si se compara dicho valor con la $Chi\text{-}sq$ de las otras variables.

8.2.2. Causalidad de GE hacia el PIB en el Sentido de Granger

Una vez probada la exogeneidad de las variables explicativas del PIB, con apoyo de EViews se aplica la Prueba de Causalidad en el sentido de Granger, accionando los comandos *VIEW ┘ GRANGER CAUSALITY ┘Lag especification,* con 7 rezagos*,* en GROUPPIBGEEX, obteniéndose los resultados que se presentan en la Tabla No. 70.

Tabla No. 70. Causalidad de GE, KF,PTVD, EX, D1, hacia el PIB, en el sentido de Granger



EViews - [Group: GRANGERCAUSAPIB Workfile: GRUPOA MODELO ESTRUCTUR

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 08/25/16 Time: 11:53
Sample: 1925 2013
Lags: 7

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GE does not Granger Cause PIB	82	2.36832	0.0317
PIB does not Granger Cause GE		3.54023	0.0027
KF does not Granger Cause PIB	82	1.75572	0.1111
PIB does not Granger Cause KF		1.25725	0.2849
PTVD does not Granger Cause PIB	82	8.30381	3.E-07
PIB does not Granger Cause PTVD		2.23096	0.0423
EX does not Granger Cause PIB	82	2.47498	0.0254
PIB does not Granger Cause EX		4.58380	0.0003
D1 does not Granger Cause PIB	82	2.35974	0.0323
PIB does not Granger Cause D1		1.18927	0.3210
KF does not Granger Cause GE	82	3.35899	0.0040
GE does not Granger Cause KF		3.26547	0.0048
PTVD does not Granger Cause GE	82	0.34401	0.9306
GE does not Granger Cause PTVD		0.99469	0.5083
EX does not Granger Cause GE	82	0.39912	0.8998
GE does not Granger Cause EX		2.38596	0.0306

Fuente: Elaboración propia con EViews

(Nota: Por razones de espacio, sólo se presentan en la tabla algunas de las relaciones de causalidad más importantes)

Interpretación:

I. Conforme a la hipótesis nula, en la relación GE, PIB:

H_0: GE $\nRightarrow$ PIB : GE *no causa al* PIB *en el sentido de Granger.*
No hay causalidad

- Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es ≤ 0.05**
  Hay causalidad

Los resultados de la Tabla No. 70, con una probabilidad asociada al estadístico *F* de 3.17% **<** al 5%, **están rechazando la hipótesis nula** H_0: GE ⇏ PIB. En consecuencia, sí hay ***causalidad en el sentido de Granger***: GE ⇒ PIB, lo cual signica que el crecimiento del Gasto Público Educativo (GE) en México, causa en el sentido de Granger el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Esto confirma una de las ideas fundamentales del presente trabajo: **que el** gasto público educativo **tiene efectos muy importantes sobre el crecimiento económico de nuestro país (PIB), al probarse la causalidad GE ⇒ PIB en el sentido de Granger.**

II. Conforme a la hipótesis nula, en la relación PIB, GE:

H_0: PIB ⇏ GE ; PIB *no causa al* GE *en el sentido de Granger.*
No hay causalidad

- Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es ≤ 0.05**
  Hay causalidad

En la Tabla No. 70, con una probabilidad asociada al estadístico *F* de 0.27% **<** al 5%, se está rechazando la hipótesis nula H_0: PIB ⇏ GE. Por consiguiente, sí hay ***causalidad en el sentido de Granger***: PIB ⇒ GE, lo cual significa que el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), causa en el sentido de Granger el crecimiento del Gasto Público Educativo (GE) en México.

En consecuencia, en el modelo EQPIBGEEX como VAR, se presenta una **relación causal bidireccional** en el sentido de Granger entre el GE y el PIB de la forma: GE⇔PIB; con estadísticos de *F* que también son significativos.

Para confirmar las relaciones de causalidad entre GE y PIB, en la Tabla No. 71 se presentan estimaciones de la Prueba de Granger, con 7, 10 y 15 rezagos.

Tabla No. 71. Causalidad en el sentido de Granger entre el PIB y GE, con 7, 10 y 15 rezagos

Rezagos (años)	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
7	GE	⇒	PIB	2.36932	0.0317	SI
10	GE	⇒	PIB	2.20539	0.0300	SI
15	GE	⇒	PIB	3.80222	0.0003	SI
7	PIB	⇒	GE	2.38596	0.0306	SI
10	PIB	⇒	GE	2.36943	0.0199	SI
15	PIB	⇏	GE	1.21111	0.3006	NO

Fuente: Elaboración propia

Puede observarse que:

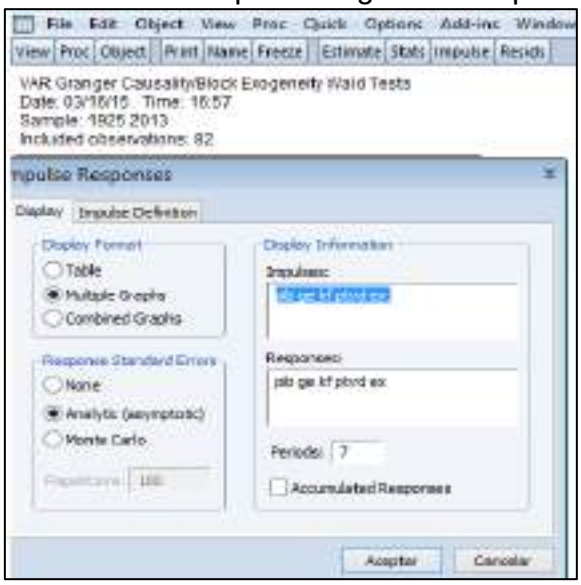
- **Con 7, 10 y 15 rezagos se confirma que la causalidad en el sentido de Granger, va del Gasto Educativo (GE) hacia el PIB.**
- Con 7 y 10 rezagos, el PIB causa también al GE en el sentido de Granger, dando lugar a una **causalidad bidireccional** GE⇔PIB.
- Con 15 rezagos, el GE causa en el sentido de Granger al PIB, pero el PIB no causa al GE, por lo que en este caso **la causalidad es unidireccional** GE⇒PIB.

- Parecería que es en el largo plazo (15 rezagos) cuando el Gasto Educativo, logra sus mayores efectos sobre el PIB, en función de un valor más significativo para el estadístico *F* y una probabilidad muy cercana a cero.

8.3 Análisis de sensibilidad impulso-respuesta del VAR

Una valiosa herramienta que provee el VAR para valorar el impacto y la causalidad de las variables es el análisis de sensibilidad, mediante los gráficos de *impulso-respuesta* [10], que se obtienen con el comando: $impulse$ ↵ (enter), a partir de las pruebas de exogeneidad de las variables y las estimaciones de causalidad en el sentido de Granger (Fig. No. 24):

Figura No. 24: Comando para los gráficos impulso-respuesta



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Que permite generar los gráficos de impulso-respuesta (Gráfica No. 21) para las cinco ecuaciones con el efecto de 7 periodos de 12 años cada uno.

Gráfica No. 21. Impulso-Respuesta del VAR con 7 periodos de 12 años

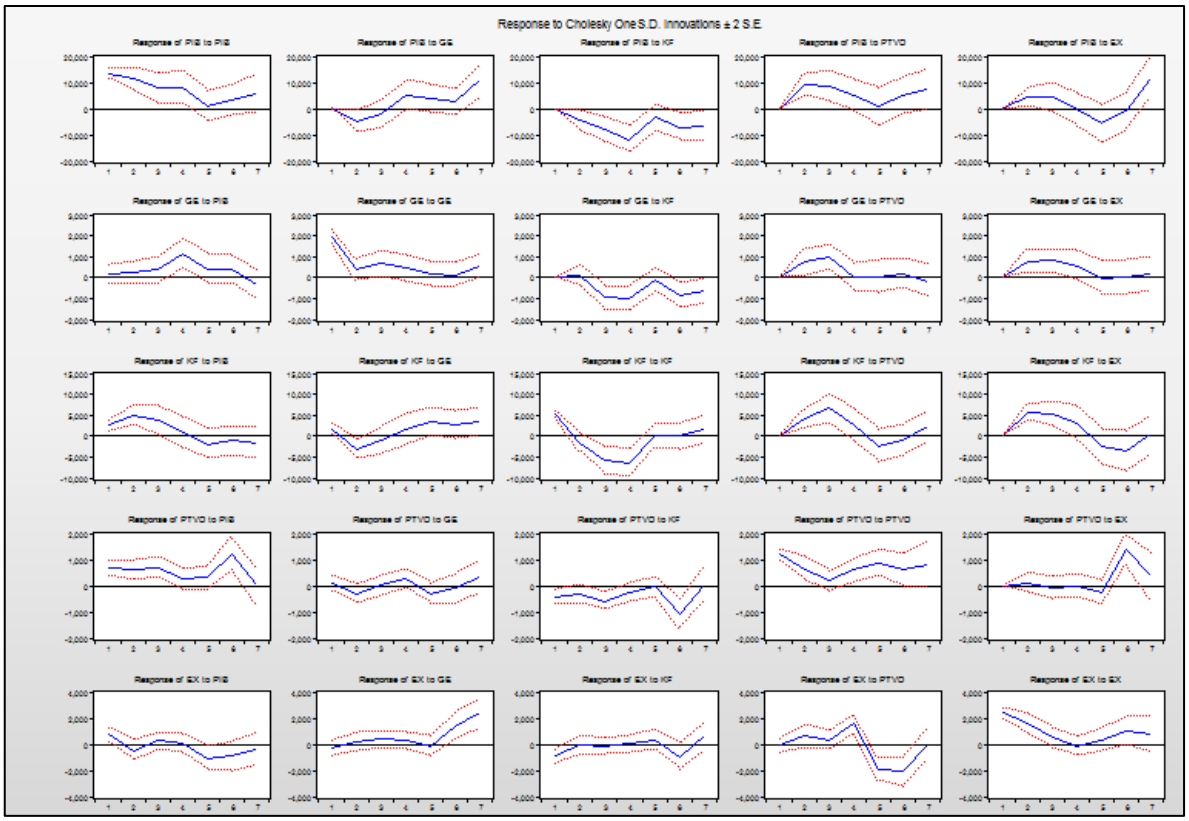
Ecuación 1

Ecuación 2

Ecuación 3

Ecuación 4

Ecuación 5

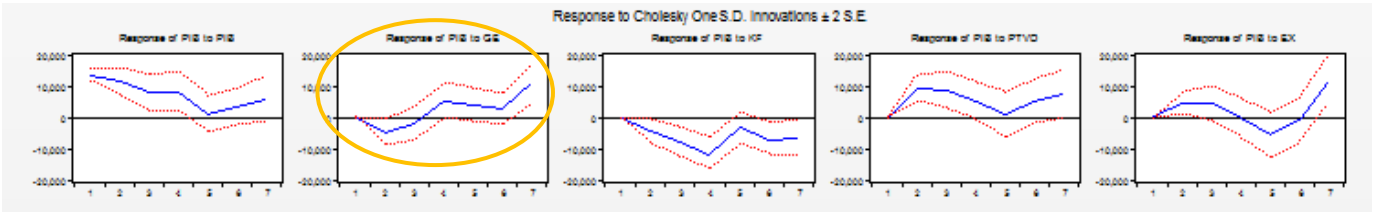


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Para los efectos de este trabajo, el mayor interés se centra en la primera ecuación con el PIB como variable dependiente, con el propósito de ver si efectivamente el Gasto Educativo (GE) genera causalidad en el PIB, ya que la demostración de ésta, es uno de los principales objetivos de la tesis.

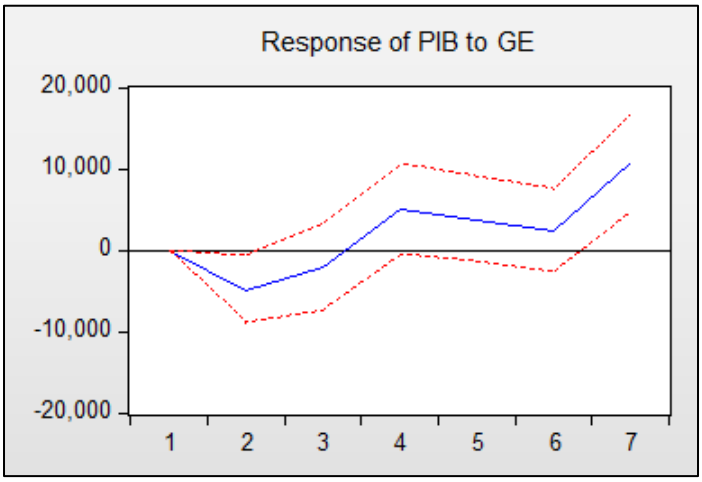
Al respecto, observando las gráficas de impulso-respuesta de la primera ecuación donde el PIB es la variable dependiente (Grafica No. 22), se pueden hacer los siguientes comentarios:

Gráfica No. 22. Ecuación 1: PIB como variable dependiente



a) La respuesta del PIB ante incrementos en el Gasto Educativo (GE), es directa y positiva con un claro impacto ascendente a partir del segundo periodo de 12 años (de un total de 7) que se prolonga hasta el cuarto, donde se estabiliza y vuelve a tener un fuerte impulso a partir del 6° periodo (Ver también Gráfica No. 23).

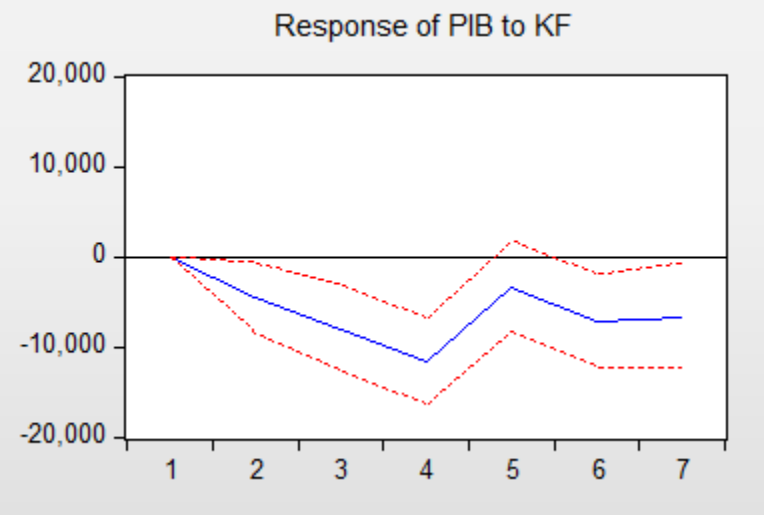
Gráfica No. 23. Respuesta del PIB a cambios en el GE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

b) El impulso del Capital Físico (KF) sobre el PIB muestra una tendencia negativa hasta el 4° periodo (Ver Gráfica No. 24), lo cual puede reflejar que éste ha sido insuficiente, o que al entrar la economía mexicana en un proceso de terciarización, donde el sector de comercio y servicios se han constituido en el sector predominante, la inversión física de tipo industrial ha perdido relevancia.

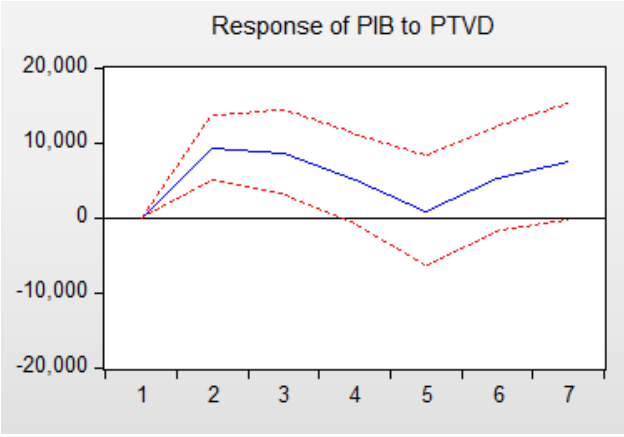
Gráfica No. 24. Respuesta del PIB a cambios en el KF



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

c) En el caso de la Productividad (PTVD), ésta muestra también un fuerte impacto positivo sobre el PIB, (Gráfica No. 25) en una relación directa que hace evidente que cuando la productividad laboral aumenta, esta se refleja de inmediato en un crecimiento del PIB y viceversa.

Gráfica No. 25. Respuesta del PIB a cambios en la PTVD

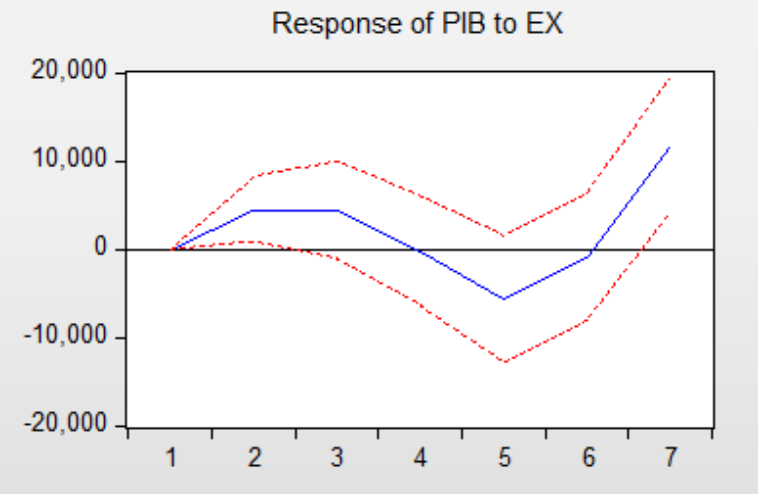


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

d) Finalmente, es importante destacar el efecto que tienen las exportaciones (EX) como factor de impulso para el PIB (Gráfica No. 26). En la medida que las exportaciones crecen, éstas pueden tener un efecto doblemente positivo, en virtud de que permiten mejorar la eficiencia de la planta productiva mediante la incorporación de los procesos tecnológicos que exige el mercado mundial y por otra parte, incrementar el ingreso nacional, la demanda agregada y propiciar un impulso a la producción.

En todos estos procesos juega un papel relevante la educación, ya que está comprobado que a mayores grados de escolaridad y mayor número de personas educadas, se propician elevados niveles de productividad, con mayor capacidad de asimilación y desarrollo de procesos tecnológicos innovadores, que a su vez impactan la capacidad exportadora nacional (exportaciones).

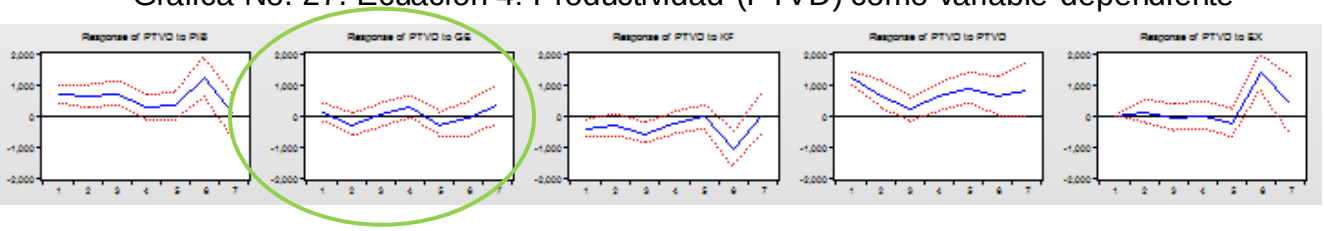
Gráfica No. 26. Respuesta del PIB a cambios en las exportaciones EX



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Un breve análisis, de los gráficos de impulso-respuesta para las ecuaciones 4 y 5, donde la Productividad (PTVD) y las Exportaciones (EX) son las variables dependientes, respectivamente, permite una mejor ponderación del gasto educativo (GE) como factor de impulso-respuesta sobre estas variables.

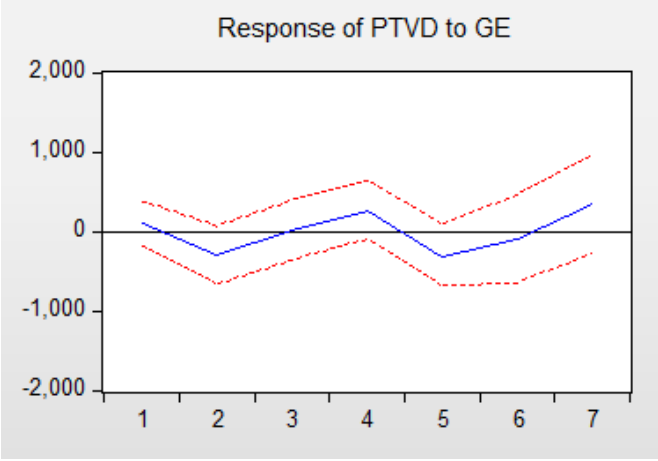
Gráfica No. 27. Ecuación 4: Productividad (PTVD) como variable dependiente



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

a) Hay una relación directa entre la Productividad (PTVD) y el Gasto Educativo (GE). La productividad se incrementa a partir del segundo periodo, pero pierde su impulso al llegar al 4° (Gráfica No. 27) el impulso de la educación a la productividad se reduce hasta el periodo cinco donde inicia una nueva fase ascendente, con lo cual se demuestra que la productividad tiene importantes crecimientos cuando aumenta el gasto educativo y se reduce cuando el gasto educativo disminuye.

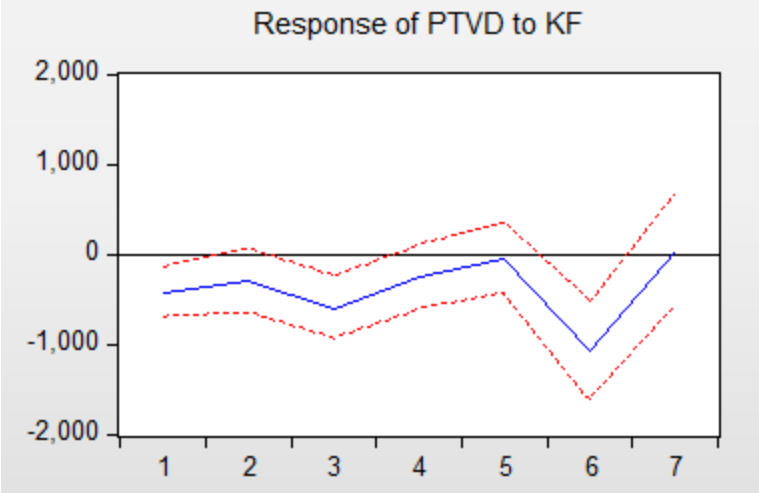
Gráfica No. 28. Respuesta de la PTVD a cambios en GE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

b) Reducciones en el capital físico (KF) o en la inversión, se reflejan en una menor productividad (Gráfica No. 29). Lógicamente ésta se incrementa cuando la fuerza laboral dispone de mayores y mejores medios de producción.

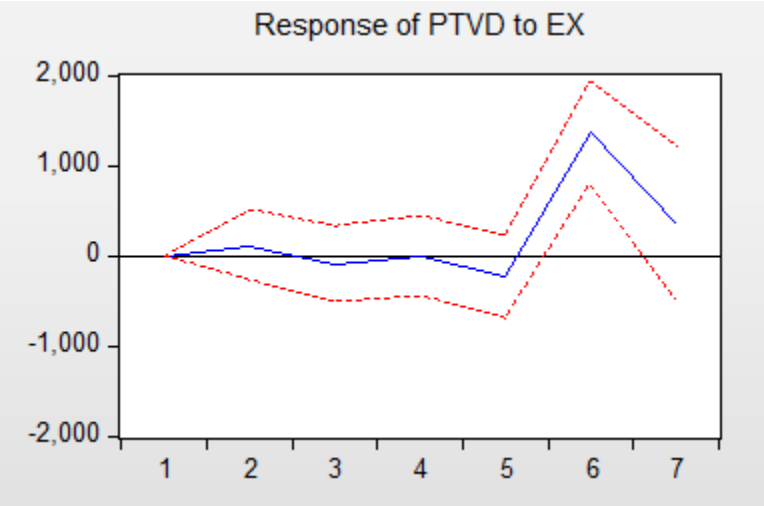
Gráfica No. 29. Respuesta de la PTVD a cambios en KF



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

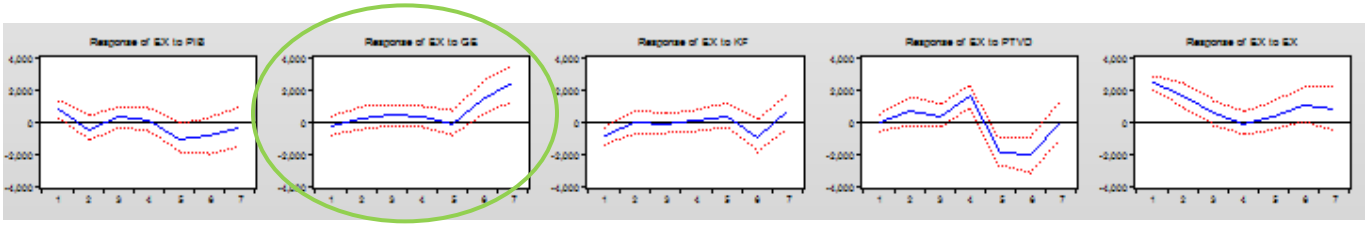
c) Es evidente el efecto positivo y directo que tienen las exportaciones sobre la productividad (Gráfica No. 30). Sin embargo, también es notorio el impacto en la reducción de la productividad, cuando decaen las exportaciones, como ha sucedido a raíz de la gran recesión mundial, que redujeron sustancialmente las exportaciones mexicanas, provocando la subutilización de la capacidad productiva instalada y de la fuerza laboral, empujando la productividad a la baja.

Gráfica No. 30. Respuesta de la PTVD a cambios en las Exportaciones EX



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

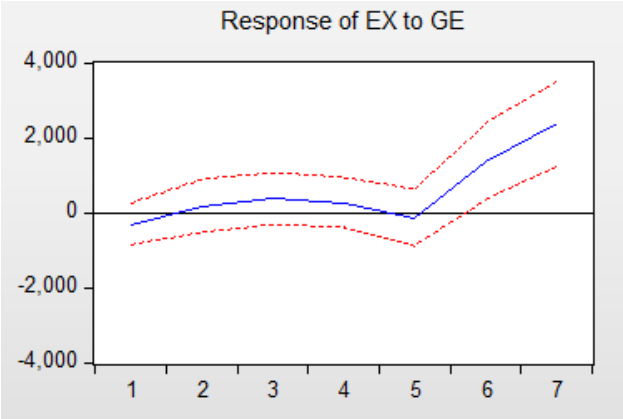
Gráfica No. 31. **Ecuación 5: Exportaciones (EX) como variable dependiente**



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

a) Nos interesa sobre todo la relación Exportaciones - Gasto Educativo (Gráfica No. 31). El gasto educativo (GE) muestra un importante impacto positivo sobre las exportaciones (EX). Es decir, con las reservas del caso, esta gráfica permite afirmar que una mayor inversión en educación puede generar mejoras sustanciales en nuestra capacidad exportadora. Esto suena lógico si se considera que la educación incrementa la productividad, así como la creatividad y capacidad innovadora del país (Gráfica No. 32).

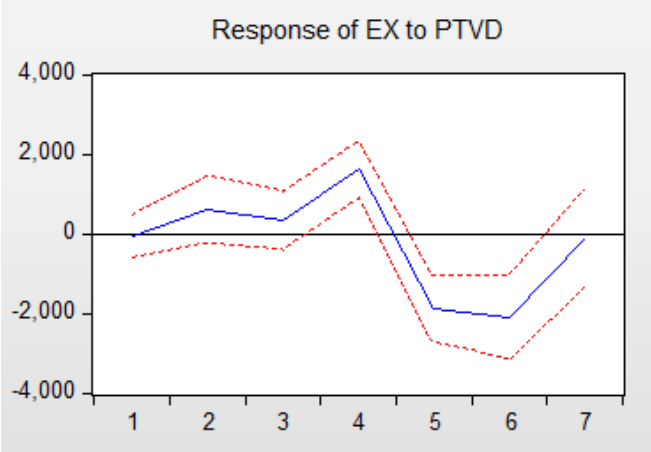
Gráfica No. 32. Respuesta de las Exportaciones EX a cambios en Gasto Educativo GE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

b) Cuando la productividad (PTVD) tiene tasas positivas de crecimiento, genera incrementos en la capacidad exportadora del país, pero cuando decae, las exportaciones (EX) decrecen sensiblemente (Gráfica No. 33). La recesión mundial se ha reflejado en el desempleo y subutilización de la capacidad instalada, lo cual ha repercutido en una reducción de la productividad, que a su vez ha mermado nuestra capacidad exportadora.

Gráfica No. 33. Respuesta de las Exportaciones EX, a cambios en la Productividad PTVD



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Conclusión:

La estimación del modelo como un Vector Autorregresivo (VAR) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente.

La aplicación de la prueba *Wald Coefficient Test* para cada conjunto de coeficientes demuestra que el *Estadístico F* para todas las variables tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y demostrar que las cuatro variables propuestas para el modelo son significativas para explicar el comportamiento del PIB. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables, incluido el Gasto Educativo (GE), cumplen con los requerimientos para su integración al modelo.

La aplicación de la Prueba de Causalidad en el Sentido de Granger, permite corroborar que el modelo está bien especificado, por la observancia del principio de exogeneidad [10] en todas las variables que integran el vector autorrregresivo (VAR) y por la verificación de la causalidad a través de los gráficos de impulso-respuesta, donde resulta evidente el papel de la Educación (GE) como factor de crecimiento del PIB, de la productividad y de las exportaciones.

Notas al Capítulo 8:

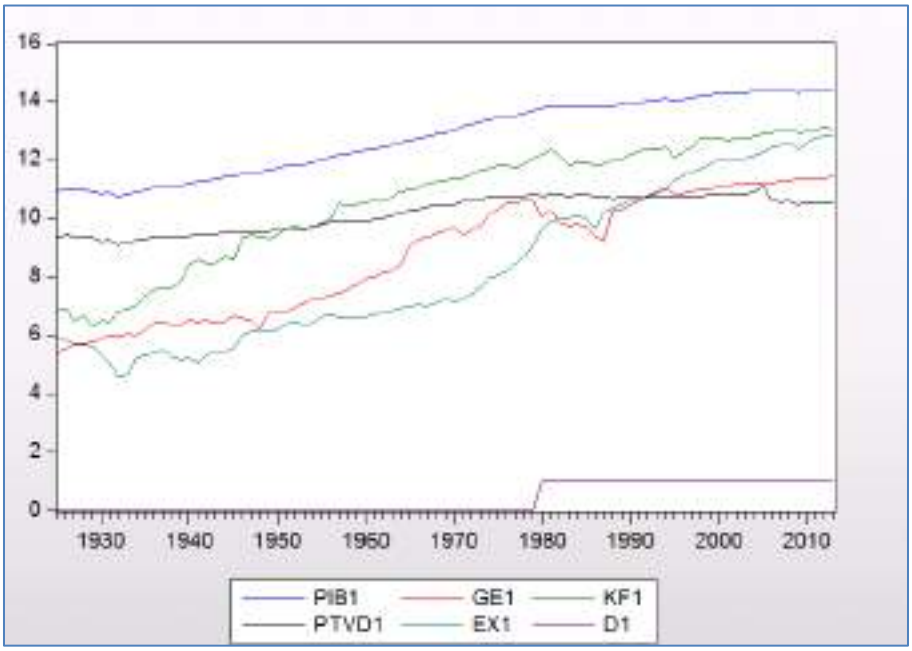
1. Loría. Econmetría con Aplicaciones. 1ª. Edición. Editorial Pearson Educación. México 2007. Pág. 272
2. Sims, Christopher. "*¿Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis*?. Quarterly Review, Federal Reserve Bamk of Mineapolis, USA, 1980, pág 9-10.
3. Loría. Op. Cit. Pág. 272.
4. Enders Walter. *Applied Econometric Time Series*. lowa State University. John Wiley & Sons Inc.. EEUU 2004. Pág. 294-302
5. Gujarati, Damodar y Porter: Econometría. Mc Graw Hill, 5ª. Edición, México 2010, pág. 788-789
6. Loría, Eduardo. Op. Cit. Pág. 298
7. Loría, Eduardo. Ibid. Pág. 303
8. Para la aplicación del Test de Wald mediante Eviews, se enumeraron los coeficientes para cada variable del 1 al 30, correspondiendo 6 dígitos a cada subconjunto. Es decir del 1 al 6 para el PIB, del 7 al 12 para GE, del 13 al 18 para KF, del 19 al 24 para PTVD y del 25 al 30 para EX.
9. Loría, Eduardo. Op. Cit. Pág. 296
10. Loría, Eduardo. Ibid. Pág. 311-312

9. Estimación y análisis del modelo EQPIBGEEX en términos logarítmicos

Como una forma adicional de verificar la consistencia del modelo EQPIBGEEX presentado en la Tabla 41, en términos reales, se procede a su estimación en términos logarítmicos (EQPIBGEEX1), iniciando con el análisis gráfico (Gráfica No. 34) [1] para apreciar la interrelación de sus variables.

9.1 Análisis Gráfico de las Variables Logarítmicas

Gráfica No. 34. Variables del Modelo EQPIBGEEX1 en términos logarítmicos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La gráfica anterior representa las variables del modelo EQPIBGEEX1 en términos logarítmicos confirmando que, en principio, existe una buena relación lineal, marcándose el cambio estructural a partir de los años 80s, por la variable ficticia

D1, la fuerte caída del gasto educativo (GE1) entre 1979 y 1987 y un comportamiento a la baja de la productividad (PTVD1), desde 1980 hasta 2013.

En el análisis gráfico de las variables logarítmicas en su conjunto, integradas en el grupo PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1, al que por razones prácticas denominaremos *graficalogEQPIBGEEX1*, puede observarse lo siguiente, conforme al diagrama de dispersión [2] con Scatter (Gráfica No. 35):

a. La relación entre PIB y EX parece ser la más fuerte y con menos dispersión de puntos.

b. En segundo orden de importancia aparece la relación PIB-GE con mayor dispersión de puntos que PIB-EX

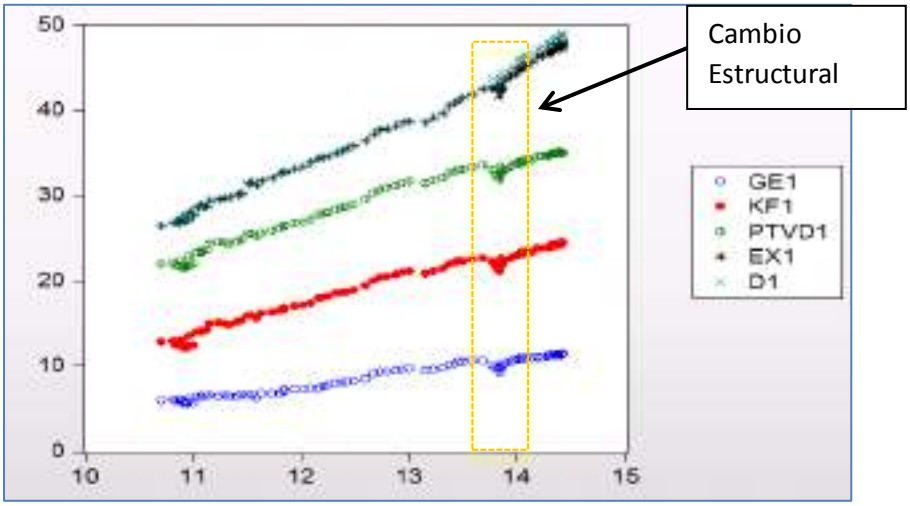
c. La relación PIB-KF se muestra con mucha claridad y poca dispersión de puntos

d. Las relación PIB-PTVD, muestra el perfil más bajo y aplanado, pero sin problemas de dispersión de puntos

Por consiguiente, pueden derivarse dos apreciaciones:

- ✓ Existe una buena relación lineal entre la variable dependiente PIB y las variables explicativas
- ✓ No se percibe visualmente que existan problemas de heteroscedasticidad, en virtud de que la dispersión de puntos observada es mínima.
- ✓ El cambio estructural de la economía en 1980, parece verse reflejado en las cuatro variables explicativas.

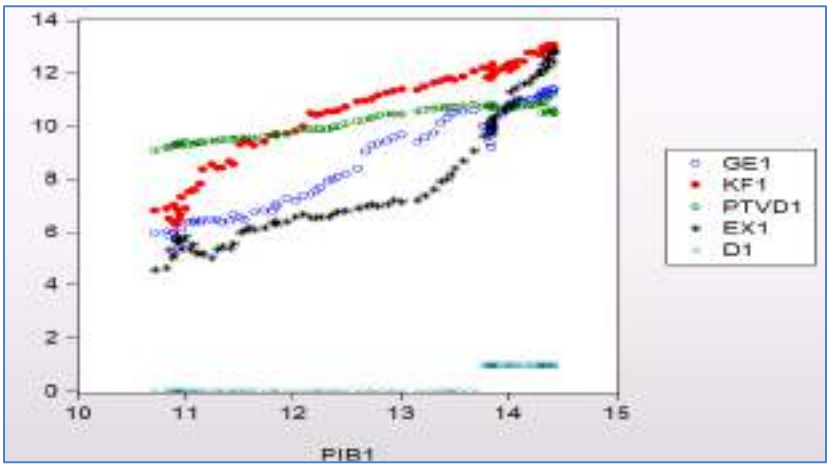
Gráfica No. 35. Diagrama de dispersión (scatter) de las variables logarítmicas de EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

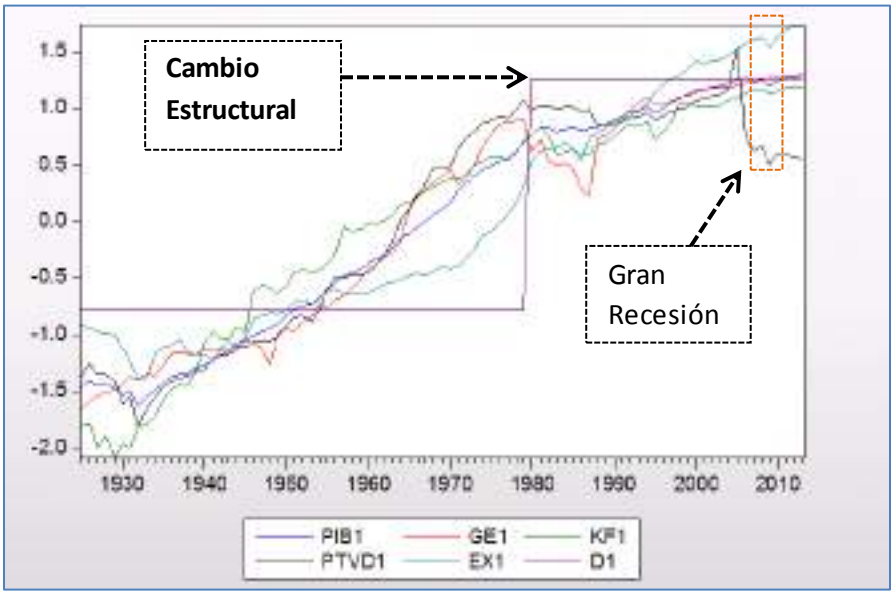
Lo anterior se refuerza con la presentación de las variables tipificadas o normalizadas [3] en diagrama de dispersión y en forma lineal (Gráficas 36 y 37):

Gráfica No. 36. Diagrama de dispersión de las variables logarítmicas normalizadas de EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Gráfica No. 37. Diagrama lineal de las variables logarítmicas normalizadas de EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Las cuatro variables independientes muestran una tendencia clara y definida como factores que pudieran explicar parcialmente el comportamiento del PIB. Por su parte, la variable ficticia D1 indica con claridad el cambio estructural a partir de 1980. Asimismo, en la Gráfica No. 37 puede verse un mejor ajuste de las variables independientes con respecto al PIB, siendo claro el sentido de la tendencia para todas las variables. También se pueden percibir los efectos negativos de la Gran Recesión Mundial con una caída del PIB, las exportaciones y el deterioro de la productividad observada desde 2005, que toca fondo en 2009, sin mostrar una recuperación relevante.

Dado que el propósito del trabajo es conocer en lo posible la influencia del gasto educativo (GE) en el comportamiento del PIB, se revisa la presentación gráfica de

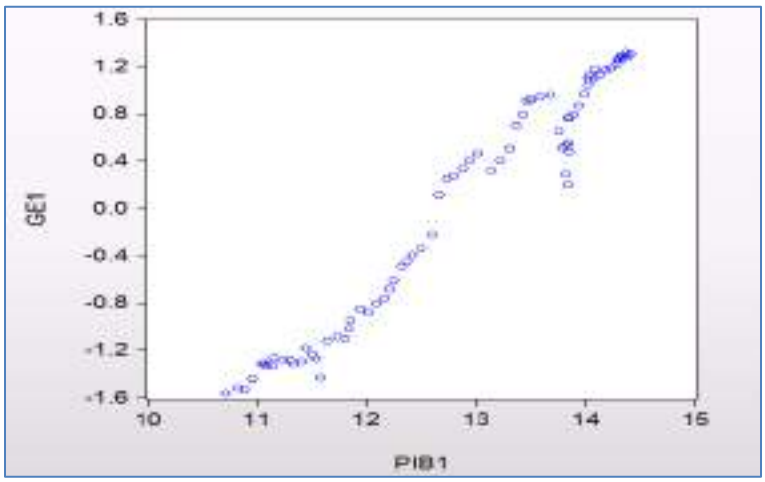
las variables logarítmicas PIB1 y GE1, que parece mostrar una adecuada relación lineal. También se ve poca dispersión de puntos, lo cual da la idea de una buena correlación entre PIB y GE (Graficas 38 y 39) y permite descartar, de manera preliminar, el problema de heteroscedasticidad.

Gráfica No. 38. Diagrama lineal de las variables logarítmicas PIB, GE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

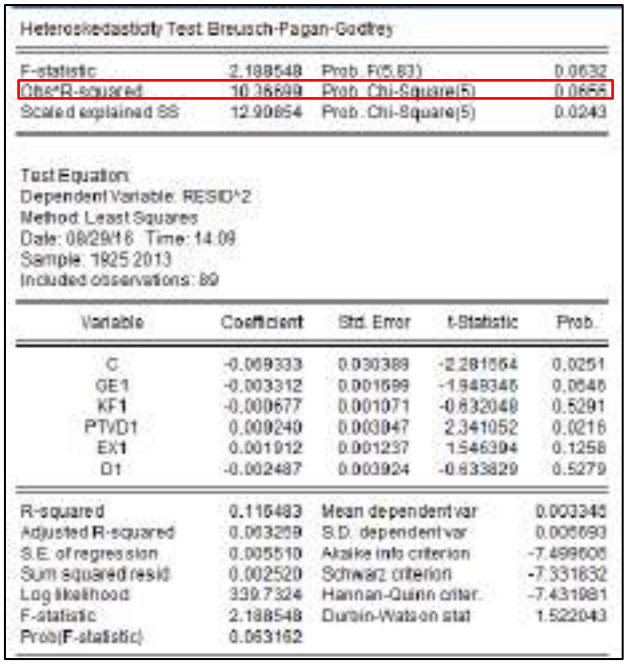
Gráfica No. 39. Diagrama de dispersión de las variables logarítmicas PIB, GE



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

No obstante, para descartar o corregir el problema de heteroscedasticidad, se aplica la prueba Breusch-Pagan-Godfrey[4] al modelo EQPIBGEEX1, con los siguientes resultados:

Tabla No. 72. Prueba de Heteroscedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey al modelo EQPIBGEEX1



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.188548	Prob. F(5,83)	0.0632
Obs*R-squared	10.36699	Prob. Chi-Square(5)	0.0655
Scaled explained SS	12.90864	Prob. Chi-Square(5)	0.0243

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 14:09
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.069333	0.030389	-2.281664	0.0251
GE1	-0.003312	0.001699	-1.948345	0.0546
KF1	-0.000677	0.001071	-0.632049	0.5291
PTVD1	0.009240	0.003947	2.341052	0.0216
EX1	0.001912	0.001237	1.546394	0.1258
D1	-0.002487	0.003924	-0.633829	0.5279

R-squared	0.116483	Mean dependent var	0.003345
Adjusted R-squared	0.063259	S.D. dependent var	0.005693
S.E. of regression	0.005510	Akaike info criterion	-7.499606
Sum squared resid	0.002520	Schwarz criterion	-7.331632
Log likelihood	339.7324	Hannan-Quinn criter.	-7.431981
F-statistic	2.188548	Durbin-Watson stat	1.522043
Prob(F-statistic)	0.063162		

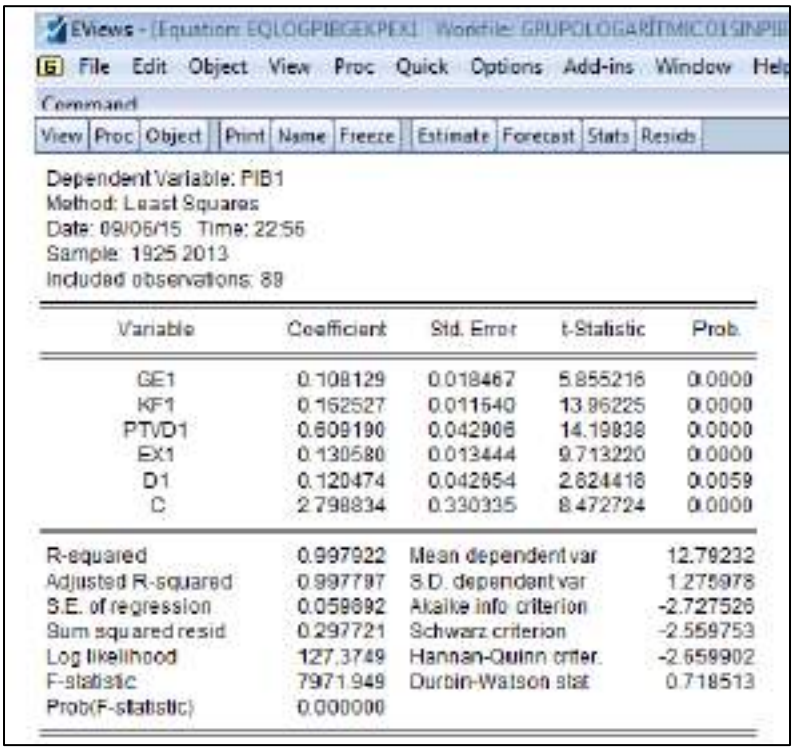
Fuente: Elaboración propia

La prueba Breusch-Pagan-Godfrey está rechazando la existencia de heteroscedasticidad, en virtud de que el estadístico *Obs*R-squared* (en recuadro rojo) tiene una probabilidad mayor al 5%. Sin embargo la *R-squared* tiene un valor pequeño, por lo cual se procederá al ajuste del modelo EQPIBGEEX1 con errores estándar robustos[5], siguiendo el proceso desarrollado en los apartados 3.3.4.2 y 3.3.4.3, páginas 83-90.

9.2 Estimación del Modelo Logarítmico EQPIBGEEX1

Por consiguiente, se estima el modelo de la ecuación EQPIBGEEX1 en términos logarítmicos y se corrige el resultado con el ajuste del modelo EQPIBGEEX1 mediante errores estándar robustos, obteniéndose los siguientes resultados Tablas No. (73 y No. 74):

Tabla No. 73. Estimación del Modelo Logarítmico EQPIBGEEX1



EViews - [Equation: EQLOGPIBGEKPEX1 Workfile: GRUPOLOGARÍTMICO1SINPIB

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

Command

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 09/06/15 Time: 22:56
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.108129	0.018467	5.855216	0.0000
KF1	0.162527	0.011640	13.96225	0.0000
PTVD1	0.609190	0.042906	14.19838	0.0000
EX1	0.130580	0.013444	9.713220	0.0000
D1	0.120474	0.042654	2.824418	0.0059
C	2.798834	0.330335	8.472724	0.0000

R-squared	0.997922	Mean dependent var	12.79232
Adjusted R-squared	0.997797	S.D. dependent var	1.275978
S.E. of regression	0.059892	Akaike info criterion	-2.727526
Sum squared resid	0.297721	Schwarz criterion	-2.559753
Log likelihood	127.3749	Hannan-Quinn criter.	-2.659902
F-statistic	7971.949	Durbin-Watson stat	0.718513
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Tabla No. 74 Estimación del Modelo Logarítmico EQPIBGEEX1 con ajuste mediante errores estándar robustos

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 21:11
Sample: 1925 2013
Included observations: 89
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.108129	0.031291	3.455572	0.0009
KF1	0.162527	0.016512	9.842690	0.0000
PTVD1	0.609190	0.088883	6.853827	0.0000
EX1	0.130580	0.018240	7.158972	0.0000
D1	0.120474	0.053021	2.272192	0.0257
C	2.798834	0.676983	4.134277	0.0001

R-squared	0.997922	Mean dependent var	12.79232
Adjusted R-squared	0.997797	S.D. dependent var	1.275978
S.E. of regression	0.059892	Akaike info criterion	-2.727526
Sum squared resid	0.297721	Schwarz criterion	-2.559753
Log likelihood	127.3749	Hannan-Quinn criter.	-2.659902
F-statistic	7971.949	Durbin-Watson stat	0.718513
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	4142.028
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

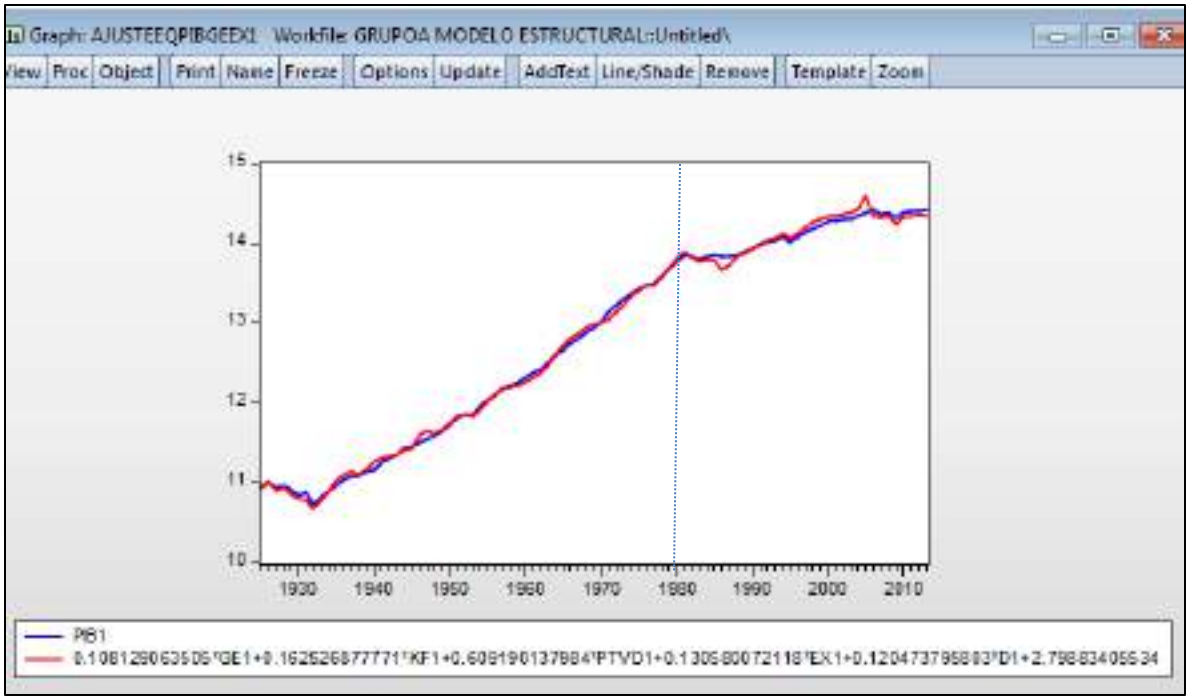
Fuente: Elaboración propia

En la Tabla No. 74, se puede apreciar que:

- El nivel de ajuste y la capacidad explicativa del modelo logarítmico EQPIBGEEX1, con errores estándar robustos, es bastante aceptable y se refleja en la gráfica No. 40, que se construye con la instrucción en Eviews:

plot PIB1 0.108129063505*GE1+0.162526877771*KF1+0.609190137984*PTVD1+ 0.130580072118*EX1+0.120473795803*D1+2.79883405534

Gráfica No. 40. Ajuste del modelo logarítmico: EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con EViews

- El modelo EQPIBGEEX1, representado por la línea roja en la Gráfica No. 40, sigue en todos sus movimientos al PIB1 logarítmico real (en línea azul), incluso se anticipa a ellos, mostrando un ajuste bastante satisfactorio.

- Si se traza una línea vertical sobre el año 1980, se puede apreciar con claridad el quiebre estructural en ambas líneas roja y azul.

- El modelo logarítmico EQPIBGEEX1, permite observar que la elasticidad del PIB1 ante cambios en el Gasto Educativo (GE1) es positiva, cuyo coeficiente tiene valor de 0.108 (Tabla No. 74). Esto a su vez, podría estar indicando que el incremento de una unidad de inversión en el Gasto Educativo, tendría un

impacto y un poder explicativo del 10.8% sobre el nivel de crecimiento del PIB en un periodo determinado. Dicho de otra manera, el incremento en el valor del PIB, se explica en un 10.8% por el Gasto Educativo.

- La relación entre el capital físico (KF1) y el PIB1, es positiva y el coeficiente de KF1 con valor de 0.162, significa que tiene un poder explicativo del 16.2% en el incremento del valor del PIB.

- El poder explicativo de la Productividad (PTVD1) en el modelo logarítmico, es positivo y el más relevante. Con una elasticidad de 0.609 explica el comportamiento del PIB en tres quintas partes, lo cual vuelve al PIB sumamente sensible ante los cambios en la Productividad. Esto es, un incremento de un punto porcentual de la productividad podría tener un impacto y un poder explicativo del 60.9% en el valor del incremento del PIB, pero el mismo impacto lo tendría en sentido inverso. Este aspecto resulta por demás interesante por dos razones:

    - ✓ La productividad está determinada en buena medida por la calidad del capital humano y ésta a su vez por la educación de calidad.
    - ✓ La reducción constante de la productividad en nuestro país durante los últimos 10 años[6], parece explicar en buena medida las bajas tasas de crecimiento del PIB y las dificultades de la economía nacional para ingresar a la senda del crecimiento sostenido, con tasas superiores al 4%.

- El impacto de las exportaciones (EX1) es positivo en el modelo logarítmico, con una elasticidad de 0.13. Es decir, el incremento en las exportaciones explica hasta en un 13% el incremento del valor del PIB. Este dato es también interesante, porque con las reservas del caso, parece estar indicando que nuestra dependencia del exterior no es tan fuerte como se supone y a ello podría deberse que los efectos de las turbulencias externas sean asimilados, sin que se impida el crecimiento de nuestra economía, si bien a tasas muy modestas, a diferencia de otras naciones que han sufrido con mayor severidad los embates de la crisis financiera y la recesión global.

9.2.1 Resultados de las pruebas de estacionariedad y cointegración del modelo logarítmico EQPIBGEEX1.

En el Anexo I, se presentan las pruebas de estacionariedad[7] y cointegración[8] para las variables del modelo logarítmico, que permiten descartar la espuriedad del modelo.

Los resultados son satisfactorios al verificarse, mediante las pruebas de raíces unitarias, que las series de las variables del modelo son estacionarias en primeras diferencias *I(1)*, generando premisas sólidas para realizar una prueba de cointegración para demostrar que el modelo está bien especificado teóricamente con relaciones estables de largo plazo.

El conjunto de pruebas de raíces unitarias ADF a la regresión de los residuos de la ecuación EQPIBGEEX1, demuestra que éstos siguen un proceso estacionario, es decir son $I(0)$, lo cual permite establecer que las series logarítmicas son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que están cointegradas.

Con intercepto y sin intercepto, iniciando con 6 rezagos las pruebas de raíces unitarias dan resultados consistentes que confirman la existencia de cointegración y que hay una combinación lineal entre las series. Por consiguiente, se puede afirmar que el modelo logarítmico de la Tabla No. 74, es consistente, está bien especificado y puede ser de utilidad para explicar la relación entre la variable endógena PIB1 y las exógenas, GE1, KF1, PTVD1 y EX1, incluyendo la variable ficticia D1 que explica el cambio estructural a partir de 1980.

Al aplicarse la Prueba de Cointegración por el Método de Engle-Granger[9], se obtiene un alto grado de estacionariedad para los residuos de la ecuación EQPIBGEEX, pero gráficamente no queda muy definida, por lo cual se procede a la aplicación de la prueba de hipótesis de cointegración, para probar si los residuos son estacionarios y las series del modelo son o nó cointegradas.

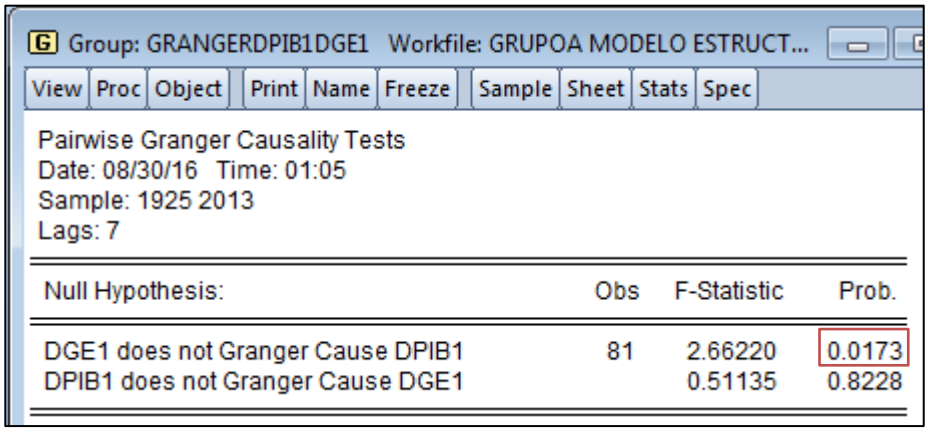
La Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y la Prueba de Johansen, confirman la existencia de cointegración y se descarta la posibilidad de espuriedad en el modelo logarítmico EQPIBGEEX1.

9.3. Causalidad del Gasto Educativo (GE1) sobre el Producto Interno Bruto (PIB1), en el sentido de Granger en el modelo logarítmico EQPIBGEEX1

Con base en el apartado 7.2 del presente trabajo, interesa en principio demostrar la existencia de **causalidad unidireccional**[11] $\boldsymbol{GE1_t \Rightarrow PIB1_t}$ en el sentido de Granger. Para realizar las estimaciones, se toman las primeras diferencias de las variables PIB1 y GE1 para atender el problema de no estacionariedad y se definen 7 rezagos.

Con estas precisiones, se realiza la primera prueba de causalidad de Granger, con las variables DPIB1 y DGE1, con 7 rezagos, obteniéndose los siguientes resultados (Tabla No. 75).

Tabla No. 75. Prueba de causalidad de Granger con las variables PIB1 y GE1 en primeras diferencias (DPIB1, DGE1) y 7 rezagos



Fuente: Estimación con EViews

Interpretación

Conforme a la hipótesis nula:

> **H_0**: $a_j = b_j = c_j = d_j = 0$; GE1 ⇏ PIB1 ; GE1 *no causa al* PIB1 *en el sentido de Granger.* No hay causalidad

- Se rechaza H_0 si la probabilidad asociada al estadístico **F es ≤ 0.05 Hay causalidad**

Los resultados de la Tabla No. 75, con una probabilidad asociada al estadístico *F* de 1.73% **<** al 5%, está rechazando la hipótesis nula H_0: GE1 ⇏ PIB1. En consecuencia, sí hay ***causalidad en el sentido de Granger***: DGE1 ⇒ DPIB1, lo cual significa que el crecimiento del Gasto Público Educativo (GE) en México, causa en el sentido de Granger el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Por otra parte, no se puede rechazar la hipótesis nula H_0: PIB1 ⇏ GE1, porque la probabilidad asociada al estadístico *F* en esta relación, es del 82.28% > al 5%, lo cual significa que el DPIB1 ***no causa en el sentido de Granger*** al DGE1. Es decir, la causalidad va sólo en el sentido DGE1 ⇒ DPIB1 y no a la inversa. Para verificar estos resultados, se realizaron adicionalmente pruebas con 7, 10 y 15 rezagos, como se muestra en la tabla siguiente:

Tabla No. 76. Causalidad en el Sentido de Granger para las variables PIB1, GE1 en primeras diferencias (DPIB1, DGE1), con 7, 10,15 rezagos.

Rezagos	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
7	DGE1	⇒	DPIB1	2.66220	0.0173	SI
10	DGE1	⇒	DPIB1	2.08930	0.0403	SI
15	DGE1	⇒	DPIB1	3.80222	0.0003	SI
7	DPIB1	⇏	DGE1	2.38596	0.8228	NO
10	DPIB1	⇏	DGE1	0.75941	0.6663	NO
15	DPIB1	⇏	DGE1	0.51135	0.3006	NO

Fuente: Elaboración propia con EViews

Con 7, 10 y 15 rezagos se confirma que la causalidad en el sentido de Granger, va en dirección del Gasto Educativo (DGE1) hacia el PIB (DPIB1) y que no hay causalidad del DPIB1 hacia el DGE1.

Conclusión:

Las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, con el modelo logarítmico EQPIBGEEX1, permiten confirmar la existencia de causalidad del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB) de manera muy significativa, tanto en el corto como en el largo plazo, con evidencias de mayores efectos en este último, que coinciden con la maduración de los procesos educativos en la formación del capital humano.

9.4 Estimación del modelo logarítmico EQPIBGEEX1, como un vector autorregresivo, VAR1[12]. (Véase Anexo II).

Para la estimación del modelo VAR1 logarítmico EQPIBGEEX1, que se desea equiparar con el modelo con cambio estructural estimado inicialmente como la ecuación EQPIBGEEX, se consideró conveniente hacerlo con las series logarítmicas de las mismas variables, incluida la variable *dummy* D1 que sirve para ajustar el cambio estructural a partir de 1980, utilizando 7 rezagos (Tabla No. 77).

Tabla No. 77. Estimación del Modelo EQPIBGEEX como VAR1 logarítmico

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/30/16 Time: 14:08
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	PIB1	GE1	KF1	PTVO1	EX1	D1
PIB1(-1)	0.484801	0.757158	0.788814	0.217082	-0.164043	-0.087726
	(0.19373)	(1.02382)	(0.76128)	(0.44765)	(0.82907)	(0.68013)
	[2.50251]	[0.73947]	[1.03627]	[0.48494]	[-0.19786]	[-0.12898]
PIB1(-2)	0.112291	0.201171	0.365372	-0.122326	-0.967202	0.203884
	(0.20876)	(1.10338)	(0.82028)	(0.48239)	(0.89341)	(0.73291)
	[0.53789]	[0.18232]	[0.44523]	[-0.25358]	[-1.08259]	[0.27818]
PIB1(-3)	-0.193033	0.991071	-0.646733	-0.425089	0.111397	-0.192206
	(0.21384)	(1.12602)	(0.83711)	(0.49229)	(0.91175)	(0.74795)
	[-0.76525]	[0.88023]	[-0.77258]	[-0.86349]	[0.12215]	[-0.25698]
PIB1(-4)	0.031250	0.528100	-0.575787	0.435256	0.424533	-0.225719
	(0.21547)	(1.13885)	(0.84665)	(0.49790)	(0.92213)	(0.75648)
	[0.14503]	[0.46371]	[-0.68008]	[0.87418]	[0.46038]	[-0.29838]
PIB1(-5)	-0.061923	-0.179251	0.833846	0.027313	-0.458095	0.182557
	(0.19655)	(1.03954)	(0.76839)	(0.45186)	(0.83687)	(0.68653)
	[-0.31666]	[-0.17343]	[1.08522]	[0.06045]	[-0.54739]	[0.26591]
PIB1(-6)	0.047964	0.110591	0.115588	-0.360470	1.152903	-0.062095
	(0.18749)	(0.99094)	(0.73668)	(0.43324)	(0.80237)	(0.65823)
	[0.25583]	[0.11160]	[0.15693]	[-0.83204]	[1.44033]	[-0.09555]
PIB1(-7)	0.257609	-0.182844	-0.407796	0.232421	-0.194901	0.586239
	(0.16621)	(0.87848)	(0.65309)	(0.38407)	(0.71131)	(0.58353)
	[1.61007]	[-0.20825]	[-0.62441]	[0.60515]	[-0.27400]	[1.00465]

Fuente: Elaboración propia con EViews (Por razones de espacio se presenta la estimación parcialmente).

La estimación del modelo en términos logarítmicos como un Vector Autorregresivo (VAR) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR1 son estadísticamente significativos, así como la variable específica GE1 correspondiente.

9.4.1. Causalidad GE1, PIB1 en el VAR1 logarítmico, en el Sentido de Granger

La aplicación de la Prueba de Causalidad en el Sentido de Granger permite corroborar que el modelo está bien especificado[13], por la observancia del principio de exogeneidad en las variables que integran el vector autorrregresivo logarítmico (VAR1) y por la verificación de la causalidad a través de los gráficos de impulso-respuesta[14], donde resulta evidente el papel de la Educación (GE1) como factor de crecimiento del PIB1.

De manera previa y precautoria, se aplica la prueba de exogeneidad[15] a las variables, para evitar en lo posible la realización de una prueba espuria de causalidad.

Como segundo paso, se procede a la aplicación de la prueba de *Causalidad en el Sentido de Granger*[16], destacando en primera instancia la causalidad del GE en dirección al PIB, considerando que ya ha sido probado que las variables del modelo están cointegradas y son estacionarias en primeras diferencias en grado *I(1).*

9.4.1.1. Exogeneidad de GE1, KF1, PTVD1, EX1, respecto al PIB1 en el VAR1

En este caso, primero se realiza el contraste de la hipótesis nula tanto para la ecuación en su conjunto, como para cada variable en lo individual, para demostrar que las variables son exógenas respecto a la variable dependiente.

Para este propósito, se estima el VAR1 logarítmico, con 7 retardos (Tabla No. 77) y se aplica el menú: *VIEW ┘ LAG STRUCTURE ┘ GRANGER CAUSALITY* , con los resultados que se presentan en la Tabla No. 78.

Tabla No. 78. Exogeneidad de las variables respecto al PIB1, en el VAR1

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 08/30/16 Time: 18:38
Sample: 1925 2013
Included observations: 88

Dependent variable: PIB1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GE1	4.542669	1	0.0331
KF1	11.70392	1	0.0006
PTVD1	0.929273	1	0.3351
EX1	0.032877	1	0.8561
D1	0.202893	1	0.6524
All	42.70784	5	0.0000

Fuente: Elaboración propia con EViews (sólo se presenta la primera ecuación)

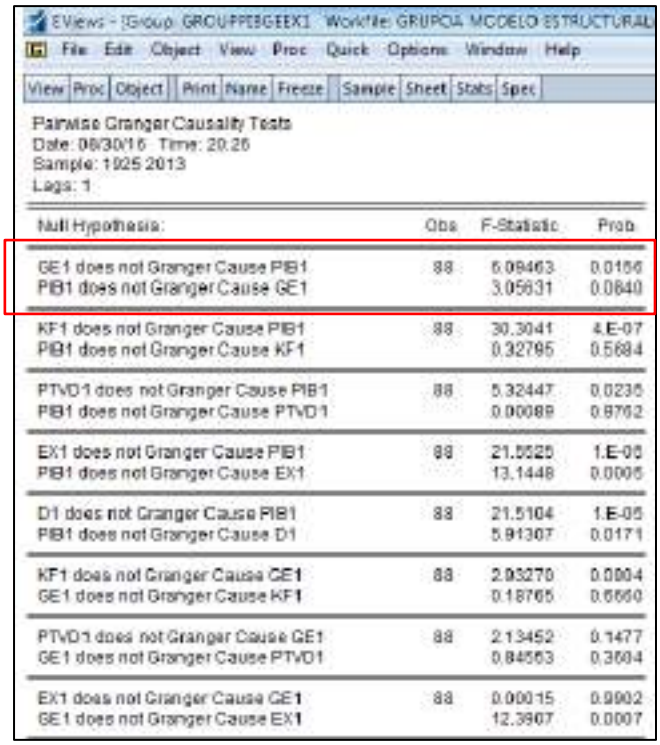
En la primera ecuación, donde la variable dependiente es el PIB1, la ecuación con las 5 variables explicativas, tiene una $Chi\text{-}sq$ de 42.7078 con probabilidad de 0.0000%, y **la variable GE1, con probabilidad de 3.31%, ambas menores al**

5%, con lo cual se cumple con el principio de exogeneidad, como condición para probar la causalidad de GE1 hacia el PIB1 en el sentido de Granger, así como la causalidad de las variables explicativas hacia el PIB1.

9.4.1.2. Causalidad de GE1 hacia el PIB1 en el Sentido de Granger[17]

Probada la exogeneidad de las variables explicativas del PIB1, con apoyo de EViews se aplica la primera Prueba de Causalidad en el sentido de Granger[18], accionando los comandos *VIEW ┘ GRANGER CAUSALITY ┘ Lag especification,* con 1 rezago, en GROUPPIBGEEX1, obteniéndose los resultados que se presentan en la Tabla No. 79.

Tabla No. 79. Causalidad del GE1 hacia el PIB1 en el sentido de Granger en el modelo EQPIBGEEX1 logarítmico



EViews - [Group: GROUPPIBGEEX1 Workfile: GRUPOA::MODELO ESTRUCTURAL\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 08/30/16 Time: 20:26
Sample: 1925 2013
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GE1 does not Granger Cause PIB1	88	6.09463	0.0156
PIB1 does not Granger Cause GE1		3.05631	0.0840
KF1 does not Granger Cause PIB1	88	30.3041	4.E-07
PIB1 does not Granger Cause KF1		0.32795	0.5684
PTVD1 does not Granger Cause PIB1	88	5.32447	0.0236
PIB1 does not Granger Cause PTVD1		0.00089	0.9762
EX1 does not Granger Cause PIB1	88	21.0525	1.E-05
PIB1 does not Granger Cause EX1		13.1448	0.0005
D1 does not Granger Cause PIB1	88	21.5104	1.E-05
PIB1 does not Granger Cause D1		5.91307	0.0171
KF1 does not Granger Cause GE1	88	2.93270	0.0904
GE1 does not Granger Cause KF1		0.18765	0.6660
PTVD1 does not Granger Cause GE1	88	2.13452	0.1477
GE1 does not Granger Cause PTVD1		0.84563	0.3604
EX1 does not Granger Cause GE1	88	0.00015	0.9902
GE1 does not Granger Cause EX1		12.3907	0.0007

Fuente: Elaboración propia con EViews

Los resultados de la Tabla No. 79, con una probabilidad asociada al estadístico *F* de 1.56% **<** al 5%, **están rechazando la hipótesis nula** H_0: GE1 ⇏ PIB1. En consecuencia, sí hay ***causalidad en el sentido de Granger***: GE1 ⇒ PIB1, lo cual confirma que el Gasto Público Educativo (GE) en México, causa en el sentido de Granger el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Este resultado corrobora una de las ideas fundamentales del presente trabajo: **que el** Gasto Público Educativo **tiene efectos muy importantes sobre el crecimiento económico de nuestro país (PIB), al probarse la causalidad GE⇒PIB en el sentido de Granger.**

Para confirmar las relaciones de causalidad entre GE1 y PIB1, conforme al VAR1 logarítmico EQPIBGEEX1, en la Tabla No. 80 se presentan estimaciones de la Prueba de Granger, con 1, 8 y 16 rezagos.

Tabla No. 80. Causalidad en el sentido de Granger entre el PIB1 y GE1, con 1, 8 y 16 rezagos, conforme al VAR1 logarítmico

Rezagos	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
1	GE	⇒	PIB	6.09463	0.0156 < 0.05	SI
8	GE	⇒	PIB	2.90592	0.0079 < 0.05	SI
16	GE	⇒	PIB	2.84963	0.0037 < 0.05	SI
1	PIB	⇏	GE	3.05631	0.0840 > 0.05	NO
8	PIB	⇏	GE	1.24704	0.2871 > 0.05	NO
16	PIB	⇏	GE	1.24569	0.2783 > 0.05	NO

Fuente: Elaboración propia con EViews

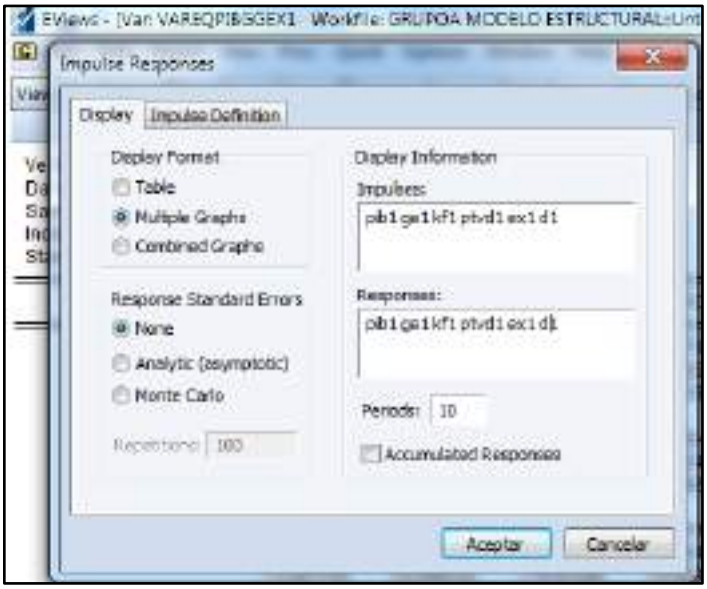
En la Tabla No. 80, se puede observar que:

- **Con 1, 8 y 16 rezagos, se confirma que la causalidad en el sentido de Granger, va del Gasto Educativo (GE1) hacia el PIB1.**
- Con 1, 8, y 16 rezagos, el PIB1 no causa al GE1 en el sentido de Granger
- En las tres estimaciones, **la causalidad es unidireccional** GE1⇒PIB1.
- Nuevamente, se observa que es en el largo plazo (16 rezagos) cuando el Gasto Educativo, parece lograr sus mayores efectos sobre el PIB, en función de una probabilidad más cercana a cero.

9.4.2 Análisis de sensibilidad impulso-respuesta en el VAR1 logarítmico.

El análisis de sensibilidad tiene como objetivo valorar el impacto y la causalidad de las variables, mediante los gráficos de *impulso-respuesta* [19], que se obtienen con el comando: $impulse$ ↵ (enter), a partir de las pruebas de exogeneidad de las variables y las estimaciones de causalidad en el sentido de Granger (Fig. No. 25):

Figura No. 25. Comando para los gráficos impulso-respuesta del modelo VAREQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia

Que permite generar los gráficos de impulso-respuesta (Gráfica No. 41) para las cinco ecuaciones con el efecto de 10 periodos de 8.8 años cada uno[20], tomando en consideración que el VAR1 se estimó con 1 rezago, determinado por el método "*Lag Length Criteria"* [21].

Gráfica No. 41. Impulso-Respuesta del VAR1 con 10 periodos de 8.8 años

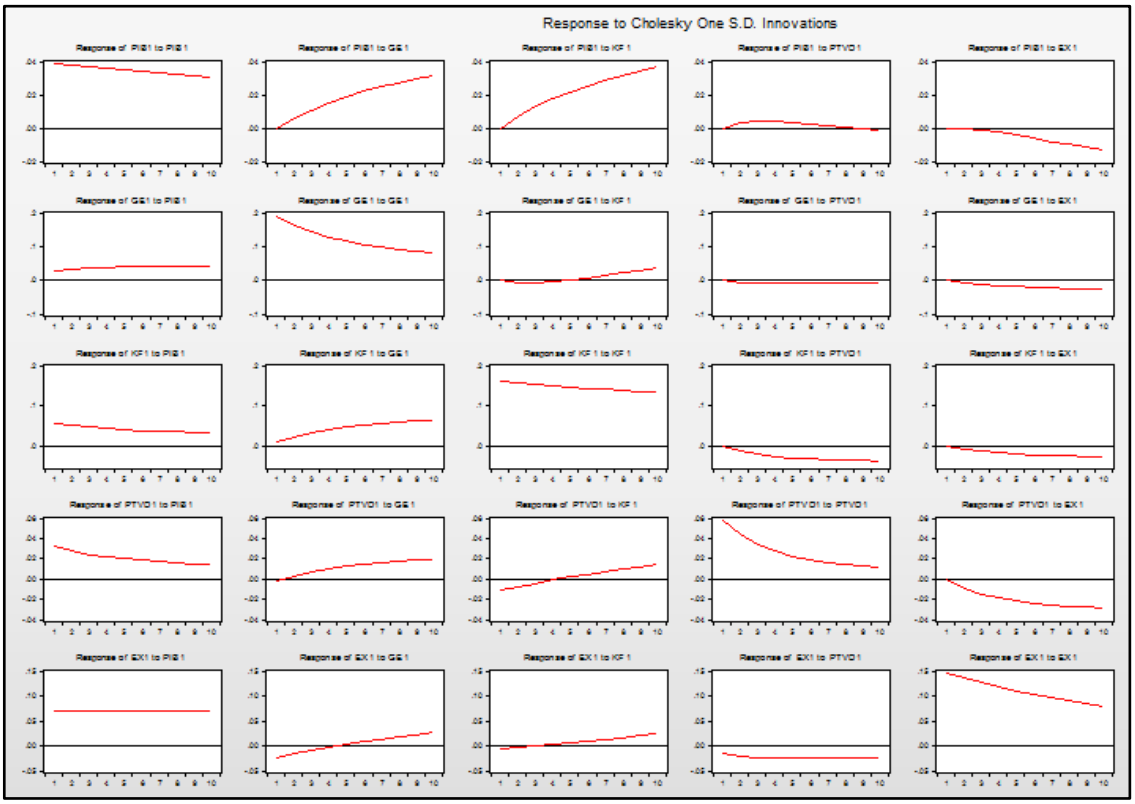
Ecuación 1

Ecuación 2

Ecuación 3

Ecuación 4

Ecuación 5



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

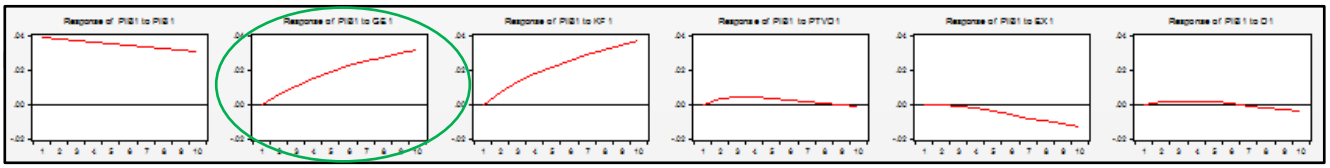
9.4.2.1 Análisis impulso-respuesta del PIB1 y GE1 en el VAR1 logarítmico con un rezago.

Para los efectos de este trabajo, el mayor interés se centra en la primera ecuación con el PIB1 como variable dependiente, con el propósito de verificar si efectivamente el Gasto Educativo (GE1) genera causalidad en el PIB1.

Al observar las gráficas de impulso-respuesta de la primera ecuación donde el PIB1 es la variable dependiente (Grafica No. 42), se pueden hacer los siguientes comentarios:

Gráfica No. 42. Ecuación 1: PIB1 como variable dependiente

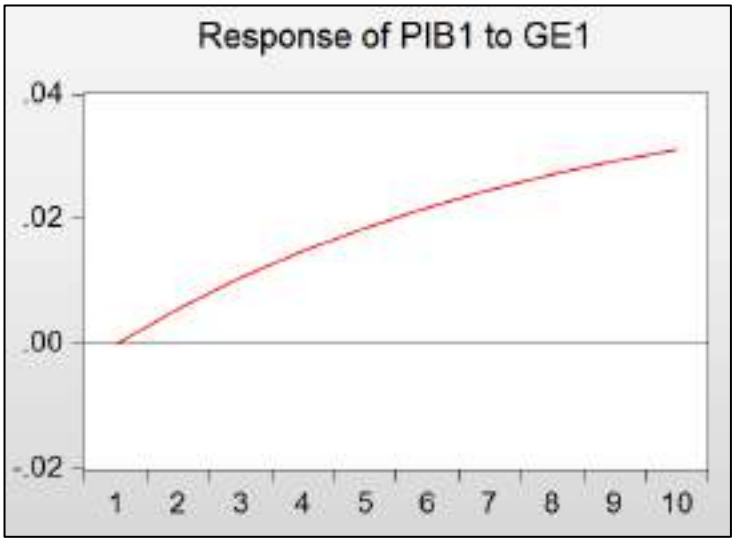
Ecuación 1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

a) La respuesta del PIB1 ante incrementos en el Gasto Educativo (GE1), es directa y positiva con un claro impacto ascendente que se convierte en una tendencia lineal de largo plazo, debido a que también está reflejando la consecuencia de aplicar sólo un rezago en la estimación del VAR1EQPPIBGEE1. (Ver también Gráfica No. 43).

Gráfica No. 43. Respuesta del PIB1 a cambios en el GE1

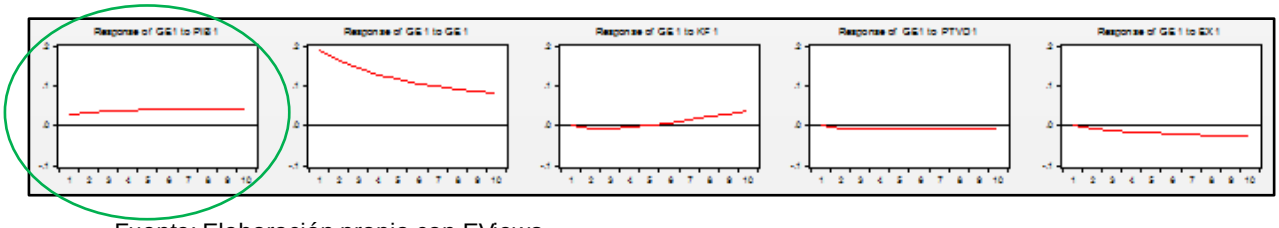


Fuente: Elaboración propia con EViews

b) Por otra parte, en la ecuación 2, donde el GE1 es la variable dependiente (Gráfica No. 44), se observa que los cambios en el PIB1 no tienen un impacto directo ni sustancial sobre el GE1, con lo cual se confirma que no hay causalidad en el sentido de Granger, del PIB1 hacia el GE1, al menos en el corto plazo (ver también la Gráfica No. 45).

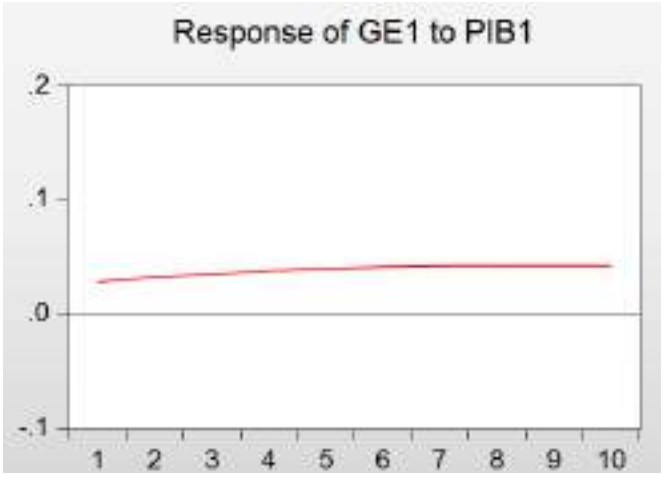
Gráfica No. 44. Ecuación 2: GE1 como variable dependiente

Ecuación 2



Fuente: Elaboración propia con EViews

Gráfica No. 45. Respuesta del GE1 a cambios en el PIB1



Fuente: Elaboración propia con EViews

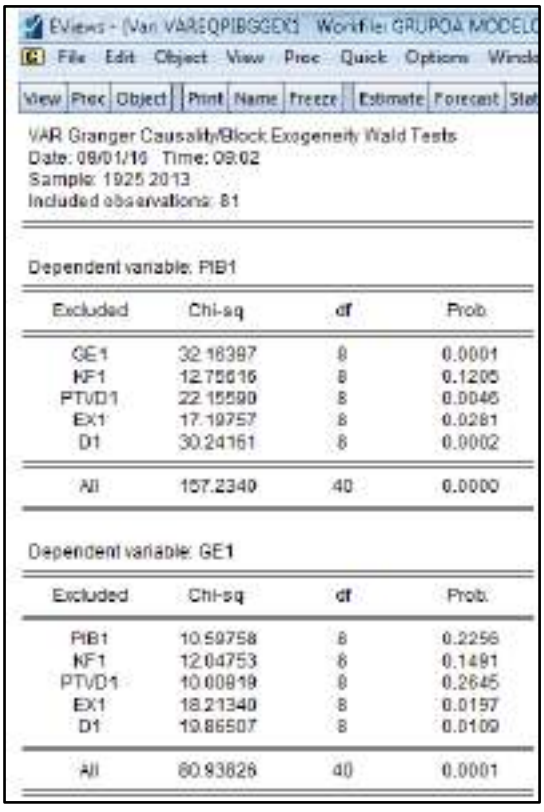
En la Gráfica No. 45 se observa una relación lineal plana que denota un impacto mínimo de los cambios en el PIB1 sobre el GE1, con lo que se rechaza la

existencia de una causalidad PIB1⇒ GE1. Es decir, sólo existe una relación de causalidad unidireccional GE1 ⇒PIB1

9.4.2.2 Análisis de impulso-respuesta en el VAR1 logarítmico con 8 rezagos

Como una forma de verificar y ampliar el análisis de impulso-respuesta del GE1 sobre el PIB1, se hará la estimación de la causalidad de Granger en el VAR1EQPIBGEEX1 con 8 rezagos, cuyos resultados se presentan de manera parcial en Tabla No. 81:

Tabla No. 81. Estimación de Causalidad de Granger en el VAR1EQPIBGEE1



EViews - [Var VAREQPIBGGEX1 Workfile: GRUPOA MODELO

File Edit Object View Proc Quick Options Windo

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stat

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 09/01/16 Time: 09:02
Sample: 1925 2013
Included observations: 81

Dependent variable: PIB1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GE1	32.16397	8	0.0001
NF1	12.75616	8	0.1205
PTVD1	22.15599	8	0.0046
EX1	17.19757	8	0.0281
D1	30.24161	8	0.0002
All	157.2349	40	0.0000

Dependent variable: GE1

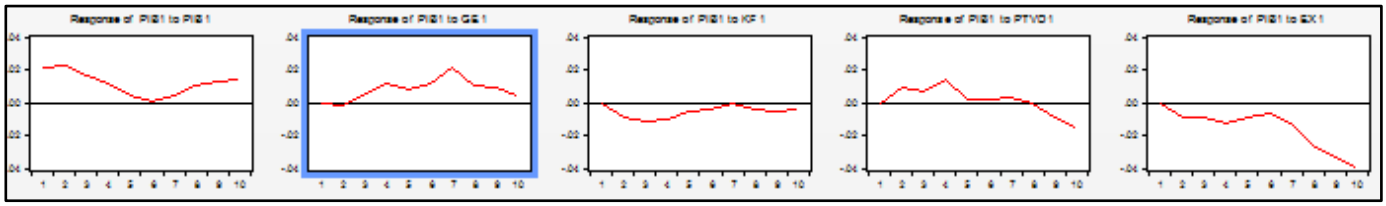
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB1	10.59758	8	0.2256
NF1	12.04753	8	0.1491
PTVD1	10.60819	8	0.2645
EX1	18.21340	8	0.0197
D1	19.86507	8	0.0109
All	80.93826	40	0.0001

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Los resultados de impulso-respuesta en el VAR1EQPIBGEEX1se presentan en la Gráfica No. 46

Gráfica No. 46. Impulso – Respuesta VAR1EQPIBGEEX1 con 10 periodos de 8 años cada uno:

Ecuación 1



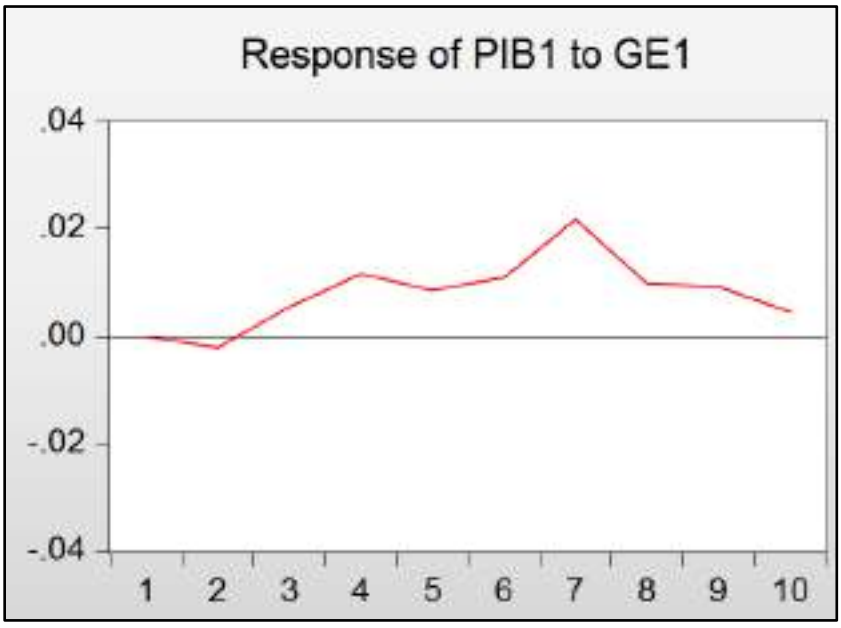
Fuente: Elaboración propia con EViews

El impulso - respuesta del PIB1 ante cambios en el GE1 es positiva con una tendencia ascendente, que decae en el largo plazo.

En la Gráfica No. 47 se observa que existe un impulso positivo del GE1 sobre el PIB1 a partir del 3er. periodo, con una tendencia creciente hasta el séptimo periodo de ocho años, a partir del cual, el impulso empieza a perder vigor.

Esto nos lleva a confirmar que el Gasto Educativo es una inversión de largo plazo y a reflexionar sobre la probabilidad de que el GE, requiera de un proceso de maduración de aproximadamente 16 años para hacer evidentes sus efectos sobre el PIB y lograr su mayor impacto durante un poco más de 40 años, para disminuir posteriormente, si bien manteniendo sus efectos positivos.

Gráfica No. 47. Impulso – respuesta del PIB1 a cambios en GE1 con 10 periodos de 8 años cada uno



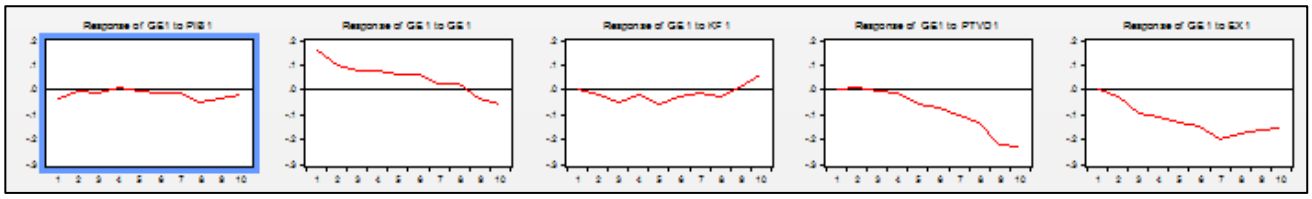
Fuente: Elaboración propia con EViews

9.4.2.3 Análisis de impulso-respuesta en el VAR1 logarítmico con 8 rezagos. GE1 como variable dependiente

Por otra parte, En la Gráfica No. 48, cuando el GE1 es la variable dependiente, se observa que los cambios en el PIB1 no tienen un impacto relevante sobre el GE1, con lo cual se confirma que no hay causalidad en el sentido de Granger, del PIB1 hacia el GE1, (ver también la Gráfica No. 49).

Gráfica No. 48. GE1 Impulso – Respuesta Ecuación 2 VAR1EQPIBGEEX1

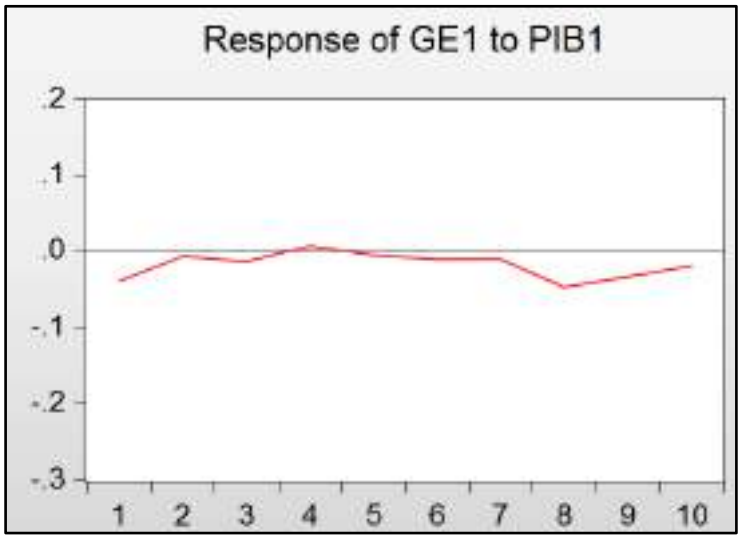
Ecuación 2



Fuente: Elaboración propia con EViews

El efecto de cambios en el PIB1 sobre el GE1 es neutro, incluso negativo a partir del 4º. periodo, lo cual confirma que no hay causalidad en el sentido de Granger del PIB1 hacia el GE1. En la Gráfica No. 49 se observa que no hay respuesta del GE1 ante cambios en el PIB1 y que a partir del 3er. periodo, el impulso incluso se vuelve negativo con una tendencia constante para los periodos subsecuentes.

Gráfica No. 49. Impulso – Respuesta del GE1 ante cambios en el PIB1



Fuente: Elaboración propia con Eviews

Esto confirma que el PIB1 no causa en el sentido de Granger al GE1. Lo cual podría explicarse porque los incrementos o reducciones en el Gasto Público Educativo son decisiones de política presupuestal que si bien toman como referente al PIB y su comportamiento, las autoridades determinan el Gasto Educativo de manera independiente.

Es decir, el Gasto Público Educativo no se da de una manera automática como consecuencia de un incremento o reducción del PIB, sino en función de las

prioridades que establezca el Gobierno Federal, de su proyecto de Ingresos y de otros factores.

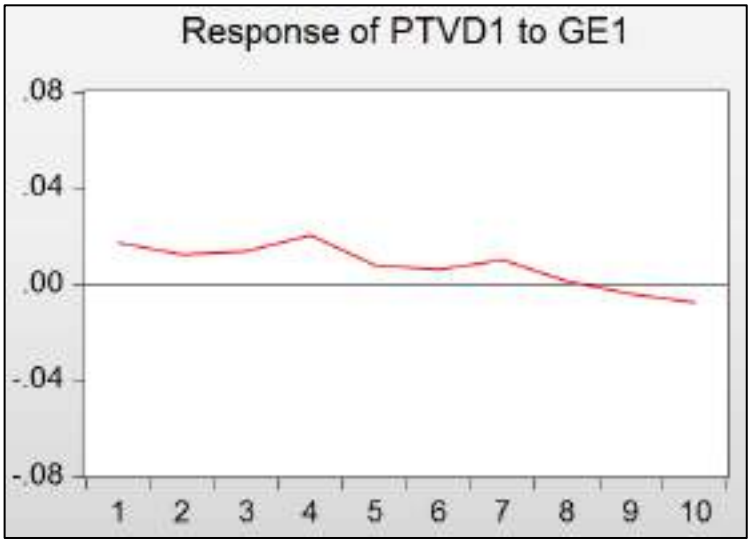
9.4.3. Análisis de impulso-respuesta PTVD1, EX1, con GE1 como variable explicativa, en el VAR1 logarítmico con 8 rezagos

Finalmente, para tener una ponderación complementaria del Gasto Educativo (GE1) como factor de impulso-respuesta, se hará un breve análisis, de los gráficos para las ecuaciones 4 y 5, donde la Productividad (PTVD1) y las Exportaciones (EX1) son las variables dependientes, y el GE1 es una variable explicativa.

9.4.3.1 Análisis de impulso-respuesta: PTVD1, con GE1 como variable explicativa

En la Gráfica No. 50 es notable el efecto positivo del GE1 como factor de la productividad (PTVD1), si bien con una tendencia mixta, que inicia de manera ascendente con un impulso que alcanza su mayor nivel en el periodo 4, a partir del cual pierde vigor hasta el periodo cinco donde inicia una nueva fase ascendente, para disminuir paulatinamente hasta convertirse en un efecto negativo en los periodos 9 y 10. Ello podría estar mostrando que la productividad tiene importantes crecimientos cuando aumenta el gasto educativo y se reduce cuando el gasto educativo disminuye, aunque también podría asociarse con una pérdida en la calidad educativa, que a vez afecta la formación de capital humano, provocando mermas en los niveles de productividad.

Gráfica No. 50. Impulso Respuesta: Productividad (PTVD1) como variable dependiente y GE1 como variable explicativa

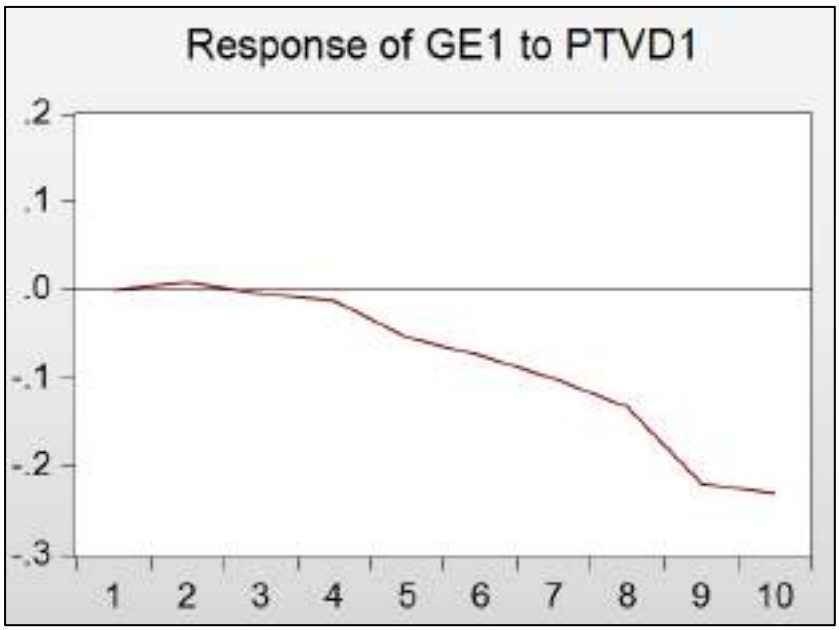


Fuente: Elaboración propia con EViews

9.4.3.2 Análisis de impulso-respuesta: PTVD1 como variable dependiente y GE1, como variable explicativa

En la Gráfica No. 51 es evidente que el Gasto Educativo recibe poco impulso de la productividad, ya que incrementos en ésta no se reflejan en un crecimiento del GE1, por lo cual no existe causalidad de la PTVD1 al GE1 en el sentido de Granger, confirmando que sólo hay causalidad unidireccional GE1⇒PTVD1, convirtiéndose el gasto en educación en un factor estratégico para elevar la productividad del trabajo, ya que está comprobado que a mayores grados de escolaridad y mayor número de personas educadas, se propician elevados niveles de productividad, con mejor capacidad de asimilación y desarrollo de procesos tecnológicos innovadores, que a su vez impactan la capacidad exportadora nacional.

Gráfica No. 51.Impulso - Respuesta: Gasto Educativo (GE1) como variable dependiente y Productividad (PTVD1) como variable explicativa

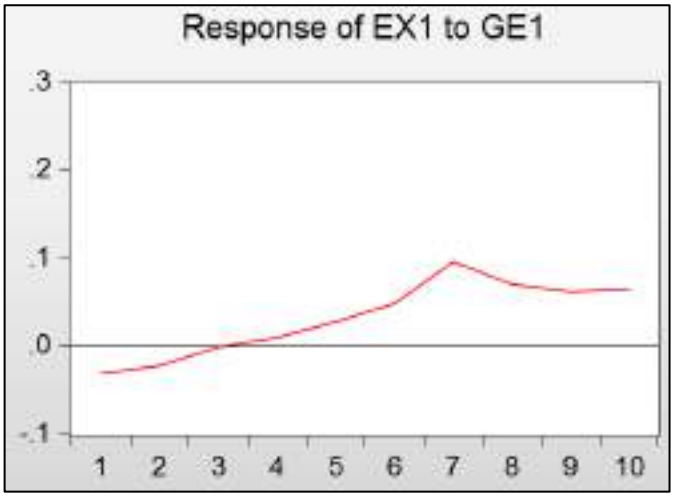


Fuente: Elaboración propia con EViews

9.4.3.3 Análisis de impulso-respuesta: Exportaciones (EX1) como variable dependiente y GE1, como variable explicativa

En la relación de las Exportaciones (EX1) con el Gasto Educativo (GE1), el gasto educativo (GE1) muestra un importante impacto positivo sobre las exportaciones (EX1). Con las reservas del caso, la Gráfica No. 52 permite afirmar que una mayor inversión en educación puede generar mejoras sustanciales en nuestra capacidad exportadora. Esto suena lógico si se considera que la educación incrementa la productividad, así como la creatividad y capacidad innovadora del país.

Gráfica No. 52. Respuesta de las Exportaciones EX1 a cambios en Gasto Educativo GE1

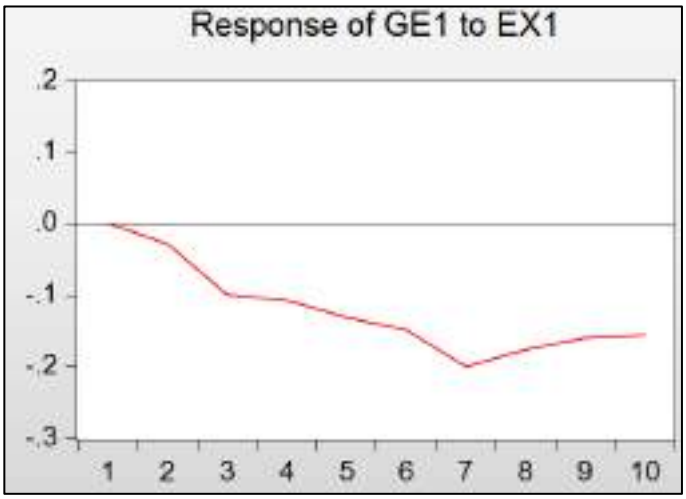


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

9.4.3.4. Análisis de impulso-respuesta: GE1 como variable dependiente y EX1 como variable explicativa

Los incrementos en las exportaciones EX1, no presentan ningún impulso o respuesta favorable y de manera directa sobre el Gasto en Educación GE1. La Gráfica No. 53 muestra una relación inversa entre las exportaciones y el gasto en educación que en principio pareciera contradictoria. Sin embargo, pudiera estar reflejando situaciones coyunturales donde en periodos de auge exportador y una economía con altas tasas de crecimiento, no se considere prioritario incrementar el gasto público en educación, mientras que en periodos de bajas tasas de crecimiento y niveles deficitarios en el sector el Gobierno considere estratégico invertir más en educación pública para incrementar la productividad, estimular las innovaciones tecnológicas, tener una economía nacional más competitiva y alcanzar tasas más significativas de crecimiento económico.

Gráfica No. 53. Respuesta del GE1 a cambios en las Exportaciones EX1



Elaboración propia con EViews

Sin embargo, en la lógica de la causalidad y del análisis de Impulso-Respuesta, incrementos en las Exportaciones (EX1) no tienen un efecto directo y no causan al Gasto Educativo (GE1) en el sentido de Granger.

Conclusión:

La estimación del modelo como un Vector Autorregresivo en términos logarítmicos (VAR1) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR1 son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente.

La aplicación de la prueba *Wald Coefficient Test* para cada conjunto de coeficientes demuestra que el *Estadístico F* para todas las variables tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y demostrar que las cuatro variables propuestas para el modelo son significativas para explicar el comportamiento del PIB1. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables, incluido el Gasto Educativo (GE1), cumplen con los requerimientos para su integración al modelo, con buena capacidad predictiva.

La aplicación de la Prueba de Causalidad en el Sentido de Granger, permite corroborar que el modelo está bien especificado, por la observancia del principio de exogeneidad en todas las variables que integran el vector autorrregresivo (VAR1) y por la verificación de la causalidad a través de los gráficos de impulso-respuesta, donde resulta evidente el papel de la Educación (GE1) como factor de crecimiento del PIB1, de la productividad (PTVD1) y de las exportaciones (EX1).

Notas al Capítulo 9:

1. Carrascal Ursicino et. Al. Análisis Econométrico con Eviews. Edit. Alfaomega, México 2001, Pág. 71.
2. Carrascal. Ibid. Pág. 73.
3. Eviews 9, User's Guide I. Pág. 610
4. Eviews 9, User's Guide II. Pág. 185
5. Gujarati. Op. Cit. Pág. 391
6. Peña Nieto, Enrique. Plan Nacional de Desarrollo 2013-2018. Gobierno de la República. México. Pág. 71
7. Stock y Watson. Op. Cit. Pág. 387, 398
8. Stock y Watson. Ibid. Pag. 468-470
9. Gujarati. Op. Cit. Pág. 762-763
10. Loría. Op. Cit. Pág. 292-295
11. Gujarati. Op. Cit. Pág. 654
12. Gujarati. Ibid. Pág. 784-786
13. Loría. Op. Cit. Pág. 297
14. Loría. Ibid. pág. 311
15. Loría. Ibid. Pág. 296
16. Loría. Ibid. Pág. 306-308
17. Gujarati. Op. Cit. Pág. 787
18. Eviews 9, User's Guide I. Pág. 567-568
19. Loría. Op. Cit. Pág. 311
20. Eviews 9, User's Guide II. Pág. 652
21. Eviews 9, User's Guide I. Pág. 647

10. Análisis y propuestas de política pública

10.1 Relación causal Gasto Educativo-Crecimiento Económico

El modelo econométrico con cambio estructural que se propone, permite verificar la existencia de una relación causal cuantitativa, a partir de la cual es posible definir parámetros de referencia y medición para una mejor asignación del Gasto Público Educativo, con impactos favorables en el comportamiento del PIB nacional.

Por sus efectos múltiples, resulta imperativo incrementar sustancialmente la inversión y el Gasto Público Educativo con mayor eficacia y visión estratégica, para formar el capital humano que México necesita como nación competitiva, en la nueva sociedad global del conocimiento.

El modelo econométrico de cambio estructural propuesto para verificar la causalidad del gasto público en educación como un factor del crecimiento económico, se ubica precisamente en el escenario conceptual, a partir de la hipótesis de aceptación generalizada, de que la educación es un factor determinante del desarrollo.

La educación como factor de desarrollo, sólo puede explicar parcialmente el comportamiento del PIB de nuestro país, pero poco se duda ya de su impacto cualitativo en otras variables relevantes para el crecimiento económico, como lo son la calificación y productividad de la fuerza laboral, así como la innovación y mejora del capital físico.

En los últimos años se han incrementado sustancialmente los trabajos de investigación sobre la educación y el capital humano con base en las ecuaciones mincerianas y el modelo de corrección de Heckman, que a su vez privilegian el análisis de variables microeconómicas como el ingreso real *per cápita*, el gasto educativo por persona, la tasa de retorno individual y social de la inversión en educación, el grado de escolaridad, la formación individual, entre otras, para demostrar que es fundamental la inversión privada en la educación, porque ésta determina mayores niveles de ingreso personal.

Los resultados de estos trabajos con un enfoque minceriano, permiten concluir que el capital humano incide notablemente en la competitividad de los países, lo cual confirma la conexión entre el nivel educativo de la población y la capacidad exportadora de las naciones.

Una aseveración importante para la política pública, es que el crecimiento económico requiere una asignación cada vez más eficiente del *stock* de capital humano, mediante la asignación de los talentos a las actividades productivas

(estudios superiores de Ciencias e Ingeniería), en virtud de que las actividades rentistas y de influencia (en donde se ubican las carreras humanísticas) tienen un impacto limitado sobre el crecimiento, por lo cual deberá hacerse un mayor esfuerzo por la formación de personas con mejores competencias para realizar actividades productivas y de investigación, sin detrimento de la educación humanista.

En los últimos años se ha desarrollado una gran cantidad de trabajos sobre el impacto de la educación en el crecimiento económico bajo el enfoque minceriano. Sin embargo, el hecho de que las variables utilizadas en los distintos modelos de este tipo sean de carácter microeconómico y privilegien el aspecto individual sobre lo social, deja entrever la necesidad de complementar el análisis con la aplicación de modelos econométricos de carácter macroeconómico, que en lo posible, permitan apreciar también el impacto de la educación en su carácter de gasto e inversión de largo plazo, sobre el crecimiento de la economía en su conjunto, para derivar políticas públicas integrales con mayor certeza y confiabilidad.

Cabe señalar, salvo raras excepciones, que en muchos de los trabajos de corte minceriano, es frecuente encontrar la recomendación con base en la tasa de rentabilidad individual que se obtiene en los distintos niveles educativos, que los recursos públicos destinados a la educación, deben destinarse prioritariamente a la educación básica, porque este nivel educativo es el que ofrece mayores tasas de rentabilidad. En este caso, los analistas soslayan que en buena medida el

resultado también se debe a que los costos de la educación básica son más bajos que los correspondientes a la educación media superior y superior, especialmente si se le compara con la educación tecnológica, que requieren mayores niveles de inversión. Siguiendo este razonamiento que parece muy lógico, siempre se estaría privilegiando la educación básica y se estaría posponiendo la urgente necesidad de asignar mayores recursos a la educación media superior y superior, especialmente a la tecnológica, con las carreras de Ciencias e Ingeniería, que resulta estratégica para obtener mayor capacidad creativa e innovadora, incrementar la productividad y lograr tasas de crecimiento económico más significativas, en un entorno global altamente competitivo.

En las estimaciones del modelo econométrico con cambio estructural, podemos observar que el signo del coeficiente de la variable explicativa Gasto Público Educativo (GE) que es de nuestro interés, pasa de negativo a positivo y explica mejor el comportamiento del PIB para años anteriores a 1980. Ello pudiera estar reflejando que la inestabilidad del coeficiente de GE se debe al cambio estructural que se generó a partir de 1980.

Otro aspecto que parece resultar evidente, es que a partir de la crisis de los 80s el sector educativo pudiera haber perdido de manera notable su vinculación con el sector productivo y el gasto en educación se hubiera convertido en una carga onerosa para el sistema económico o, en el mejor de los casos, no compensara

totalmente la inversión realizada, lo cual estaría reflejando una baja tasa interna de retorno del sector educativo para el periodo 1980-2013.

Sin embargo, debe tomarse en cuenta que nuestro país sufrió los embates de una severa crisis económica, a partir de 1980, con fuga de capitales, inestabilidad, moratoria de la deuda externa, el cierre temporal de las fuentes internacionales del financiamiento, la apertura comercial total de la economía mexicana, la muerte de un candidato presidencial del partido oficial, una crisis de deudores (iniciada con la crisis de diciembre de 1994), así como la privatización de las empresas paraestatales y de la banca, aspectos que se acentuaron de manera más reciente por la Gran Recesión Mundial 2008-2010 y que trajeron por consecuencia un desaliento significativo a la nueva inversión productiva y de larga maduración.

El retiro del Estado como inversionista, bajo el paradigma keynesiano predominante hasta antes de 1980, no fue compensado como se esperaba con una mayor participación del sector privado mexicano, ni por la inversión extranjera que ha sido predominantemente especulativa, conforme a los postulados del paradigma neoliberal todavía hegemónico y bajo cuyo marco conceptual se han venido promoviendo un conjunto de reformas estructurales que no han logrado traducirse en factores detonantes para el desarrollo de nuestro país.

Un factor adicional que ha influido de manera importante en la reducción de la inversión, es el clima de inseguridad derivado de la irrupción avasallante del

crimen organizado, que en los últimos años ha pretendido constituirse en un poder paralelo al Estado, poniendo en riesgo la estabilidad social, la gobernanza y la credibilidad de las instituciones responsables de la impartición de la justicia.

10.2 Análisis de resultados y políticas públicas

El modelo econométrico lineal y uniecuacional con cambio estructural que se propone, de la forma:

$$PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 D1 + \varepsilon_t$$

Al que se denomina EQPIBGEEX y que cuantitativamente se expresa como:

PIB = -55711.05183 + 5.253271*GE + 0.798321*KF + 10.39680*PTVD + 0.977551*EX + 330044.6*D1 ,

después de ser sometido a una serie de pruebas de estimación y ajuste, muestra ser consistente y estar bien especificado.

En estos términos, el modelo da la pauta para afirmar que por cada peso que se invierte en educación (GE), el PIB logra un incremento de 5.25 pesos, mientras que la productividad del trabajo (PTVD), que en buena medida está influenciada por la educación, muestra un impacto de más de 10 pesos en el valor del PIB, por cada peso en que se incrementa el valor de la productividad.

Para efectos de política pública, este es un indicio que debe tenerse en cuenta, dada la bondad que muestra el gasto público educativo, como factor de la productividad y el crecimiento económico. Aún más, en épocas de recesión o de bajo crecimiento de la economía como la que se vive actualmente, estaría demostrando claramente que vale la pena destinar mayores recursos a una educación de mejor calidad, tanto por sus efectos directos en la demanda agregada y el crecimiento económico, como por su papel como inversión en capital humano de mediano y largo plazo, que se traduce en mayores niveles de productividad y competitividad de la economía nacional.

El análisis del modelo planteado como un vector autorregresivo (VAR), después de realizadas las respectivas pruebas de raíces unitarias, exogeneidad y cointegración, también permite obtener interesantes elementos para la política pública, especialmente cuando se ven los resultados del análisis de sensibilidad mediante los gráficos de *impulso-respuesta.*

Al respecto, se observa que la respuesta del PIB ante incrementos en el Gasto Educativo (GE), es directa y positiva con un claro impacto ascendente a partir del segundo periodo de 12 años (de un total de 7) que se prolonga hasta el cuarto, donde se estabiliza y vuelve a tener un fuerte impulso a partir del 6° periodo.

En el caso de la Productividad (PTVD), ésta muestra también un fuerte impacto positivo sobre el PIB, en una relación directa que hace evidente que cuando la

productividad laboral aumenta, esta se refleja de inmediato en un crecimiento del PIB y viceversa. En este proceso juega un papel importante la educación, ya que está comprobado que a mayores grados de escolaridad y mayor número de personas educadas, se propician elevados niveles de productividad, con mayor capacidad de asimilación y desarrollo de procesos tecnológicos innovadores, que a su vez impactan la capacidad exportadora nacional (EX).

Por consiguiente, hay una relación directa entre la Productividad (PTVD) y el Gasto Educativo (GE). La productividad se incrementa a partir del segundo periodo, pero pierde su impulso al llegar al 4°. A partir de ese punto el impulso de la educación a la productividad se reduce hasta el periodo cinco donde inicia una nueva fase ascendente, con lo cual se demuestra que la productividad tiene importantes crecimientos cuando aumenta el gasto educativo y se reduce cuando el gasto educativo disminuye.

Es evidente el efecto positivo y directo que tienen las exportaciones sobre la productividad. Sin embargo, también es notorio el impacto en la reducción de la productividad, cuando decaen las exportaciones, como ha sucedido a raíz de la gran recesión mundial, que redujeron sustancialmente las exportaciones mexicanas, provocando la subutilización de la capacidad productiva instalada y de la fuerza laboral, empujando a la productividad a la baja.

Resulta interesante la relación Gasto Educativo – Exportaciones. El gasto educativo (GE) muestra un importante impacto positivo sobre las exportaciones. Es decir, con las reservas del caso, la gráfica de impulso-respuesta permite afirmar que una mayor inversión en educación puede generar mejoras sustanciales en nuestra capacidad exportadora. Esto es lógico si se considera que la educación incrementa la productividad, así como la creatividad y capacidad innovadora del país.

La estimación del modelo como un Vector Autorregresivo (VAR) permite demostrar la fortaleza del modelo econométrico con cambio estructural propuesto (EQPIBGEEX), ya que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente. Asimismo, El cambio estructural de la economía en 1980, parece verse reflejado en las cuatro variables explicativas del VAR.

Dado que el propósito del trabajo es corroborar la influencia del gasto público educativo (GE) en el comportamiento del PIB, se realiza la estimación del modelo en términos logarítmicos con las pruebas y criterios que el caso amerita. Los resultados son también alentadores.

Con el modelo logarítmico se observa que la elasticidad del PIB ante cambios en el gasto público Educativo (GE1) es positiva, con valor de 0.108. Esto a su vez, podría estar indicando que el incremento de una unidad de inversión en el Gasto

Público Educativo, tendría un impacto y un poder explicativo del 10.8% sobre el nivel de crecimiento del PIB en un periodo determinado. Dicho de otra manera, el incremento en el valor del PIB se explica en un 10.8% por el GE.

El poder explicativo de la Productividad (PTVD1) en el modelo logarítmico, es positivo y relevante. Con una elasticidad de 0.609 explica el comportamiento del PIB en tres quintas partes, lo cual vuelve al PIB sumamente sensible ante los cambios en la Productividad.

Esto es, el incremento de un punto porcentual de la productividad (PTVD) podría tener un impacto y un poder explicativo del 60.9% en el valor del incremento del PIB, pero el mismo impacto lo tendría en sentido inverso. Este aspecto resulta por demás interesante por dos razones:

- ✓ La productividad está determinada en buena medida por la calidad del capital humano y éste a su vez por la calidad de la educación.

- ✓ La reducción constante de la productividad en nuestro país durante los últimos 10 años, parece explicar en buena medida las bajas tasas de crecimiento del PIB y las dificultades de la economía nacional para ingresar a la senda del crecimiento sostenido, que requieren tasas de crecimiento superiores al 4%.

El impacto de las exportaciones (EX1) es positivo en el modelo logarítmico, con una elasticidad de 0.13. Es decir, el incremento en las exportaciones explica hasta en un 13% el incremento del valor del PIB. Este dato es también interesante, porque con las reservas del caso, parece estar indicando que nuestra dependencia del exterior no es tan fuerte como se supone y a ello podría deberse que los efectos de las turbulencias externas sean asimilados, sin que sea un impedimento insuperable para el crecimiento de nuestra economía, que si bien ha registrado tasas muy modestas, ha mostrado fortaleza y se diferencia de otras naciones que han sufrido con mayor severidad los embates de la crisis financiera y la recesión global, por encontrarse en una situación de gran fragilidad.

Las distintas pruebas aplicadas al Vector Autorregresivo VAR1, demuestran que las series de interés PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1 están cointegradas y descartan la posibilidad de espuriedad en el modelo logarítmico.

La estimación del modelo en términos logarítmicos como un Vector Autorregresivo (VAR1) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto (EQPIBGEEX), ya que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como la variable específica GE1 correspondiente, cumpliendo con los requerimientos para su integración al modelo.

Es importante tener en cuenta las limitaciones de los VAR, ya que al ser endogámicos (se retroalimentan internamente), después de algunos periodos sus

predicciones se vuelven planas, con resultados que carecen de variaciones y sólo reproducen tendencias. Sin embargo se valora su gran capacidad introspectiva y pertinencia para el análisis de las variables de interés, que resulta de gran utilidad para identificar las tendencias de corto plazo y mediano plazo, así como para enriquecer y fortalecer el análisis de modelos con cambio estructural.

Conclusiones

- El modelo econométrico con cambio estructural EQPIBGEEX, que se plantea en este trabajo, permite verificar la existencia de una relación causal cuantitativa entre el Gasto Público Educativo (GE) y el PIB.

- Ante la existencia de cambio estructural a partir de 1980, la ecuación EQPIBGEEX es el mejor modelo obtenido para profundizar el análisis de la relación de causalidad e impacto de la educación en el crecimiento del PIB y el desarrollo económico, modelo que se representa en términos de la ecuación (5.1):

$$\boldsymbol{PIB = \beta_0 + \beta_1 GE + \beta_2 KF + \beta_3 PTVD + \beta_4 EX + \beta_5 D1 + \varepsilon_t}$$

- Lo anterior puede corroborarse con el ajuste que se observa en la Gráfica No. 8, entre el PIB y su valor estimado con el modelo. Los resultados que proporciona esta ecuación resultan interesantes, ya que permite afirmar que por cada peso que se invierte en educación, el PIB logra un incremento de 5.25 pesos.

- Los estadísticos de predicción de Chow (Figura 22), permiten confirmar que dentro del periodo 1980-2013, existe un cambio estructural (Pág 75) a partir del cual se propone el modelo EQUIPGEEX.

- El cambio estructural se explica por los embates de una severa crisis económica que sufrió nuestro país a partir de 1980, con fuga de capitales, inestabilidad, un agudo proceso inflacionario, moratoria de la deuda externa, la apertura comercial total de la economía mexicana, la muerte de un candidato presidencial del partido oficial, una crisis de deudores (iniciada con la crisis de diciembre de 1994), así como la privatización de las empresas paraestatales y de la banca, aspectos que sólo fueron superados mediante severas políticas de ajuste y estabilización que a la par le dieron sólidos fundamentos a la economía nacional, pero que en contrapartida, se reflejaron en bajas tasas de crecimiento.

- El retiro del Estado como como principal inversionista y agente económico conforme al paradigma keynesiano predominante hasta antes de 1980, no fue compensado como se esperaba con una rápida y mayor participación del sector privado mexicano, ni por la inversión extranjera, que ha sido predominantemente especulativa, conforme a los postulados del paradigma neoliberal todavía hegemónico y bajo cuyo marco conceptual se han venido promoviendo un conjunto de reformas estructurales que aún no han logrado traducirse en factores detonantes para el desarrollo de nuestro país, postergándose sus resultados por las condiciones externas adversas a partir de los efectos de la Gran Recesión Mundial 2008-2010.

- El Vector de Corrección de Error (MVCE), estimado con valor de -0.4718 por el método de Engle - Granger, y de -0.317186 por el método de Johansen,

confirma que las variables del modelo EQPIBGEEX están cointegradas con estabilidad en el largo plazo. Condición que confirma la buena especificación y confiabilidad del modelo con cambio estructural, que hace posible realizar el análisis de causalidad en el sentido de Granger.

- Las pruebas de causalidad unidireccional en el sentido de Granger, con base en el modelo EQPIBGEEX, confirman la existencia de causalidad del Gasto Público Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB) de manera muy significativa, tanto en el corto como en el largo plazo, con evidencias de mayores efectos en este último, que coinciden en cierta medida, con la maduración de los procesos educativos en la formación del capital humano.

Tabla No. 64. Causalidad unidireccional en el Sentido de Granger para las variables PIB, GE en primeras diferencias (DPIB, DGE), con 3, 7, 9 y 15 rezagos

Rezagos (años)	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
3	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.92598	0.0389	SI
7	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.46240	0.0263	SI
9	GE	$\Rightarrow$	PIB	2.11633	0.0418	SI
15	GE	$\Rightarrow$	PIB	3.60843	0.0005	SI
3	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	0.60302	0.6150	NO
7	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.947772	0.0758	NO
9	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.95484	0.0609	NO
15	PIB	$\not\Rightarrow$	GE	1.45216	0.1685	NO

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla No. 64, con 7, 9 y 15 rezagos, se confirma que la causalidad unidireccional en el sentido de Granger, **va en dirección del Gasto Educativo (GE) hacia el PIB** y que no hay causalidad del PIB hacia el GE.

- Las distintas estimaciones realizadas por el **método de rezagos distribuidos**, confirman que existe un impacto favorable y significativo del Gasto Público Educativo (GE) sobre el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), siendo las mejores estimaciones de las aquí realizadas, la número 3 de rezagos distribuidos ad hoc con el criterio Alt-Tinbergen, que está indicando que el cambio en una unidad del GE, en el corto plazo genera un impacto de 6.3698 unidades en el PIB y en el largo plazo es de 6.4549.

- Asimismo, la estimación número 6 por el Polinomio de Almon, (Tabla No. 62), indica que el impacto del cambio de una unidad del Gasto Público Educativo (GE) sobre el PIB es de 0.09265 en el corto plazo y de 0.17314 en el largo plazo.

Tabla No. 62. Estimación del impacto del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB), Por Rezagos Distribuidos

MÉTODO DE ESTIMACIÓN		ESPECIFICACIÓN	IMPACTO DEL CAMBIO DE UNA UNIDAD DEL GE SOBRE EL PIB		AJUSTE GRÁFICO
			CORTO PLAZO	LARGO PLAZO	
1	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (primera estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 4 rezagos en GE1	0.2607	0.6297	Regular
2	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (segunda estimación)	6 Variables EQPIBGEEX con cambio estructural y 4 rezagos en GE. Las demás variables permanecen sin cambios.	5.763196	4.754943	Bueno
3	Rezagos Distribuidos *ad hoc* criterio Alt-Tinbergen, (tercera estimación)	6 Variables EQPIBGEEX con cambio estructural y 6 rezagos en GE. Las demás variables permanecen sin cambios.	6.3698	6.4549	Muy bueno
4	Polinomio de Almon, (primera estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 5 rezagos en GE1, grado 4	0.30242	0.62603	Regular
5	Polinomio de Almon, (segunda estimación)	Variables PIB1 y GE1, con 5 rezagos en GE1, grado 2	0.2637	0.6259	Regular
6	Polinomio de Almon, (tercera estimación)	6 Variables EQPIBGEEX1 con cambio estructural, 6 rezagos en GE1, grado 2. Las demás variables permanecen sin cambios	0.09265	0.17314	Excelente

Fuente: Elaboración propia

- Cabe destacar que los resultados de causalidad, son congruentes y consistentes con el análisis de rezagos distribuidos, en donde también se aprecian efectos e impactos positivos notables, constituyendo el modelo EQPIBGEEX un buen instrumento para la elaboración de políticas públicas de crecimiento económico.

- Por otra parte, la estimación del modelo EQPIBGEEX como un Vector Autorregresivo (VAR) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como las variables específicas correspondientes.

- La aplicación de la prueba *Wald Coefficient Test* para cada conjunto de coeficientes del modelo EQPIBGEEX como un VAR, demuestra que el Estadístico *F* para todas las variables tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y demostrar que las cuatro variables propuestas para el modelo, son significativas para explicar el comportamiento del PIB. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables, específicamente el Gasto Público Educativo (GE), cumplen con los requerimientos para su integración al modelo, con buena capacidad predictiva.

- La aplicación de la Prueba de Causalidad en el Sentido de Granger, corrobora que el modelo EQPIBGEEX como un VAR, está bien especificado, por la observancia del principio de exogeneidad en todas las variables que integran el vector autorrregresivo (VAR) y por la verificación de la causalidad a través de los gráficos de impulso-respuesta, donde resulta evidente el papel del Gasto Público Educativo (GE) como factor de crecimiento del PIB, de la productividad (PTVD) y de las exportaciones (EX).

- Las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, con el modelo logarítmico EQPIBGEEX1, confirman la existencia de causalidad del Gasto Educativo (GE) sobre el Producto Interno Bruto (PIB) de manera significativa, tanto en el corto como en el largo plazo, con evidencias de mayores efectos en este último, que coinciden con la maduración de los procesos educativos en la formación del capital humano.

- Estos resultados corroboran una de las ideas fundamentales del presente trabajo: que el gasto público educativo (GE) tiene efectos muy importantes sobre el crecimiento económico de nuestro país (PIB), al probarse la causalidad GE ⇒ PIB en el sentido de Granger, si bien en el modelo EQPIBGEEX como VAR, se presenta una relación causal bidireccional en el sentido de Granger entre el GE y el PIB de la forma: GE⇔PIB; con estadísticos de *F* que también son significativos.

Tabla No. 71. Causalidad en el sentido de Granger entre el PIB y GE, con 7, 10 y 15 rezagos

Rezagos (años)	Variable Causal	Dirección	Variable Causada	Estadístico F	Probabilidad	Relación de causalidad
7	GE	⇒	PIB	2.36932	0.0317	SI
10	GE	⇒	PIB	2.20539	0.0300	SI
15	GE	⇒	PIB	3.80222	0.0003	SI
7	PIB	⇒	GE	2.38596	0.0306	SI
10	PIB	⇒	GE	2.36943	0.0199	SI
15	PIB	⇏	GE	1.21111	0.3006	NO

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla No. 71 se observa que:

a) Con 7, 10 y 15 rezagos se confirma que la causalidad en el sentido de Granger, va del Gasto Educativo (GE) hacia el PIB.

b) Con 7 y 10 rezagos, el PIB causa también al GE en el sentido de Granger, dando lugar a una causalidad bidireccional GE⇔PIB.

c) Con 15 rezagos, el GE causa en el sentido de Granger al PIB, pero el PIB no causa al GE, por lo que en este caso la causalidad es unidireccional GE⇒PIB.

d) Es en el largo plazo (15 rezagos) cuando el Gasto Educativo (GE), logra sus mayores efectos sobre el PIB, en función de un valor más significativo para el estadístico *F* y una probabilidad muy cercana a cero.

- La estimación del modelo EQPIBGEEX como un Vector Autorregresivo en términos logarítmicos (VAR1), demuestra la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR1 son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente.

- La relación Causal GE⇒PIB, da la pauta para definir parámetros de referencia y medición que pueden permitir un mejor diseño de las políticas públicas para la adecuada calibración de las variaciones en el gasto público educativo y traducirse en impactos favorables en el crecimiento de la economía nacional en su conjunto. Por consiguiente, existe un margen suficiente de confianza para recomendar el incremento de la inversión y el gasto público educativo de manera sustancial, sujeto desde luego, a criterios de mayor eficacia, visión estratégica y transparencia, para formar el capital humano que México necesita como nación competitiva, en la nueva sociedad global del conocimiento.

- En este sentido, la eficacia de las políticas de gobierno requiere que en la toma de decisiones se establezca como premisa el conocimiento de los factores y nexos causales de las necesidades sociales, así como su adecuado

dimensionamiento, considerando que el nivel de conocimiento de la causalidad es determinante para alcanzar los objetivos deseados.

- El modelo econométrico de cambio estructural que aquí se propone, para verificar la causalidad del gasto público en educación como un factor del crecimiento económico, se ubica precisamente en este escenario conceptual para avanzar en la construcción de una administración pública más eficaz y eficiente, fortalecida con la aplicación de los avances tecnológicos y las nuevas herramientas de la era digital. Obviamente, habrá que trabajar más en el perfeccionamiento y mejoría del modelo, para que sus parámetros sean de mayor precisión en la realización de pronósticos complementarios para fundamentar decisiones de política educativa y desarrollo económico.

- Los modelos econométricos de corte minceriano desarrollados en los últimos años, son de gran valía para demostrar la causalidad que ejercen la educación y el capital humano como factores del crecimiento y el desarrollo económico, sin embargo, es necesario retomar y ampliar el análisis mediante la incorporación de modelos macroeconométricos estructurales, con el fin de alcanzar los niveles de complementariedad tan indispensables para cerrar el círculo en el diseño de las políticas públicas con un enfoque de mayor integralidad, que impulsen el crecimiento de nuestra economía, por la senda de la competitividad, la equidad y el desarrollo sustentable.

Anexo I:

Pruebas de Raíces Unitarias de orden *I(0)*, para las variables PIB, GE, KF, PTVD y EX Apartado 5.4.2

A. Producto Interno Bruto PIB

A.1 PIB: Prueba ADF, criterio de Schwarz, sin intercepto ni tendencia, y cinco rezagos.

Tabla No. 1.1 Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) de Raíz Unitaria para el PIB



Series: PIB Workfile: EDUCACIÓN REVISADO2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		5.461710	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.591505	
	5% level	-1.944530	
	10% level	-1.614341	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB)
Method: Least Squares
Date: 09/26/14 Time: 09:54
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	0.022477	0.004115	5.461710	0.0000

R-squared	0.002354	Mean dependent var	20231.84
Adjusted R-squared	0.002354	S.D. dependent var	34010.77
S.E. of regression	34869.65	Akaike info criterion	23.76792
Sum squared resid	1.06E+11	Schwarz criterion	23.79607
Log likelihood	-1044.788	Hannan-Quinn criter.	23.77926
Durbin-Watson stat	1.711093		

Path = c:\users\rafael.esc

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

$El\ valor\ crítico\ de\ \tau = -2.590\ al\ 1\%\ en\ tablas$

En este caso $t_\mu = 5.46 > \tau = -2.590,$ **lo cual determina que se acepte que la serie del PIB es no estacionaria y que tiene raíz unitaria** (Tabla No. 1.1) (t_μ *es el estadístico de la regresión*).

A. 2. PIB: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos.

$t_\mu = 0.3662 > \tau = 0.2160.$ Esta prueba nos está indicando que **la serie es no estacionaria por la varianza,** por lo cual bastará con las primeras diferencias para que estabilice en su tendencia.

A.5 PIB: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS, con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu = 128.6494 > \tau = 4.2512.$ La serie es no estacionaria en función de una **cuasidiferencia** de la serie original, que tiene que ver más con la desviación de los errores cuadrados.

B. Gasto Educativo (GE)

B.1. GE: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz Con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ -0.8377 $> \tau = -3.6256.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

B.2 GE: Prueba DF-GLS, criterio AIC con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -0.8377 > \tau - 3.62.56.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

B.3. GE: Prueba PP, Default Bartlet kernel, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ -1.5727 $> \tau = -4.0657.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

B.4. **GE: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.**

$t_\mu = 0.3187 > \tau = 0.216000.$ Esta prueba nos está indicando que **la serie es no estacionaria por la varianza,** por lo cual bastará con las primeras diferencias para que se estabilice en su tendencia.

B.5 **GE: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.**

$t_\mu =$ 18.9646 $> \tau = 4.2512.$ La serie es no estacionaria

B.6 GE: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural) con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu =$ -7.7418 $> \tau = -23.8000.$ La serie no tiene raíz unitaria con **cambio estructural.**

C. CAPITAL FÍSICO KF

C.1 KF: Prueba ADF, criterio Schwarz con intercepto, tendencia, y cinco rezagos.

$t_\mu = -0.0.9543 > \tau = -4.0696,$ la serie es no estacionaria y de raíz unitaria.

C.2 KF: Prueba ADF criterio de Akaike (AIC): KF con intercepto y con tendencia y cinco rezagos: $t_\mu = -0.5048 > \tau = -4.0724$, la serie es no estacionaria y es de raíz unitaria

C.3 KF: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ -0.5163 $> \tau = -3.6370$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

C.4. KF: Prueba DF-GLS, criterio AIC, con intercepto, y cinco rezagos.

$t_\mu = -0.5163 > \tau - 3.6370$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

C.5. KF: Prueba PP, Default Bartlet kernel, con intercepto, tendencia y cinco rezagos. $t_\mu =$ 1.1916 $> \tau = -4.0657.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria.

C.6. KF: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu = 0.3495 > \tau = 0.2160$ Esta prueba nos está indicando que la serie es estacionaria por la varianza, por lo cual bastará con las primeras diferencias para que se estabilice en su tendencia.

C.7 KF: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS con intercepto, con tendencia y con cinco rezagos.

$t_\mu = 358.23 > \tau = 1.9324$ La serie es no estacionaria en función de una cuasidiferencia de la serie original, que tiene que ver más con la desviación de los errores cuadrados

C.8 KF: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural) con intercepto, con tendencia y con 5 rezagos.

$t_\mu =$ -0.6375 $> \tau = -23.8000$. La serie tiene raíz unitaria con cambio estructural

D. PRODUCTIVIDAD PTVD

D.1 PTVD: Prueba ADF, criterio Schwarz, con intercepto, tendencia, y cinco rezagos.

$t_\mu = -1.4815 > \tau = -4.0657.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria.

D.2. PTVD: PTVD: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz Con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -1.7072 > \tau = -3.6256$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

D.3 PTVD: Prueba DF-GLS, criterio AIC con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = -1.1749 > \tau = -3.6294$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

D.4 PTVD: Prueba PP, Default Bartlet kernel con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ -1.2552 $> \tau = -4.0657.$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria

D.5 PTVD: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel, con intercepto, sin tendencia y 5 rezagos.

$t_\mu = 1.3713 > \tau = 0.7390.$ Esta prueba nos está indicando que la serie es estacionaria por la varianza. Con las primeras diferencias bastará para que se estabilice en su tendencia.

D.6 **PTVD**: Prueba ERS Point Optimal, Default spectral OLS con intercepto, con tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu =$ 15.8581 $> \tau = 4.2512$ La serie es no estacionaria en función de una cuasidiferencia de la serie original, que tiene que ver más con la desviación de los errores cuadrados.

D.7 PTVD: 5.4.2.4.13 PTVD: Prueba Ng Perron Default AR GLS-detrended (específicamente para cambio estructural), con intercepto, tendencia y con cinco rezagos.

$t_\mu =$ --7.6848 $> \tau = -23.8000.$ La serie es no estacionaria, tiene raíz unitaria con cambio estructural

E. EXPORTACIONES EX

E.1 EX: Prueba ADF, criterio Schwarz, con intercepto, con tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = 6.7694 > \tau = -3.5092,$ La serie es no estacionaria y de raíz unitaria.

E.2 EX: Prueba ADF criterio de Akaike (AIC), con Intercepto, tendencia y cinco rezagos:

$t_\mu = 5.0101 > \tau = -4.0696$, la serie es no estacionaria.

E.3 EX: Prueba DF-GLS, criterio Schwarz Con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = 1.0337 > \tau = -3.6256$ La serie es no estacionaria y tiene raíces unitarias

E.4 EX: Prueba PP, Default Bartlet kernel, con intercepto, tendencia y cinco rezagos.

$t_\mu = 3.9856 > \tau = -4.0657$ La serie es no estacionaria y tiene raíces unitarias.

E.5 EX: Prueba KPSS, Default Bartlet kernel, con intercepto, y con tendencia.

$t_\mu = 1.6978 > \tau = 0.2160$ Esta prueba nos está indicando que la serie es estacionaria por la varianza, por lo cual debería bastar con las primeras diferencias para que se estabilice en su tendencia.

ANEXO II

Pruebas de Estacionariedad y Cointegración del modelo logarítmico EQPIBGEEX1

1. Prueba de Raíces Unitarias en Primeras Diferencias *I(1)* para el modelo logarítmico EQPIBGEEX1

No obstante que ya se hicieron las pruebas de raíces unitarias para las variables reales PIB, GE, KF, PTVD y EX y se demostró que todas ellas son estacionarias del nivel *I(1)* en primeras diferencias, a continuación **se procede a realizar dichas pruebas para las variables logarítmicas**, con el propósito de descartar la posibilidad de espuriedad en el modelo [6] .

Para este propósito vale la pena recordar que:

Se plantea que un proceso tiene raíz unitaria cuando $\rho = 1$,

*Donde "**ρ**" es la raíz de la serie*

Si hacemos que $\alpha = \rho - 1$, *entonces, cuando* $\rho = 1$, $\alpha = 0$ *y tenemos un proceso no estacionario. De aquí se deriva la hipótesis nula* H_0: $\alpha = 0$ *que expresa que la serie es no estacionaria, misma que se contrasta con* H_1: $\alpha \neq 0$ *que indica que la serie es estacionaria.*

Para verificar la hipótesis nula, se recurre al contraste del valor estimado del estadístico t de la regresión al que denominaremos t_μ *, contra el valor crítico del estadístico* τ *en tablas de Dickey-Fuller. Si* $t_\mu < \tau$ *se rechaza la no*

estacionariedad, (o de otro modo, si $t_\mu > \tau$ *se acepta que la serie es no estacionaria y que tiene raíz unitaria).*

Puesto que el análisis gráfico y otras aplicaciones ya se hicieron en el capítulo 2, se considera que resulta suficiente aplicar para cada una de las variables logarítmicas la Prueba Aumentada Dickey – Fuller (ADF), criterio de Schwarz [7], con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, **en primeras diferencias**.

A.1 Prueba Aumentada Dickey–Fuller (ADF), criterio de Schwarz, con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, en primeras diferencias, para el PIB1 (logarítmico).

Tabla No. 2.1. Prueba ADF para PIB1

Null Hypothesis: D(PIB1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.302088	0.0050
Test critical values:	1% level	-4.068280	
	5% level	-3.462912	
	10% level	-3.157896	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB1,2)
Method: Least Squares
Date: 02/25/15 Time: 13:23
Sample (adjusted): 1928 2013
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB1(-1))	-0.549176	0.127654	-4.302088	0.0000
D(PIB1(-1),2)	-0.269950	0.102796	-2.625084	0.0103
C	0.030622	0.011277	2.715366	0.0081
@TREND("1925")	-0.000182	0.000186	-0.980516	0.3297

R-squared	0.441168	Mean dependent var	0.000739
Adjusted R-squared	0.420723	S.D. dependent var	0.055985
S.E. of regression	0.042611	Akaike info criterion	-3.428031
Sum squared resid	0.148885	Schwarz criterion	-3.313875
Log likelihood	151.4054	Hannan-Quinn criter.	-3.382089
F-statistic	21.57822	Durbin-Watson stat	2.084897
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En este caso en la Tabla No. 2.1: $t_\mu = -4.302088 < \tau = -4.068290$, **lo cual determina que se acepte que la serie del PIB1 es estacionaria en primeras diferencias *I(1)***

A.2 Prueba (ADF), criterio de Schwarz, con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, en primeras diferencias, para el GE1 (logarítmico).

Tabla No. 2.2 Prueba ADF para GE1

Null Hypothesis: D(GE1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.126492	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.066981	
	5% level	-3.462292	
	10% level	-3.157475	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GE1,2)
Method: Least Squares
Date: 02/25/16 Time: 13:41
Sample (adjusted): 1927 2013
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GE1(-1))	-0.995380	0.109065	-9.126492	0.0000
C	0.090281	0.044500	2.028762	0.0456
@TREND("1925")	-0.000517	0.000843	-0.614052	0.5408

R-squared	0.497889	Mean dependent var	-0.001529
Adjusted R-squared	0.485934	S.D. dependent var	0.274643
S.E. of regression	0.196914	Akaike info criterion	-0.378220
Sum squared resid	3.257126	Schwarz criterion	-0.293189
Log likelihood	19.45258	Hannan-Quinn criter.	-0.343981
F-statistic	41.64682	Durbin-Watson stat	1.999895
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 2.2: $t_\mu = -9.126492 < \tau = -4.066981$, **lo cual prueba que la serie GE1 es estacionaria en primeras diferencias *(I)1*.**

A.3 Prueba ADF, criterio de Schwarz, con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, en primeras diferencias, para el KF1 (logarítmico).

Tabla No. 2.3. Prueba ADF para KF1

Null Hypothesis: D(KF1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.932298	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.069631	
	5% level	-3.463547	
	10% level	-3.158207	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KF1,2)
Method: Least Squares
Date: 02/25/16 Time: 13:56
Sample (adjusted): 1929 2013
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KF1(-1))	-1.291583	0.186314	-6.932298	0.0000
D(KF1(-1),2)	0.241505	0.146149	1.652455	0.1024
D(KF1(-2),2)	0.223279	0.101180	2.206754	0.0302
C	0.178533	0.043775	4.078458	0.0001
@TREND("1925")	-0.001786	0.000736	-2.427289	0.0175

R-squared	0.551134	Mean dependent var	-0.002809
Adjusted R-squared	0.528690	S.D. dependent var	0.230848
S.E. of regression	0.158482	Akaike info criterion	-0.789335
Sum squared resid	2.009312	Schwarz criterion	-0.645649
Log likelihood	38.54673	Hannan-Quinn criter.	-0.731540
F-statistic	24.55670	Durbin-Watson stat	1.848120
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 2.3, para KF1: $t_{\mu} = -6.932298 < \tau = -4.069631$ **lo cual verifica que la serie KF1 es estacionaria en primeras diferencias.**

A.4 Prueba ADF, criterio de Schwarz, con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, en primeras diferencias, para PTVD1 (logarítmico).

Tabla No. 2.4. Prueba ADF para PTVD1

Null Hypothesis: D(PTVD1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.39231	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.066981	
	5% level	-3.462292	
	10% level	-3.157475	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PTVD1,2)
Method: Least Squares
Date: 02/25/16 Time: 14:00
Sample (adjusted): 1927 2013
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PTVD1(-1))	-1.123391	0.108098	-10.39231	0.0000
C	0.032364	0.016558	1.954615	0.0540
@TREND("1925")	-0.000404	0.000318	-1.272022	0.2069

R-squared	0.562513	Mean dependent var	-0.000942
Adjusted R-squared	0.552097	S.D. dependent var	0.110188
S.E. of regression	0.073744	Akaike info criterion	-2.342560
Sum squared resid	0.456807	Schwarz criterion	-2.257528
Log likelihood	104.9013	Hannan-Quinn criter.	-2.308320
F-statistic	54.00290	Durbin-Watson stat	1.966533
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 2.4, para PTVD1: $t_{\mu} = -10.39231 < \tau = -4.066981$, **lo cual prueba que la serie PTVD1 es estacionaria en primeras diferencias.**

A.5 Prueba ADF, criterio de Schwarz, con intercepto, con tendencia, y cinco rezagos, en primeras diferencias, para EX1 (logarítmico).

Tabla No. 2.5. Prueba ADF para EX1

Null Hypothesis: D(EX1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.979375	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.066981	
	5% level	-3.462292	
	10% level	-3.157475	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EX1,2)
Method: Least Squares
Date: 02/25/16 Time: 14:11
Sample (adjusted): 1927 2013
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EX1(-1))	-0.737536	0.105674	-6.979375	0.0000
C	0.005843	0.036476	0.160200	0.8731
@TREND("1925")	0.001198	0.000732	1.635482	0.1057

R-squared	0.367169	Mean dependent var	0.000342
Adjusted R-squared	0.352102	S.D. dependent var	0.205979
S.E. of regression	0.165797	Akaike info criterion	-0.722233
Sum squared resid	2.309042	Schwarz criterion	-0.637201
Log likelihood	34.41712	Hannan-Quinn criter.	-0.687993
F-statistic	24.36845	Durbin-Watson stat	1.936142
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En la Tabla No. 2.5, para EX1: $t_\mu = -6.979375 < \tau = -4.066981$, **lo cual prueba que la serie EX1 es estacionaria en primeras diferencias.**

Por consiguiente, se verifica que las series son estacionarias en primeras diferencias $I(1)$, estableciendo premisas sólidas para realizar una prueba de cointegración.

B. Prueba de Cointegración[8] para las variables de la Ecuación EQPIBGEEX1 logarítmica.

Con esta prueba se pretende demostrar **que las series son cointegradas, para reducir la posibilidad de una regresión espuria [9],[10] y verificar que el modelo esté bien especificado teóricamente, con relaciones estables de largo plazo**.

B.1 Prueba por el método de Engle-Granger [11]

Conforme a la definición de Engle – Granger, como las series PIB1, D1, KF1 GE1, PTVD1 y EX1 tienen el mismo orden de integración $I(1)$ en primeras diferencias, es probable que exista una combinación lineal entre ellas y estén cointegradas.

Para verificarlo, se estima una ecuación estática de regresión por MCO entre las variables propuestas, todas ellas ubicadas en el mismo periodo *t,* a la cual se le llama **regresión de cointegración**.

La expresión general de esta ecuación es del tipo:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} u_t$$

Donde todas las variables están ubicadas en el mismo periodo t y el término u_t representa los residuos de la regresión.

Suponiendo que existe una relación lineal entre las variables de interés, la ecuación de regresión del modelo EQPIBGEEX1, podría expresarse como:

$$PIB_t = \beta_0 + \beta_1 D1 + \beta_2 KF1_t + \beta_3 GE1_t + \beta_4 PTVD1_t + \beta_5 EX1_t + u_t$$

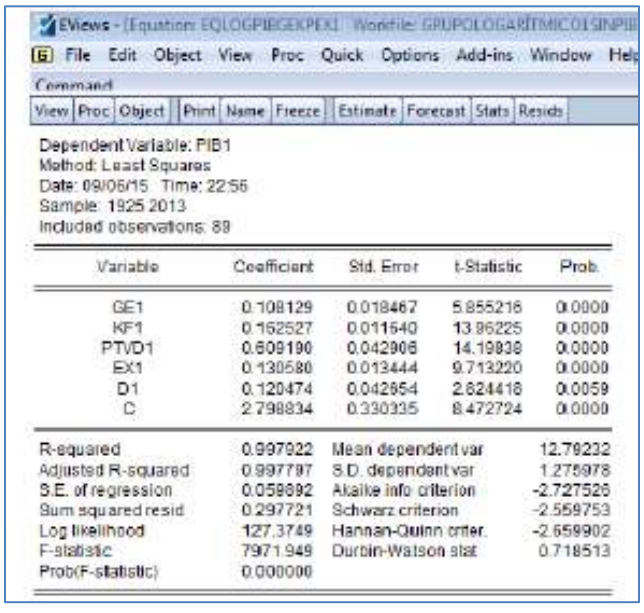
De donde:

$$u_t = PIB_t - \beta_0 - \beta_1 D1 - \beta_2 KF1_t - \beta_3 GE1_t - \beta_4 PTVD1_t - \beta_5 EX1_t$$

Si los residuos u_t de esta regresión siguen un proceso estacionario, es decir son $I(0)$, entonces se establece que las series son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que están cointegradas.

Hechas estas definiciones, se procede a estimar la regresión estática con las variables relevantes del modelo derivado de la ecuación **EQPIBGEEX1** (Tabla No. 2.6), y cuyo grado de ajuste se pudo ver en la Gráfica No. 40 del Capítulo 9.

Tabla No. 2.6. Estimación del modelo EQPIBGEEX1 (réplica)



EViews - [Equation: EQLOGPIBGEXPEX1 Workfile: GRUPOLOGARÍTMICO1SINPIB

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

Command

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 09/06/15 Time: 22:56
Sample: 1925 2013
Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GE1	0.108129	0.018467	5.855216	0.0000
KF1	0.162527	0.011640	13.96225	0.0000
PTVD1	0.609190	0.042906	14.19838	0.0000
EX1	0.130580	0.013444	9.713220	0.0000
D1	0.120474	0.042654	2.824418	0.0059
C	2.798834	0.330335	8.472724	0.0000

R-squared	0.997922	Mean dependent var	12.79232
Adjusted R-squared	0.997797	S.D. dependent var	1.275978
S.E. of regression	0.059892	Akaike info criterion	-2.727526
Sum squared resid	0.297721	Schwarz criterion	-2.559753
Log likelihood	127.3749	Hannan-Quinn criter.	-2.659902
F-statistic	7971.949	Durbin-Watson stat	0.718513
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Misma que puede representarse en los siguientes términos:

PIB1 = C(1) + C(2)*GE1 + C(3)*KF1 + C(4)*PTVD1 + C(5)*EX1 + C(6)*D1

Sustituyendo los coeficientes, nos queda:

PIB1 = -2.798834 + 0.108129*GE + 0.162527*KF + 0.609180*PTVD + 0.130580*EX + 0.120474*D1

En donde los residuos de la ecuación principal podrían expresarse como

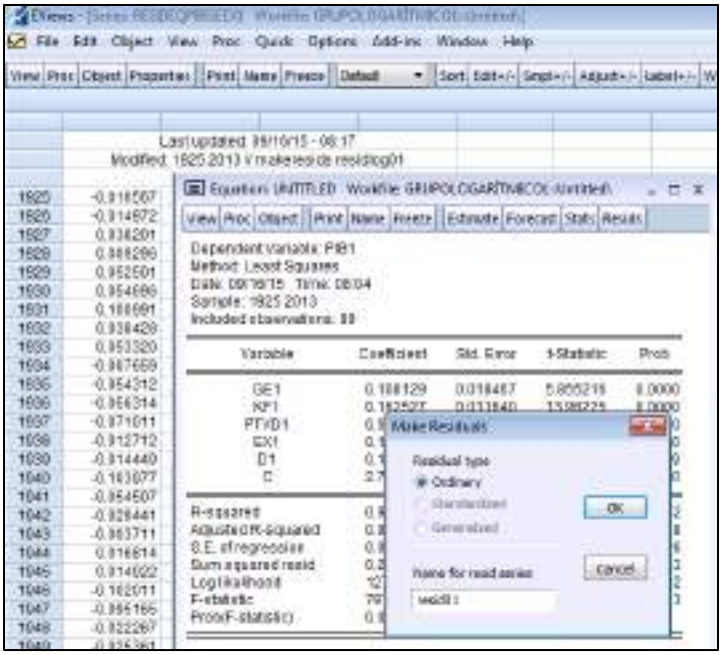
u_t= PIB -2.798834 + 0.120474*D1+ 0.108129*GE + 0.162527*KF + 0.609180*PTVD + 0.130580*EX

Es necesario considerar que la estimación de la regresión debe verse como una transición, para poder obtener los residuos y determinar si éstos se integran como $u_t \sim I(0)$,[12] por lo cual no interesa de momento la interpretación de los estadísticos.

Obtención de los residuos de la ecuación:

Efectuada la regresión, se procede a la obtención de los residuos de la ecuación con ayuda de Eviews (Fig. No. 2.1), con los siguientes resultados:

Figura No. 2.1. Proceso para la estimación de residuos de EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

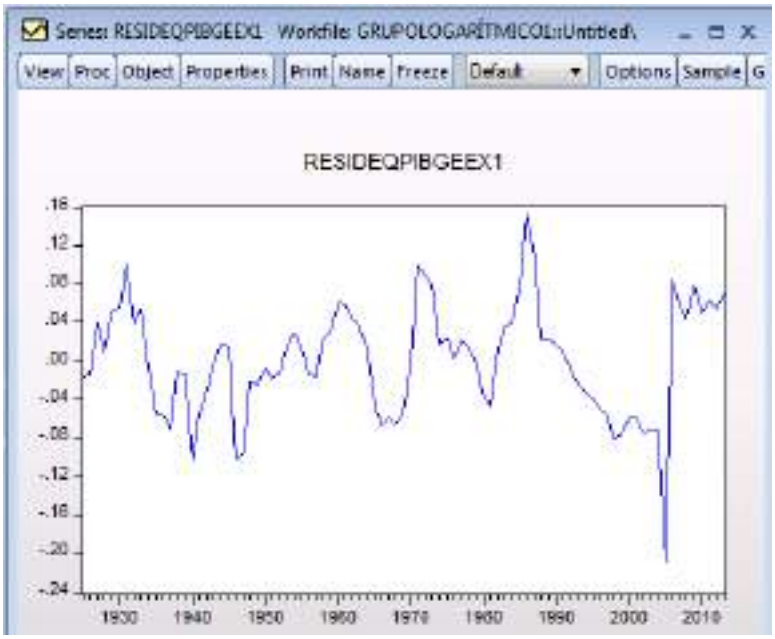
De los residuos obtenidos, a los que se denomina EQLOGPIBGEEX1 (Tabla No. 2.7), se deriva la Gráfica No. 2.1, de la cual podría decirse que muestra un importante grado de estacionariedad, pero que gráficamente no queda muy definida, no obstante que hay un excelente nivel de ajuste, como se aprecia en la Gráfica No. 40 del capítulo 9:

Tabla No. 2.7. Residuos de la ecuación EQPIBGEEX1

	Last updated: 02/25/16 - 15:02 Modified: 1925 2013 // EQLOGPIBGEEX1.makeresids resid04
1925	-0.016557
1926	-0.014072
1927	0.036201
1928	0.009296
1929	0.052501
1930	0.054696
1931	0.100991
1932	0.038428
1933	0.053320
1934	-0.007659
1935	-0.054312
1936	-0.056314
1937	-0.071011

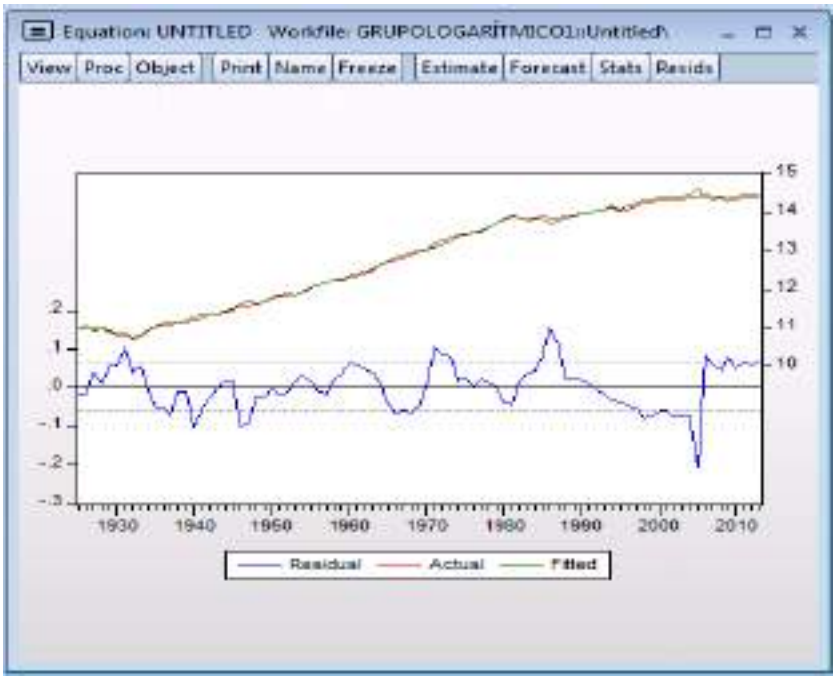
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Gráfica No. 2.1. Residuos de la ecuación EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Gráfica No. 2.2. Residuos de la ecuación EQPIBGEEX1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

2. 2 Prueba de Hipótesis de Cointegración:

Por lo anterior, debemos probar si los residuos son estacionarios $u_t \sim I(0)$, para poder concluir si las series del modelo logarítmico EQPIBGEEX1 son o nó cointegradas.

Para ello se plantean las siguientes hipótesis: [13]

H_0: $\boldsymbol{Existe\ raíz\ unitaria}$ $.Los\ residuos\ son\ no\ estacionarios.$ $\boldsymbol{No\ hay\ cointegración}$

H_A: $\boldsymbol{No\ existe\ raíz\ unitaria}$ $.Los\ residuos\ son\ estacionarios.$ $\boldsymbol{Hay\ cointegración}$

Las pruebas de cointegración para los residuos se harán por los siguientes métodos, aunque existen muchos más:

- Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada o ADF; de Engle-Granger (EG); o Engle-Granger aumentada (AEG)

- Prueba de Johansen [14]

B.2.1 Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

Se aplica esta prueba porque es adecuada para ecuaciones multivariadas y en nuestro caso tenemos cinco variables. Esta prueba también se conoce como de Engle-Granger Aumentada (AEG).

El procedimiento consiste en obtener los estadísticos τ estimados de las pruebas de raíces unitarias y contrastarlos con los valores críticos de tablas. El software de Eviews proporciona valores críticos de contraste.

- Si τ estimado de las pruebas de raíces unitarias es > t en valores críticos de tablas; entonces hay raíz unitaria, los residuos son no estacionarios y no hay cointegración

- Si τ estimado de las pruebas de raíces unitarias es < t en valores críticos de tablas; entonces no hay raíz unitaria, los residuos son estacionarios y hay cointegración.

La prueba se hará por niveles, considerando en principio 6 rezagos,

- con intercepto,
- con tendencia e intercepto y
- sin tendencia ni intercepto.

B.2.2 Prueba ADF con intercepto, iniciando con 6 rezagos:

Tabla No. 2.8. Prueba ADF de Residuos ecuación EQPIBGEEX1

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX1

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.262246	0.0009
Test critical values:	1% level	-3.506484	
	5% level	-2.894716	
	10% level	-2.584529	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX1)
Method: Least Squares
Date: 09/16/15 Time: 09:03
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX1(-1)	-0.357064	0.083774	-4.262246	0.0001
C	0.000713	0.004830	0.147703	0.8829

R-squared	0.174401	Mean dependent var	0.001005
Adjusted R-squared	0.164801	S.D. dependent var	0.049576
S.E. of regression	0.045307	Akaike info criterion	-3.328237
Sum squared resid	0.176536	Schwarz criterion	-3.271934
Log likelihood	148.4424	Hannan-Quinn criter.	-3.305554
F-statistic	18.16674	Durbin-Watson stat	2.029980
Prob(F-statistic)	0.000052		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Resultado:

En la Tabla No. 2.8:

$t_{\mu} = -4.26 < \tau = -3.51$, al 1% **con intercepto**, con 6 rezagos, no hay raíz unitaria. Los residuos son estacionarios. **Hay cointegración.**

B.2.3 Prueba ADF con tendencia e intercepto, con 6 rezagos:

Tabla No. 2.9. Prueba ADF para Residuos ecuación EQPIBGEEX1 con tendencia, intercepto y 6 rezagos

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | St

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX1

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX1 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.240354	0.0060
Test critical values:	1% level	-4.065702	
	5% level	-3.461686	
	10% level	-3.157121	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX1)
Method: Least Squares
Date: 09/16/15 Time: 11:49
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Resultado:

En la Tabla No. 2.9, $t_{\mu} = -4.2403 < \tau = -4.0657$ **al 1%, con tendencia, intercepto y 6 rezagos. La serie es estacionaria. Hay Cointegración.**

B.2.4 Prueba ADF sin tendencia ni intercepto, con 6 rezagos

Tabla No. 2.10. Prueba ADF para Residuos ecuación EQPIBGEEX1
Sin tendencia, sin intercepto y 6 rezagos

Series: RESIDEQPIBGEEX1 Workfile: GRUPOLOGARÍTMICO1::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Sta

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDEQPIBGEEX1

Null Hypothesis: RESIDEQPIBGEEX1 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.288946	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.591505	
	5% level	-1.944530	
	10% level	-1.614341	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDEQPIBGEEX1)
Method: Least Squares
Date: 09/16/15 Time: 11:53
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDEQPIBGEEX1(-1)	-0.357240	0.083293	-4.288946	0.0000

R-squared	0.174191	Mean dependent var	0.001005
Adjusted R-squared	0.174191	S.D. dependent var	0.049576
S.E. of regression	0.045052	Akaike info criterion	-3.350710

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Resultado:

En la Tabla No. 2.10: $t_{\mu} = -4.2889 < \tau = -2.5915$, **al 1% sin intercepto ni tendencia y con 6 rezagos, la serie es estacionaria. Hay Cointegración.**

Resultado de las Pruebas de cointegración:

El conjunto de pruebas de raíces unitarias ADF a la regresión de los residuos de la ecuación EQPIBGEEX1, nos demuestra que éstos siguen un proceso estacionario, es decir son $I(0)$, lo cual permite establecer que las series logarítmicas son estables, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y que están cointegradas.

Con intercepto y sin intercepto, iniciando con 6 rezagos dan resultados consistentes que confirman la existencia de cointegración y que hay una combinación lineal entre las series. Por consiguiente, se puede afirmar que el modelo de la Tabla No. 46, es consistente, está bien especificado y puede ser de utilidad para explicar la relación entre la variable endógena PIB1 y las exógenas, GE1, KF1, PTVD1 y EX1, incluyendo la variable ficticia D1 que explica el cambio estructural a partir de 1980.

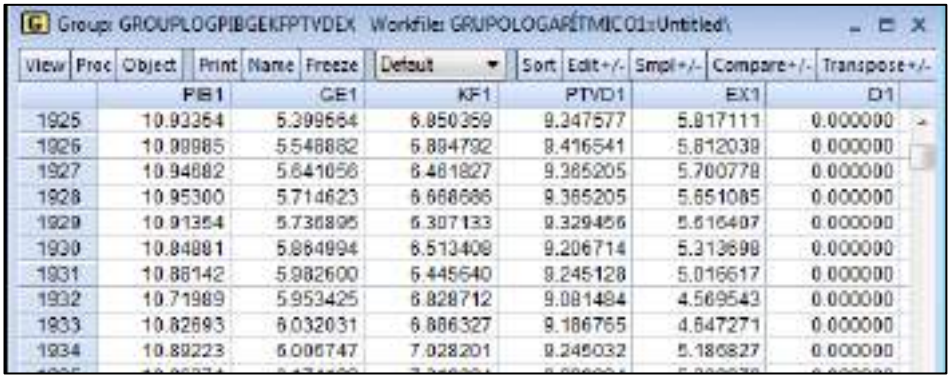
Para verificar este resultado, a continuación se aplica la prueba de cointegración por el método de Johansen.

B.3 Prueba de cointegración por el método de Johansen [15,16]

- Se genera en Eviews un grupo con las variables logarítmicas de interés, incluyendo en primer lugar la variable endógena (PIB1).
- Con el conjunto de las series seleccionadas, se procede a realizar la prueba de cointegración.
- Los resultados dependen del número de rezagos que se consideren y se requiere ir evaluando uno por uno.
- Se recomienda iniciar con 6 rezagos para datos semestrales, aunque también puede aplicar para datos anuales.
- Deben tomarse en cuenta los criterios de máxima verosimilitud, Akaike y Schwarz
- En máxima verosimilitud, se elegirá al que maximice su valor.
- En Akaike y Schwarz, el valor que lo minimice.

B.3.1. Conformación del grupo de variables de interés PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1 para la Prueba de Johansen [17]

Tabla No. 2.11. Grupo LOGPIBGEKFPTVDEX



Group: GROUPLOGPIBGEKFPTVDEX Workfile: GRUPOLOGARÍTMICO1::Untitled\

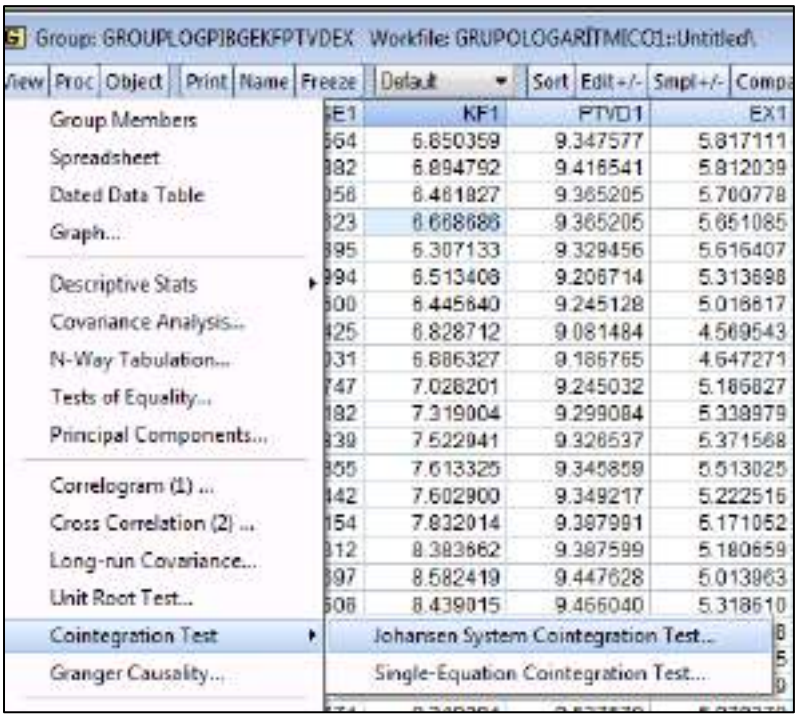
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/- | Transpose+/-

	PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1
1925	10.93364	5.399664	6.850359	9.347577	5.817111	0.000000
1926	10.98985	5.548882	6.894792	9.416541	5.812039	0.000000
1927	10.94882	5.641056	6.481827	9.365205	5.700778	0.000000
1928	10.95300	5.714623	6.668686	9.365205	5.651085	0.000000
1929	10.91354	5.736895	6.307133	9.329456	5.616407	0.000000
1930	10.84081	5.864994	6.513408	9.206714	5.313698	0.000000
1931	10.86142	5.982600	6.445640	9.245128	5.016617	0.000000
1932	10.71989	5.953425	6.828712	9.081484	4.569543	0.000000
1933	10.82693	6.032031	6.886327	9.186765	4.647271	0.000000
1934	10.89223	6.006747	7.028201	9.245032	5.186827	0.000000

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Con el conjunto de las series seleccionadas, se procede a realizar la prueba de cointegración por el método de Johansen (Figura No. 2.2):

Figura No. 2.2: Proceso en Eviews para la prueba de cointegración

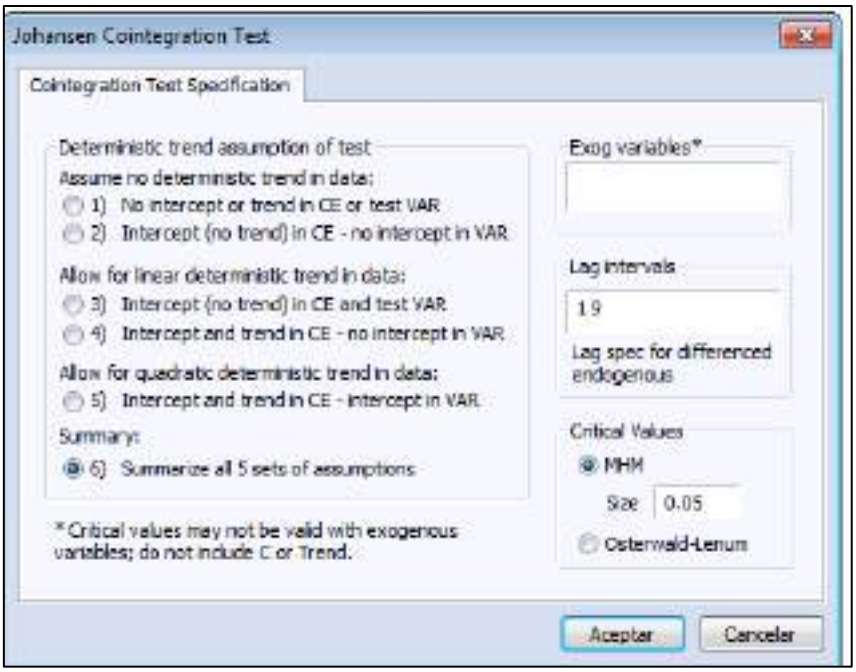


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

B.3.2. Selección del número de rezagos para aplicar los criterios de Máxima Verosimilitud, Akaike y Schwarz :

Se selecciona la alternativa "6) Sumarize", y tras realizar pruebas previas con 6, 7, 8 y 9 rezagos, se establecen inicialmente 9 rezagos en ""Lag intervals", al 95% de confianza (Fig. No. 2.3).

Figura No. 2.3: Proceso en Eviews para seleccionar número de rezagos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

B.3.3 Resultados del proceso de selección de número de rezagos

Tabla No. 2.12. Resultados de la estimación inicial del número de rezagos

Date: 02/25/16 Time: 17:56
Sample: 1925 2013
Included observations: 79
Series: PIB1 GE1 KF1 PTVD1 EX1 D1
Lags interval: 1 to 9

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	5	6	6	6	5
Max-Eig	5	6	3	6	5

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	728.32210...	728.32210...	745.34404...	745.34404...	788.85022...
1	791.87924...	792.39926...	802.45398...	802.67596...	834.59157...
2	833.50315...	837.47608...	846.41433...	848.03485...	864.71299...
3	856.26797...	860.37166...	868.27546...	870.51529...	886.81222...
4	869.19465...	873.42993...	878.69021...	891.64141...	899.97436...
5	878.08975...	883.27082...	888.42894...	901.63029...	909.91242...
6	879.62502...	891.02795...	891.02795...	910.66341...	910.66341...
	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-10.23600	-10.23600	-10.51504	-10.51504	-11.46456
1	-11.54125	-11.52910	-11.65706	-11.63737	-12.31877
2	-12.29122	-12.34117	-12.46619	-12.45658	-12.77754
3	-12.56375	-12.59169	-12.71583	-12.69659	-13.03322
4	-12.58721	-12.59316	-12.67570	-12.90231	-13.06264*
5	-12.50860	-12.51319	-12.61845	-12.82608	-13.01044
6	-12.24367	-12.38045	-12.38045	-12.72566	-12.72566
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-0.518267	-0.518267	-0.617345	-0.617345	-1.386911
1	-1.463595	-1.421451	-1.399453	-1.349764	-1.881206
2	-1.853651	-1.843613	-1.848660	-1.779067	-1.980060*
3	-1.766262	-1.704225	-1.738393	-1.629169	-1.875821
4	-1.429806	-1.315791	-1.338344	-1.444984	-1.545326
5	-0.991285	-0.845904	-0.921180	-0.978844	-1.133209
6	-0.366439	-0.323264	-0.323264	-0.488508	-0.488508

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

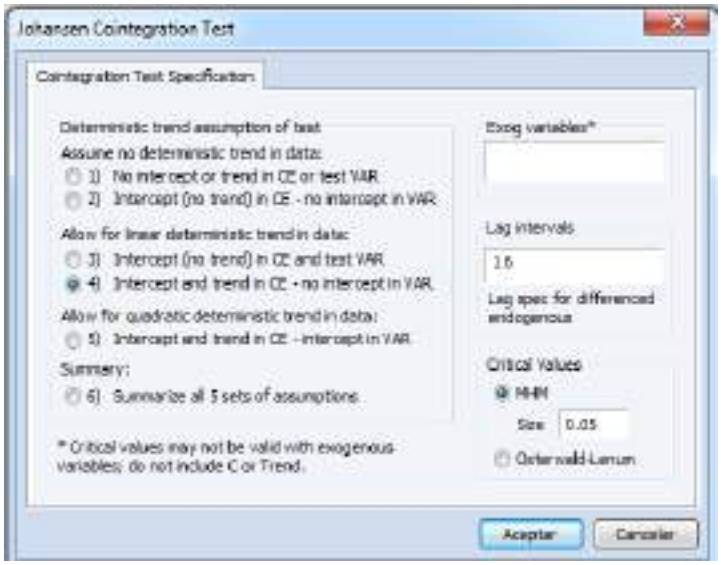
Con base en los resultados de la Tabla No. 2.12, el método de Johansen está recomendando que las pruebas se realicen iniciando con 6 rezagos para Trace y Max-Eigen, al 95% de confianza, con intercepto y con tendencia, a partir de los siguientes principios:

- En **Máxima verosimilitud** el mayor valor con intercepto y con tendencia es de **910.66341** (está en signo positivo) y se obtiene con 6 rezagos
- En Akaike, el menor valor con intercepto y con tendencia es de -12.90231 y se obtiene con 4 rezagos
- Con el criterio de Schwarz el menor valor con intercepto y con tendencia lineal es de -1.779067 y se obtiene con 2 rezagos.

B.3.4 Prueba de Johansen con intercepto y tendencia al 95% de confianza.

Se elige realizar una primera prueba con intercepto y con tendencia (4 de la Fig. No. 2.4), iniciando con 6 rezagos, al 95% de confianza:

Figura No. 2.4. Prueba de Johansen con intercepto, tendencia y 6 rezagos



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

De donde para fines prácticos, del resultado (Tabla No. 2.13) sólo se toma hasta el primer vector de cointegración por ser el más significativo.

Tabla No. 2.13. Resultados de la Prueba de Johansen con intercepto, tendencia y 6 rezagos, al 95% de confianza

Date: 02/25/16 Time: 19:05
Sample (adjusted): 1932 2013
Included observations: 82 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: PIB1 GE1 KF1 PTVD1 EX1 D1
Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.603468852...	208.1877203...	117.7081609...	1.606356904259119e-12
At most 1 *	0.418171172...	132.3379640...	88.80380062...	2.067870941945343e-06
At most 2 *	0.355360806...	87.92818720...	63.87610361...	0.000142349712811225 7
At most 3 *	0.239914659...	51.92469744...	42.91524702...	0.004976675386509131
At most 4 *	0.212487813...	29.43028334...	25.87210792...	0.017265551738953 88
At most 5	0.113105682...	9.842415825...	12.51798289...	0.134493875913507 1

Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.603468852...	75.85005625...	44.49720188...	6.242109239509101e-07
At most 1 *	0.418171172...	44.40947684...	38.33100834...	0.008886536572391831
At most 2 *	0.355360806...	36.00328976...	32.11831893...	0.015882326985147 41
At most 3	0.239914659...	22.49461409...	25.82321074...	0.129569378209052 5
At most 4 *	0.212487813...	19.58786752...	19.38704005...	0.046757761645453 88
At most 5	0.113105682...	9.842415825...	12.51798289...	0.134493875913507 1

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1	@TREND(26)
-15.47730 38...	1.161715859...	5.102263360...	11.58405070...	0.168509147...	-0.02881063...	0.035732360...
16.98850791...	6.446161503...	8.258717078...	-26.62075 18...	4.671205376...	3.734327880...	-1.719137 04...
-31.63351 34...	5.029127839...	5.955966205...	11.89126260...	2.587793450...	4.393650705...	0.091199567...
-3.86058308...	6.906501211...	5.025850442...	-10.4456991...	-1.44179380...	8.060754390...	-0.53021301...
14.81254717...	-1.53582678...	0.272642104...	-8.62211558...	3.354045994...	-10.7930597...	-0.62003408...
18.80336701...	-1.59506183...	0.198942164...	-19.4314027...	-1.83134547...	1.469786537...	-0.23537310...

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(PIB1)	0.013852006...	-0.01068483...	0.000631298...	0.009031292...	0.001836528...	0.001849442...
D(GE1)	0.011078822...	-0.02005812...	-0.04717645...	-0.02717656...	-0.01182072...	0.034429639...
D(KF1)	-0.05737341...	-0.05578147...	0.007355088...	0.017659045...	0.002490494...	0.005332238...
D(PTVD1)	0.002594352...	0.008166968...	-0.00140451...	0.024802402...	-0.00079149...	0.011418684...
D(EX1)	0.034446271...	-0.00406330...	-0.03780670...	0.034257261...	-0.00493579...	-0.02302132...
D(D1)	0.002302478...	0.004726215...	-0.01040625...	0.009014355...	0.039342205...	-0.01184348...

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 685.0087001766711

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1	@TREND(26)
1	-0.07505932...	-0.32966099...	-0.74845404...	-0.01088750...	0.001861469...	-0.00230869...
	0.083089362...	0.087775116...	0.186334305...	0.065912181...	0.109071681...	0.014789628...

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

B.3.5 Interpretación de los estadísticos Trace Statistics y Max-Eigen Statistics.

B.3.5.1. Trace Statistics

La cointegración se comprueba al contrastar los estadísticos de Trace Statistics con los valores críticos (Critical Value). Si los valores de la Traza son mayores que los valores críticos, entonces hay cointegración. En la Tabla No. 2.13 se puede observar que 5 de los valores estimados de la Traza (Trace Statistic) son mayores que los valores críticos (Critical Value) al 5% para las 5 variables (marcadas con asterisco. Por lo tanto, **de acuerdo al método de Johansen, hay una cointegración aceptable entre las 6 variables de interés (PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1).**

B.3.5.2. Max-Eigen Statistics

De igual modo, los resultados muestran que 4 de los valores estimados de Max Eigen, son mayores que los valores críticos de tablas al 5%, por lo que **de acuerdo al método de Johansen, hay una cointegración aceptable entre las 6 variables de interés (PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1,).**

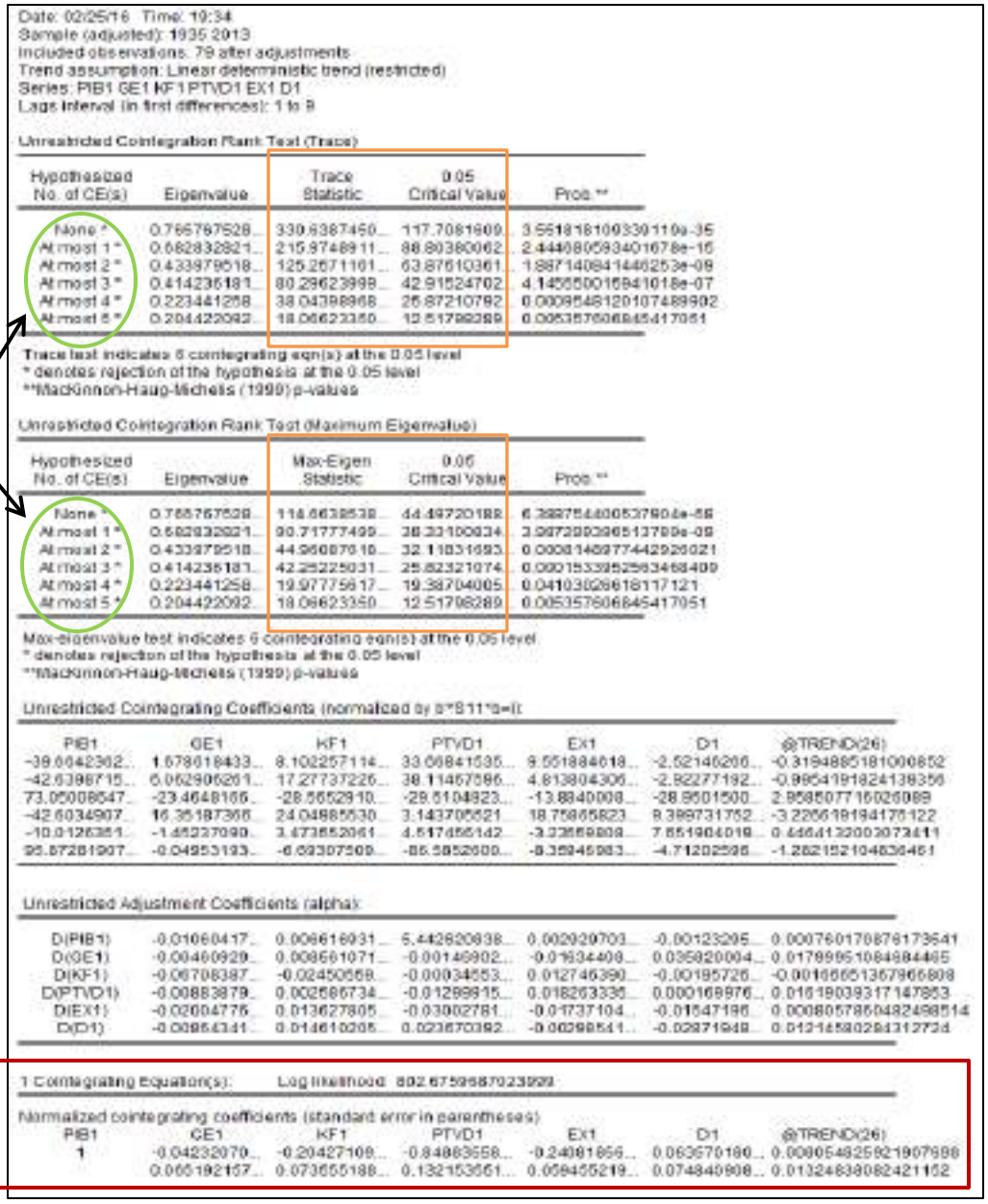
B.3.6. Nueva Prueba de Johansen con intercepto y tendencia al 95% de confianza.

Lo anterior, es indicativo de que se debe buscar un mejor ajuste, para lo cual se aplica la prueba de Johansen al 95% de confianza, con intercepto, con

tendencia y 9 rezagos (Tabla No. 2.14), **dando por resultado 6 ecuaciones significativas con los valores de la** Trace Statistic **y 6 con los estadísticos de** Max Eigen.

Tabla No. 2.14. Prueba de Johansen con intercepto, tendencia y 9 rezagos, al 95% de confianza

Seis ecuaciones significativas tanto para Trace Statistics, como para Max-Eigen Statistics.



Date: 02/25/16 Time: 19:34
Sample (adjusted): 1935 2013
Included observations: 79 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: PIB1 GE1 KF1 PTVD1 EX1 D1
Lags interval (in first differences): 1 to 9

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.765767528...	330.6387460...	117.7081609...	3.56181810033911 0e-35
At most 1 *	0.682832821...	215.9748911...	88.80380062...	2.44408059340167 8e-16
At most 2 *	0.433979518...	125.2671101...	63.87610361...	1.88714084144625 3e-09
At most 3 *	0.414235181...	80.29623999...	42.91524702...	4.14555001694101 8e-07
At most 4 *	0.223441258...	38.04398968...	25.87210782...	0.00095481201074899 02
At most 5 *	0.204422092...	18.06623350...	12.51798289...	0.00535760684541705 1

Trace test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.765767528...	114.6638538...	44.49720188...	6.38875440053780 4e-56
At most 1 *	0.682832821...	90.71777499...	38.33100034...	3.09729936513709 e-09
At most 2 *	0.433979518...	44.96887616...	32.11831693...	0.00081469774429260 21
At most 3 *	0.414235181...	42.25225031...	25.82321074...	0.00015339525634684 09
At most 4 *	0.223441258...	19.97775617...	19.38704005...	0.04103026618117121
At most 5 *	0.204422092...	18.06623350...	12.51798289...	0.00535760684541705 1

Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1	@TREND(26)
-39.0042362...	1.678618433...	8.102257114...	33.09841035...	9.551884618...	-2.52146206...	-0.31948851810006 52
-42.6398715...	6.062906261...	17.27737226...	38.11467586...	4.813804306...	-2.92277192...	-0.99541918241383 56
73.05008547...	-23.4648166...	-28.5652910...	-29.5104923...	-13.8840008...	-28.9501500...	2.95850771602608 9
-42.6034907...	16.35187366...	24.04885530...	3.143705521...	18.75865823...	9.389731752...	-3.22561819417512 2
-10.0126351...	-1.46237099...	3.473662061...	4.617456142...	-3.23669808...	7.651904019...	0.44641320037341 1
95.87281907...	-0.04953193...	-6.69307569...	-86.5852600...	-8.35945983...	-4.71202596...	-1.28215210483646 1

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(PIB1)	-0.01060417...	0.006616931...	5.442620838...	0.002029703...	-0.00123295...	0.00076017087617364 1
D(GE1)	-0.00460929...	0.008661071...	-0.00146902...	-0.01634408...	0.035820004...	0.01799951084984465
D(KF1)	-0.00706387...	-0.02450559...	-0.00034553...	0.012746390...	-0.00195726...	-0.00166651367966808
D(PTVD1)	-0.00883879...	0.002586734...	-0.01299915...	0.018263335...	0.000169976...	0.01619039317147853
D(EX1)	-0.02004776...	0.013627805...	-0.03002781...	-0.01737104...	-0.01547196...	0.00805785048249851 4
D(D1)	-0.00954341...	0.014610205...	0.023670392...	-0.00299541...	-0.02971948...	0.01316580284312724

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 802.6759587023929

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1	@TREND(26)
1	-0.04232070...	-0.20427109...	-0.84863658...	-0.24081856...	0.063670180...	0.00805482592190799 8
	0.065192157...	0.073655188...	0.132153561...	0.009455219...	0.074840908...	0.01324838082421152

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Esto permite inferir que al 95% de confianza, con 9 rezagos, el ajuste es robusto y con el **procedimiento de Johansen se demuestra que hay una sólida cointegración** entre las variables.

Es importante destacar que aún si se redujeran los rezagos de 9 a 6, al 95% de confianza se tienen cinco ecuaciones significativas para Trace Statistic y 4 para Max Eigen, lo cual es indicativo de que hay una buena cointegración entre las variables de interés **PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1.**

B.3.8 Grado de ajuste de la estimación, a partir de la prueba de cointegración por el método de Johansen

A partir de la Tabla No. 2.14, se utilizará el **primer vector de cointegración normalizado** (enmarcado en rojo) para despejarlo en términos del PIB, con objeto de ver la capacidad de reproducción del proceso generador de información (***PGI***) y graficar el PIB observado, contra el que se generó por la ecuación del primer vector de cointegración normalizado:

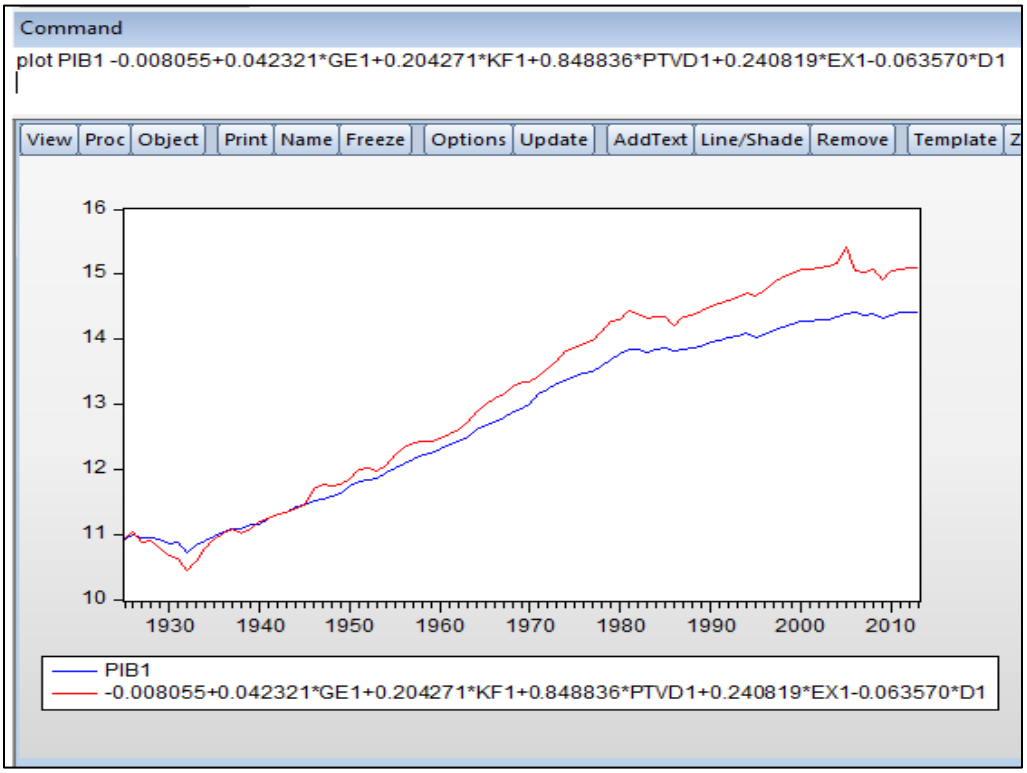
PIB1=-0.008055+0.042321GE1+0.204271KF1+0.848836PTVD1+0.240819EX1-0.063570D1

Para ver gráficamente el grado de ajuste de la estimación, se introduce en la hoja de trabajo de Eviews la siguiente instrucción:

plot PIB1 -0.008055+0.042321*GE1+0.204271*KF1+0.848836*PTVD1+0.240819*EX1-0.063570*D1

que permite obtener la siguiente gráfica:

Gráfica No. 2.3. Grado de ajuste del Primer Vector de Cointegración con el PIB1

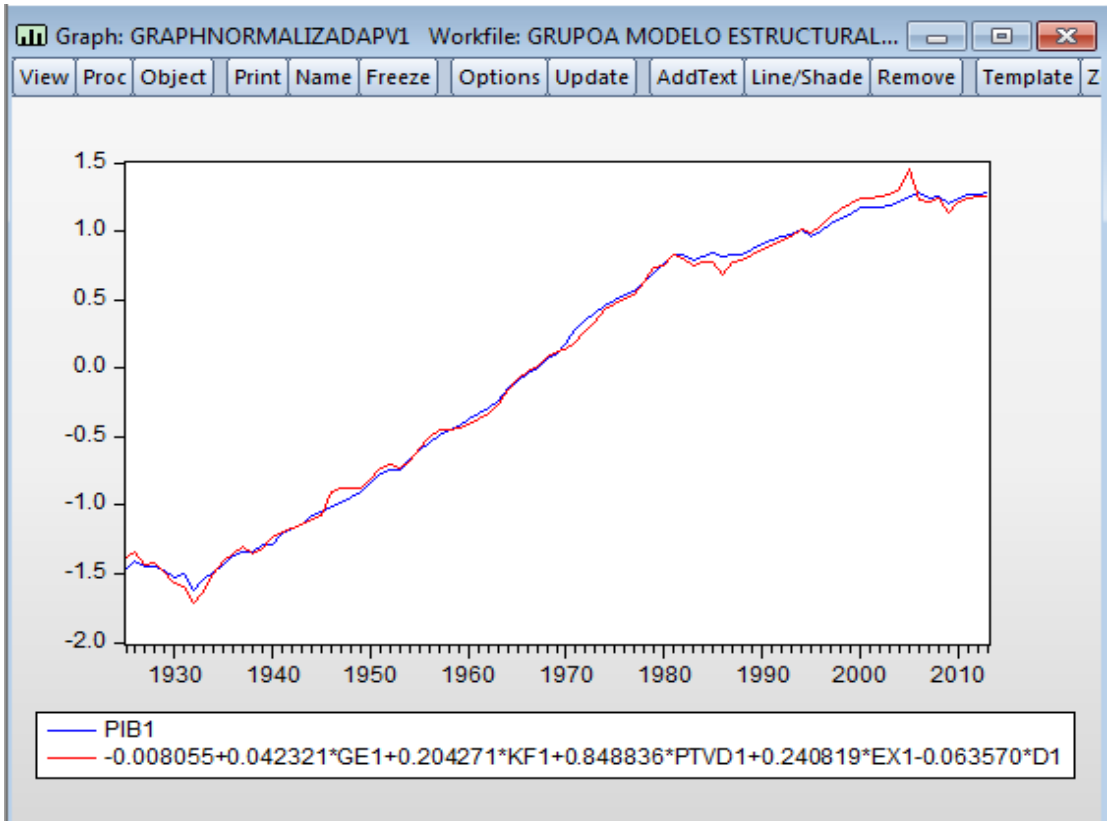


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El grado de ajuste que se observa en la Gráfica No. 2.3 es bastante satisfactorio ya que la línea del PIB de la ecuación del primer vector de cointegración (en rojo), sigue en todos sus movimientos al PIB1 logarítmico de referencia (en azul).

El ajuste mejora significativamente, si con ayuda de Eviews se construye la gráfica normalizada (Gráfica No. 2.4), con base en la serie PIB1 y la serie derivada del primer vector de cointegración con 9 rezagos al 95% de confianza.

Gráfica No. 2.4. Ajuste normalizado del Primer Vector de Cointegración con el PIB1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

La Prueba de Johansen permite inferir que al 95% de confianza, con 9 rezagos, el ajuste es robusto y **se demuestra que hay una sólida cointegración** entre las variables.

Los estadísticos Trace Statistics y Max-Eigen Statistics, así como los primeros vectores de cointegración confirman la existencia de cointegración entre las variables PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1.

<u>Conclusión</u>: Tanto la prueba ADF como la de Johansen, permiten demostrar que las series de interés PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1 están cointegradas y se descarta la posibilidad de espuriedad en el modelo logarítmico.

Notas al Anexo II

1. EViews 9, User's Guide II. Pág.531-5327.
2 EViews 9, User's Guide II. Pág. 528
3. Greene, William H. Econometric Analysis. Edit. Pearson, (International Edition), Seventh Edition, United States of America 2012. Pág. 999, 1007.
4. Loría. Op. Cit. Pág. 96
5. Núñez Zúñiga, Rafael. Introducción a la econometría. Trillas. México. Pág. 146-149.
6. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 948-950Sabau García Hernan. Op. Cit. Pág. 254
7. Loría. Op. Cit. Pág. 282
8. Loría. Ibid. Pág. 285
9. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015, pág. 939-940
10. Loría, Eduardo. Op. Cit. Pág. 285-287.
11. Sabau García, Hernán. Análisis Econométrico Dinámico. Edit. Universidad Iberoamericana. México 2011. Pág. 254-268.
12. IHS Global Inc. EViews 9 User's Guide II. 2015. Pág. 939-946

Anexo III:

Estimación del modelo logarítmico EQPIBGEEX1, como un vector autorregresivo (VAR).

Los modelos VAR (vectores autoregresivos), se caracterizan fundamentalmente por dejar a un lado las asignaciones a priori entre variables endógenas y exógenas, dando el mayor peso a la naturaleza dinámica de las series de tiempo, debido a que en un proceso complejo existe interdependencia entre los elementos[1]. Esto permite considerar a todas las variables de un sistema en un mismo nivel.

De acuerdo con Sims[2], se trata de modelar un VAR irrestricto que busca regresionar a cada variable no rezagada con respecto a las demás con varios rezagos y que puede expresarse de manera general como:

$$Z = \sum_{i=1}^{k} A_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde $Z = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t^* \end{bmatrix}$

Que es un vector donde y_t, x_t^* , son variables endógenas del modelo, que permite compararlo fácilmente con el modelo estructural tradicional de la Comisión Cowles, expresada en la ecuación:

$$u_t' = y\Gamma + x_i\beta$$

Donde u'_t está representando al vector de errores que cumple con las condiciones de buen comportamiento, que a su vez presenta condiciones similares al vector ε_t del modelo VAR que se quiere construir [3].

Es importante señalar que al estimar los modelos VAR **no es necesario diferenciar las series**, aún a pesar de que éstas pudieran tener raíz unitaria, como lo recomiendan Sims [4] y Enders [5], porque podría perderse información relevante.

Otro hecho es que en un VAR irrestricto, sólo influyen las variables rezagadas, por lo que es muy importante evaluar cada uno de los rezagos para encontrar el número óptimo de rezagos que permiten obtener el mejor modelo.

Para la estimación del modelo VAR1 logarítmico EQPIBGEEX1, que se desea equiparar con el modelo con cambio estructural estimado inicialmente como la ecuación EQPIBGEEX, se consideró conveniente hacerlo con las series logarítmicas de las mismas variables, incluida la variable *dummy* D1 que sirve para ajustar el cambio estructural a partir de 1980.

De lo que se trata es de rechazar la hipótesis:

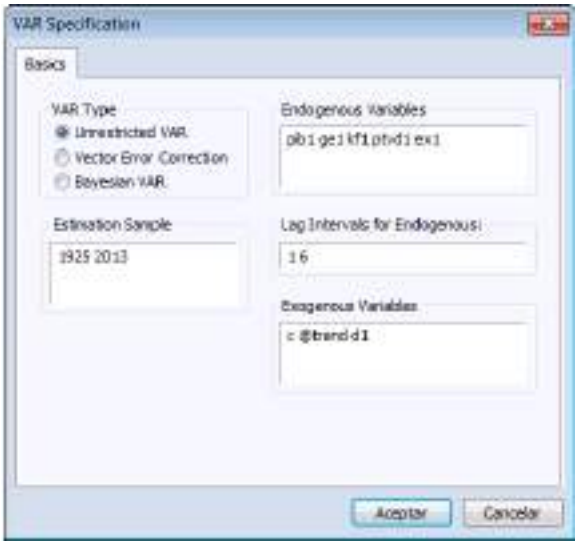
$$H_0: C(1) = C(2) = \cdots = C(k) = 0$$

mediante distintas pruebas, para demostrar que los parámetros de la regresión del VAR son estadísticamente significativos, así como la variable específica correspondiente [6].

Se inicia el proceso abriendo en Eviews el grupo "grouplogpibgekfptvdex" integrado por las variables **PIB1, GE1, KF1, PTVD1, EX1, D1** en términos logarítmicos, para estimar el vector autorregresivo (VAR1) con 6 intervalos, e incorporando a @trend y D1 como variables exógenas, obteniéndose los siguientes procesos y resultados [7].

A. VAR1 inicial con los valores logarítmicos de las variables

Figura. No. 3.1. Proceso para estimar el VAR1 inicial de GROUPLOGPIBGEKFPTVDEX1 con 1 rezago



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Tabla No. 3.1. Estimación del VAR1 del grupo logarítmico GROUPLOGPIBGEKFPTVDEX1

Vector Autoregression Estimates
Date: 03/06/16 Time: 20:08
Sample (adjusted): 1931 2013
Included observations: 83 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

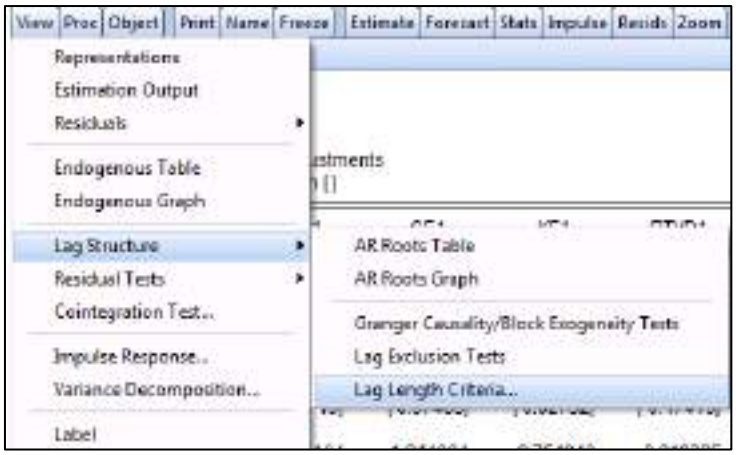
	PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1	D1
PIB1(-1)	0.535481	0.507191	-0.068087	0.353441	-0.500426	2.15E-12
	(0.18659)	(0.83195)	(0.73228)	(0.39544)	(0.79164)	(9.5E-13)
	[2.86986]	[0.60964]	[-0.09298]	[0.89379]	[-0.63214]	[2.28411]
PIB1(-2)	0.055197	0.439039	0.242135	-0.039758	-1.101996	-4.58E-12
	(0.20817)	(0.92817)	(0.81698)	(0.44117)	(0.88320)	(1.1E-12)
	[0.26515]	[0.46332]	[0.29638]	[-0.09012]	[-1.24773]	[-4.32934]
PIB1(-3)	-0.097640	0.852724	-0.891553	-0.297830	0.684521	3.24E-12
	(0.21188)	(0.94472)	(0.83154)	(0.44904)	(0.89896)	(1.1E-12)
	[-0.46083]	[0.90252]	[-1.07217]	[-0.66326]	[0.77259]	[3.00745]
PIB1(-4)	-0.083215	-0.038683	-0.306858	0.342424	0.110718	-1.41E-12
	(0.19584)	(0.87321)	(0.76860)	(0.41505)	(0.83090)	(9.9E-13)
	[-0.42491]	[-0.04201]	[-0.40185]	[0.82502]	[0.13325]	[-1.41899]
PIB1(-5)	0.022360	-0.169735	0.150873	0.106883	-1.031818	-1.83E-12
	(0.18466)	(0.82337)	(0.72473)	(0.39136)	(0.78347)	(9.4E-13)
	[0.12109]	[-0.20615]	[0.21646]	[0.27311]	[-1.31698]	[-1.94656]
PIB1(-6)	0.234230	0.350834	-0.079872	-0.038599	1.311938	2.87E-12
	(0.15561)	(0.69382)	(0.61070)	(0.32978)	(0.66020)	(7.9E-13)
	[1.50526]	[0.50568]	[-0.13079]	[-0.26986]	[1.98718]	[3.63679]
GE1(-1)	0.030724	0.733496	0.029081	0.069277	0.068502	4.19E-14
	(0.03271)	(0.14584)	(0.12837)	(0.06932)	(0.13878)	(1.7E-13)
	[0.93929]	[5.02929]	[0.22654]	[0.99935]	[0.49361]	[0.25228]
GE1(-2)	-0.013246	-0.213503	0.014743	0.009208	-0.119601	-6.18E-14
	(0.04012)	(0.17888)	(0.15745)	(0.08502)	(0.17021)	(2.0E-13)
	[-0.33017]	[-1.19356]	[0.09364]	[0.10830]	[-0.70266]	[-0.30358]

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Los resultados de esta primera estimación inicial se incluyen parcialmente, porque sólo es parte de un proceso para llegar a la estimación del VAR que se considere más idóneo con un número determinado de rezagos.

Sobre el primer resultado del VAR1 (Tabla No. 3.1) obtenido con las especificaciones de la Figura No. 3.1, se estima el número de rezagos que resulte más idóneo, aplicando *View → Lag Structure →Lag Length Criteria* [8] (Figura No. 3.2):

Figura No. 3.2. Selección del número idóneo de rezagos con Lag Length Criteria

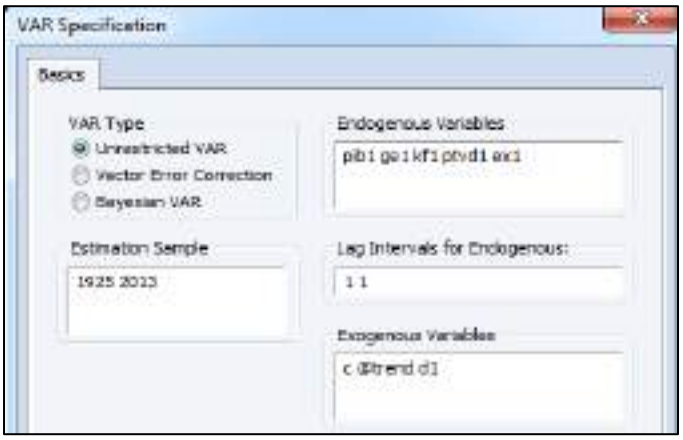


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

B. Estimación del VAR1 con 1 rezago

Lag Length Criteria (Figura No. 3.2) indica que es recomendable estimar el VAR con 1 rezago (Figura No. 3.3):

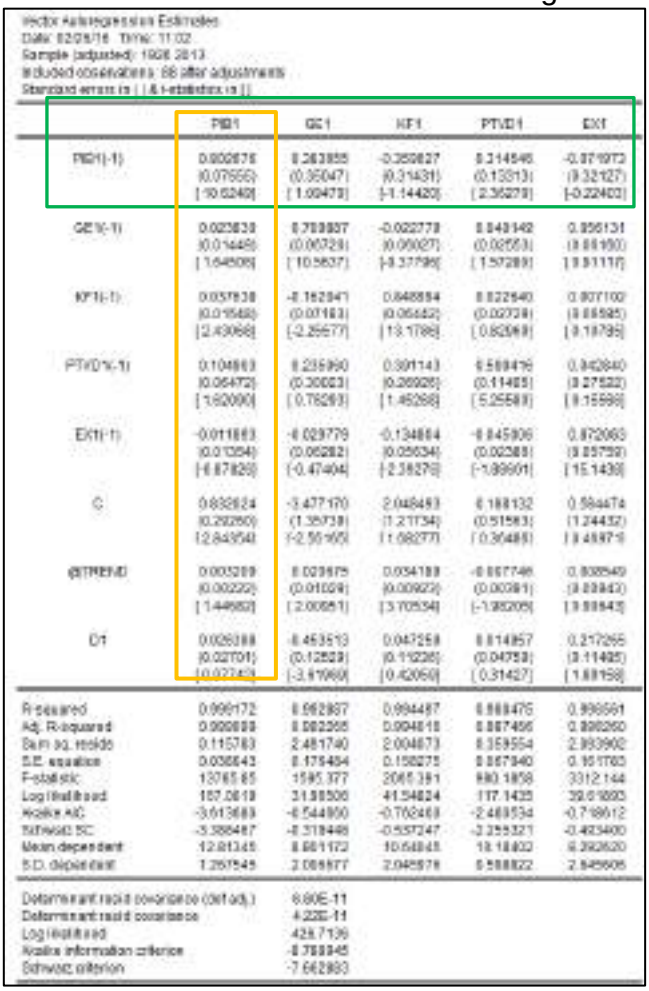
Figura No. 3.3. Especificación de la estimación del VAR con 1 rezago



Fuente: Elaboración propia con Software Eviews, Loría y Carrascal Ursicino

En este caso, el VAR1 con 1 rezago, genera el resultado siguiente:

Tabla No. 3.2. Estimación del VAR con 1 rezago



Vector Autoregression Estimates
Date: 02/26/16 Time: 11:02
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	PIB1	GE1	KF1	PTVD1	EX1
PIB1(-1)	0.900878	0.263855	-0.359827	0.214546	-0.871972
	(0.07556)	(0.35047)	(0.31431)	(0.13313)	(0.32127)
	[11.9210]	[1.09473]	[-1.14483]	[2.36273]	[-2.22403]
GE1(-1)	0.023838	0.759807	-0.022778	0.048142	0.356131
	(0.01448)	(0.06720)	(0.06027)	(0.02553)	(0.06160)
	[1.64598]	[11.3057]	[-0.37796]	[1.88539]	[5.81117]
KF1(-1)	0.037838	-0.162941	0.848554	0.022540	0.007100
	(0.01548)	(0.07183)	(0.06442)	(0.02729)	(0.06585)
	[2.43966]	[-2.26577]	[13.1708]	[0.82599]	[0.10785]
PTVD1(-1)	0.104863	0.235990	0.301143	0.589476	0.342840
	(0.05472)	(0.25003)	(0.22762)	(0.11465)	(0.27522)
	[1.92000]	[0.76263]	[1.45268]	[5.05588]	[1.24590]
EX1(-1)	-0.011883	-0.029779	-0.134884	-0.045806	0.872063
	(0.01264)	(0.06282)	(0.05834)	(0.02588)	(0.06733)
	[-0.87820]	[-0.47404]	[-2.38270]	[-1.99991]	[15.1438]
C	0.832824	-3.477170	2.048493	0.188132	0.584474
	(0.29250)	(1.35739)	(1.21734)	(0.51583)	(1.24432)
	[2.84758]	[-2.56165]	[1.68277]	[0.36465]	[0.46971]
@TREND	0.003289	0.023575	0.034189	-0.007746	0.038549
	(0.00222)	(0.01029)	(0.00923)	(0.00391)	(0.00943)
	[1.44662]	[2.29051]	[3.70534]	[-1.98205]	[4.08843]
D1	0.026388	-0.453513	0.047258	0.014857	0.217265
	(0.02701)	(0.12523)	(0.11229)	(0.04758)	(0.11485)
	[0.97703]	[-3.62189]	[0.42090]	[0.31227]	[1.89158]
R-squared	0.999172	0.982887	0.994487	0.998476	0.996561
Adj. R-squared	0.999059	0.982265	0.994118	0.998356	0.996260
Sum sq. resids	0.115783	2.481740	2.004673	0.359554	2.093902
S.E. equation	0.038643	0.179484	0.159275	0.067540	0.161783
F-statistic	13765.65	1595.377	2665.381	980.1858	3312.144
Log likelihood	167.0618	31.88506	41.54824	117.1435	39.61880
Akaike AIC	-3.613803	-0.544950	-0.762463	-2.469534	-0.718612
Schwarz SC	-3.386487	-0.317648	-0.535247	-2.242321	-0.491400
Mean dependent	12.81345	8.661172	10.64845	18.18402	9.292620
S.D. dependent	1.267545	2.089577	2.045879	0.598822	2.849605
Determinant residual covariance (dof adj.)	6.60E-11				
Determinant residual covariance	4.22E-11				
Log likelihood	428.7136				
Akaike information criterion	-8.788345				
Schwarz criterion	-7.662893				

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Es importante destacar de estos resultados, que en el primer rezago del primer vector del PIB1 (Tabla No. 3.2, recuadro verde horizontal), los valores de los coeficientes de las variables PIB1, GE1, PTVD1, son positivos, lo cual está indicando que tienen un fuerte poder explicativo sobre el PIB1. De igual manera, con excepción de la variable retardada EX(-1), en la columna de PIB1 sin retardo (recuadro naranja vertical), se observa una relación positiva con las variables retardadas PIB1(-1), GE1(-1), KF1(-1), PTVD1(-1) y con las variables exógenas C, @TREND y D1

C. Evaluación de los coeficientes del PRIMERVECTORPIB1VAR1 (recuadro vertical naranja)

A efecto de poder evaluar los coeficientes de manera rápida para el primer vector autorregresivo al que se denominará PRIMERVECTORPIB1VAR1, se estima éste por separado con MCO, con los siguientes comandos:

ls pib1 pib1(-1) ge1(-1) kf1(-1) ptvd1(-1) ex1(-1) C @trend D1

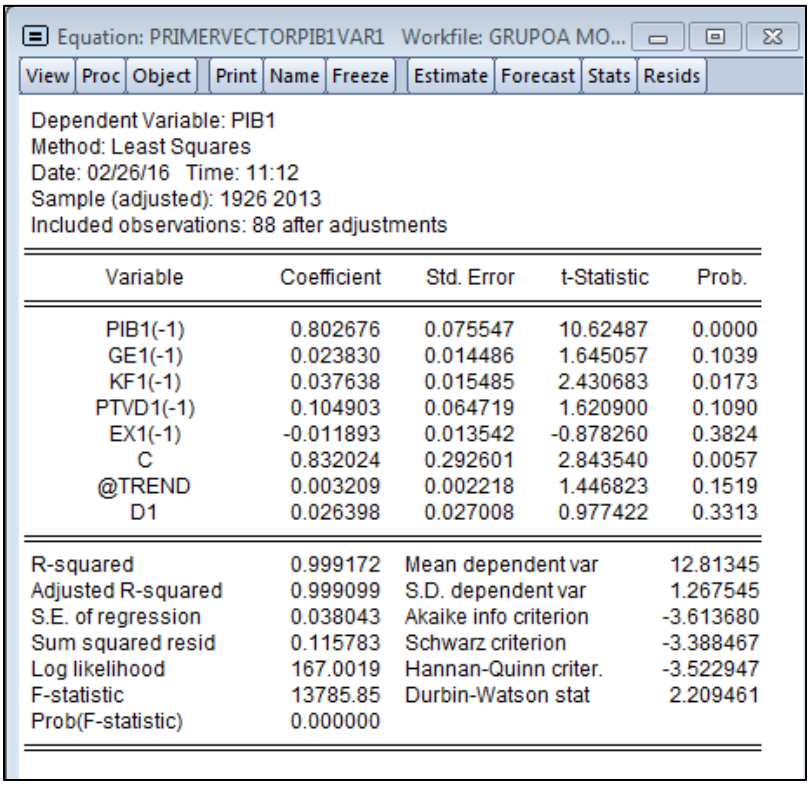
El propósito de la evaluación de los coeficientes del primer vector autorregresivo, es probar la hipótesis nula de que cada variable en su conjunto no proporciona información significativa. Es decir, para cada conjunto de coeficientes correspondiente a cada una de las variables, con excepción de la variable ficticia D1, la suma es de cero:

$$H_0\colon\ C(1) = C(2) = C(3) = C(4) = C(5) = 0$$

Si la probabilidad para cada variable del Estadístico *F* > 5.0%, se estará indicando que la suma de los coeficientes es diferente de cero por lo cual se aceptará la hipótesis nula. En caso contrario, si F < 5.0%, se rechazará la hipótesis nula y se aceptará que las variables son significativas.

El resultado de la evaluación de los coeficientes del primer vector autorregresivo logarítmico (PRIMERVECTORPIB1VAR1) se observa en la Tabla No. 3.3:

Tabla No. 3.3. *Evaluación de los coeficientes del PRIMERVECTORPIB1VAR1*



Equation: PRIMERVECTORPIB1VAR1 Workfile: GRUPOA MO...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PIB1
Method: Least Squares
Date: 02/26/16 Time: 11:12
Sample (adjusted): 1926 2013
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB1(-1)	0.802676	0.075547	10.62487	0.0000
GE1(-1)	0.023830	0.014486	1.645057	0.1039
KF1(-1)	0.037638	0.015485	2.430683	0.0173
PTVD1(-1)	0.104903	0.064719	1.620900	0.1090
EX1(-1)	-0.011893	0.013542	-0.878260	0.3824
C	0.832024	0.292601	2.843540	0.0057
@TREND	0.003209	0.002218	1.446823	0.1519
D1	0.026398	0.027008	0.977422	0.3313

R-squared	0.999172	Mean dependent var	12.81345
Adjusted R-squared	0.999099	S.D. dependent var	1.267545
S.E. of regression	0.038043	Akaike info criterion	-3.613680
Sum squared resid	0.115783	Schwarz criterion	-3.388467
Log likelihood	167.0019	Hannan-Quinn criter.	-3.522947
F-statistic	13785.85	Durbin-Watson stat	2.209461
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

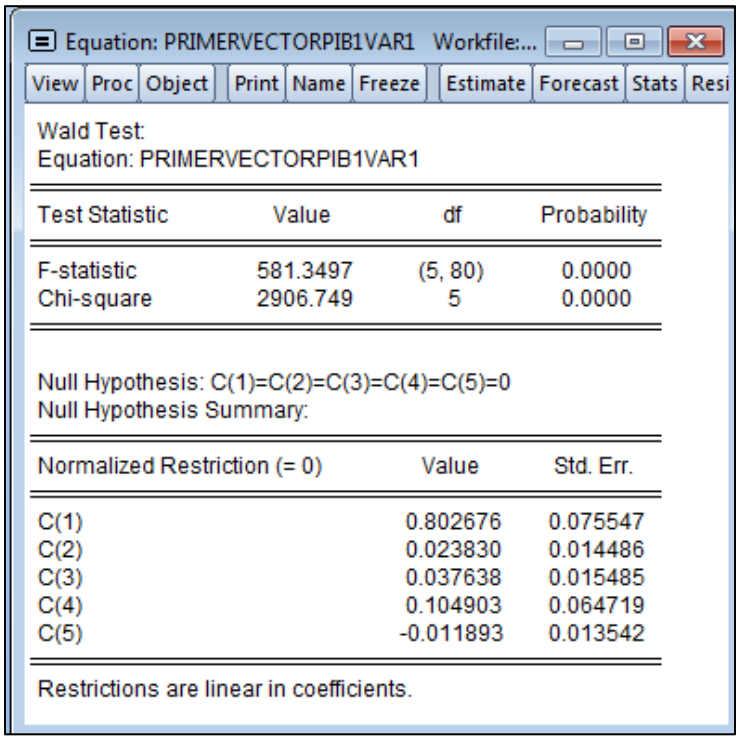
En general, el valor de la probabilidad de la ***F estadística*** para la ecuación del primer vector autorregresivo es de cero, lo cual indica que las variables están bien integradas y son significativas.

D. Prueba Wald Coefficient Test [9] para cada conjunto de coeficientes

A partir de la estimación del vector autoregresivo (primervectorpib1var1), con 1 rezago, se procede a obtener la prueba Wald Coefficient Test para cada conjunto de coeficientes (Tabla No. 3.4), mediante la cadena de comandos: *VIew┘ Coefficient Diagnostic ┘ Wald Test Coefficient Restriccions*), iniciando con el

coeficiente del PIB1 y continuando de manera sucesiva hasta cubrir el coeficiente de la variable EX1:

Tabla No. 3.4. Prueba de Wald para los coeficientes del PRIMERVECTORPIB1VAR1



Equation: PRIMERVECTORPIB1VAR1 Workfile:...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resi

Wald Test:
Equation: PRIMERVECTORPIB1VAR1

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	581.3497	(5, 80)	0.0000
Chi-square	2906.749	5	0.0000

Null Hypothesis: C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.802676	0.075547
C(2)	0.023830	0.014486
C(3)	0.037638	0.015485
C(4)	0.104903	0.064719
C(5)	-0.011893	0.013542

Restrictions are linear in coefficients.

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El resultado indica una buena integración e interrelación entre las variables, con valores significativos para F-statistic (581.34976) y Chi-square (2906.749), **con una probabilidad igual a cero (menor al 5%),** lo cual permite rechazar la hipótesis nula de que cada variable en su conjunto no proporciona información significativa. Por consiguiente, se acepta que las variables logarítmicas son significativas y están bien integradas.

Conforme a la Tabla No. 3.4, el estadístico F para todas las variables en su conjunto, tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y corroborar que las cinco variables propuestas para el modelo son significativas para explicar el comportamiento del PIB. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables cumplen con los requrimientos para su integración al modelo [10].

En este sentido, es importante reiterar que lo que se busca en principio es corroborar que la educación es factor del crecimiento económico y obtener un parámetro plausible de su impacto.

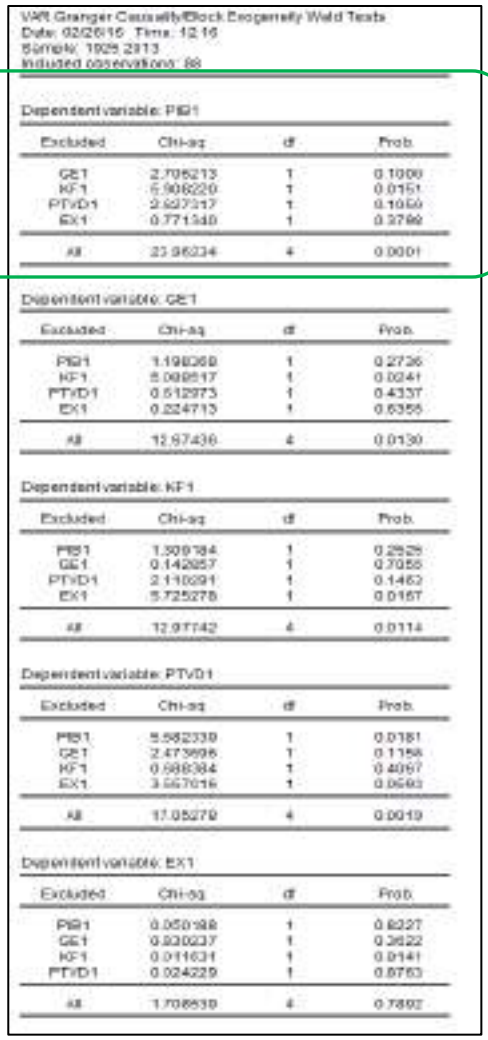
Para reforzar la idea de que el modelo propuesto está bien especificado y que las variables son significativas, se procederá a la aplicación de la prueba de *Causalidad en el Sentido de Granger*, [11] considerando que en páginas anteriores ya se realizaron distintas pruebas de raíces unitarias para demostrar que las variables del modelo son estacionarias en primeras diferencias en grado *I(1).*

E. Causalidad del Gasto Educativo sobre el PIB, en el sentido de Granger[12] en el VAR1

En este caso se hace el contraste de la hipótesis nula tanto para la ecuación en su conjunto como para cada variable en lo individual, para demostrar que las variables son exógenas respecto a la variable dependiente. Se toma como

referente el VAR1 estimado con 1 retardo (Tabla No. 3.5) y se aplica el menú: *VIEW┘ LAG STRUCTURE┘ GRANGER CAUSALITY*, con los siguientes resultados:

Tabla No. 3.5. Causalidad y principio de exogeneidad en el sentido de Granger



VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 02/26/16 Time: 12:16
Sample: 1925 2013
Included observations: 88

Dependent variable: PIB1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GE1	2.706213	1	0.1000
KF1	5.906220	1	0.0151
PTvD1	2.927317	1	0.1000
EX1	0.771340	1	0.3799
All	23.96234	4	0.0001

Dependent variable: GE1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB1	1.198069	1	0.2736
KF1	5.089517	1	0.0241
PTvD1	0.612973	1	0.4337
EX1	0.224713	1	0.6355
All	12.87436	4	0.0130

Dependent variable: KF1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB1	1.309784	1	0.2525
GE1	0.142857	1	0.7055
PTvD1	2.110091	1	0.1462
EX1	5.725278	1	0.0167
All	12.97742	4	0.0114

Dependent variable: PTvD1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB1	5.582339	1	0.0181
GE1	2.473996	1	0.1159
KF1	0.688384	1	0.4067
EX1	3.667016	1	0.0555
All	17.05279	4	0.0019

Dependent variable: EX1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB1	0.050188	1	0.8227
GE1	0.320237	1	0.3622
KF1	0.011631	1	0.9141
PTvD1	0.024229	1	0.8763
All	1.708539	4	0.7892

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

En principio, interesa la primera ecuación (Tabla No. 3.5), donde la variable dependiente es el PIB1. En este caso, en su conjunto la ecuación tiene una $Chi\text{-}sq$

de **23.96234**, con probabilidad de 0.0001 y cumple con el principio de exogeneidad.

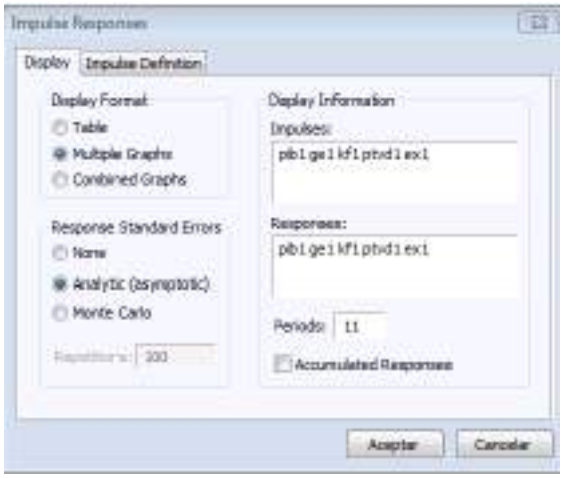
Puede observarse que la variable GE1 en la primera ecuación muestra un bajo nivel de exogeneidad con un 90% de confianza, pero como variable dependiente en la segunda ecuación tiene una $Chi\text{-}sq$ de **12.67436** con una probabilidad de **0.0130**, lo cual indica que su nivel de exogeneidad es bastante aceptable respecto a las variables independientes del segundo bloque.

La única variable que no cumple satisfactoriamente con el principio de exogeneidad es la de las exportaciones (EX1), que en la primera ecuación (del PIB1) tiene una probabilidad del 0.3798, y como variable dependiente en la ecuación cinco, tiene una probabilidad para la ecuación en su conjunto del **0.7892,** Por consiguiente, EX1 tiene un bajo nivel de exogeneidad, pero se deja en el modelo por el importante poder explicativo que tiene respecto al PIB1.

F. Análisis de sensibilidad mediante los gráficos de *impulso-respuesta* [13]

Dado que en la primera ecuación, las variables independientes cumplen satisfactoriamente en su conjunto con el principio de exogeneidad, se procede a realizar el análisis de sensibilidad mediante los gráficos de *impulso-respuesta* (Figura No. 3.4), que se obtienen mediante el comando: $impulse$ ↵ (enter), a partir de las estimaciones de causalidad en el sentido de Granger (Tabla No. 3.1):

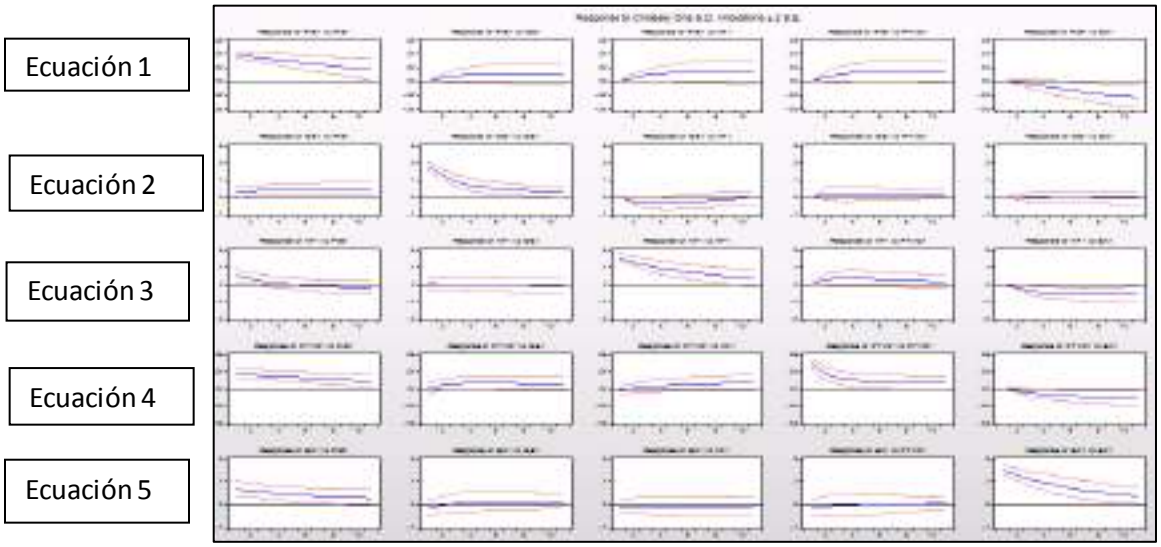
Fig. 3.4. Análisis de Impulso – Respuesta para el VAR1



Fuente: Elaboración propia con Software Eviews y datos del INEGI

Que permite generar los gráficos de impulso-respuesta para las cinco ecuaciones con 11 periodos de 8 años, en cada una de las variables.

Gráfica No. 3.1. Impulso respuesta de las 5 Ecuaciones que integran el VAR1

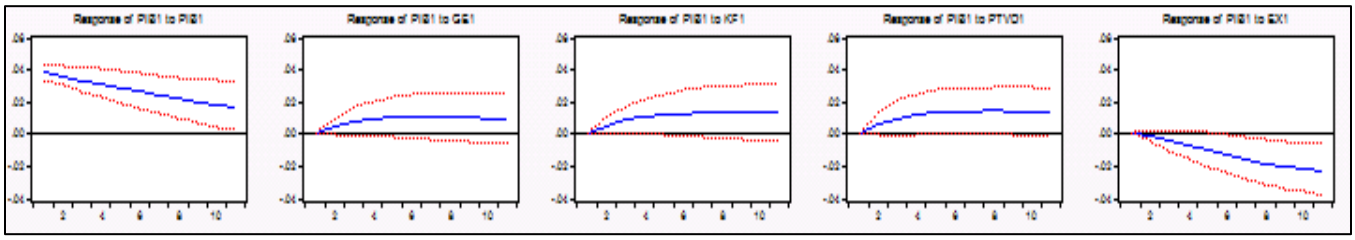


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Para los efectos este trabajo, el mayor interés se centra en la primera ecuación con el PIB1 como variable dependiente, con el propósito de ver si efectivamente el Gasto Educativo (GE1) genera causalidad en el PIB1, ya que la demostración de ésta, es uno de los principales objetivos de la tesis.

Al respecto, observando las gráficas de impulso-respuesta de la primera ecuación donde el PIB1 es la variable dependiente, se pueden hacer los siguientes comentarios:

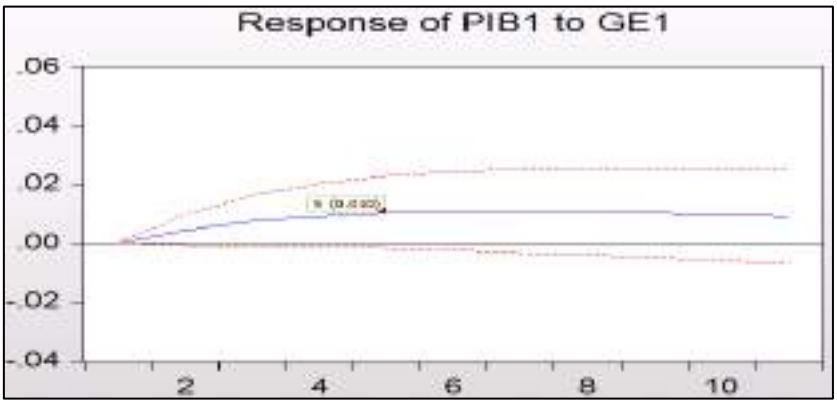
Gráfica No. 3.2. Impulso respuesta: PIB1 como variable dependiente



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

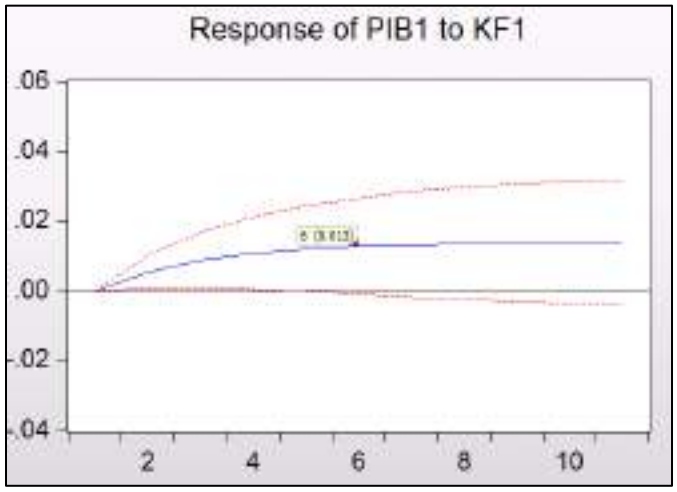
a) La respuesta del PIB1 ante incrementos en el Gasto Educativo (GE1), es directa y positiva con un claro impacto ascendente hasta el quinto periodo (Gráfica No. 3.3), posterior al cual, la variable se aplana, sin perder su carácter positivo.

Gráfica No. 3.3. Respuesta del PIB1 ante cambios en el GE1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

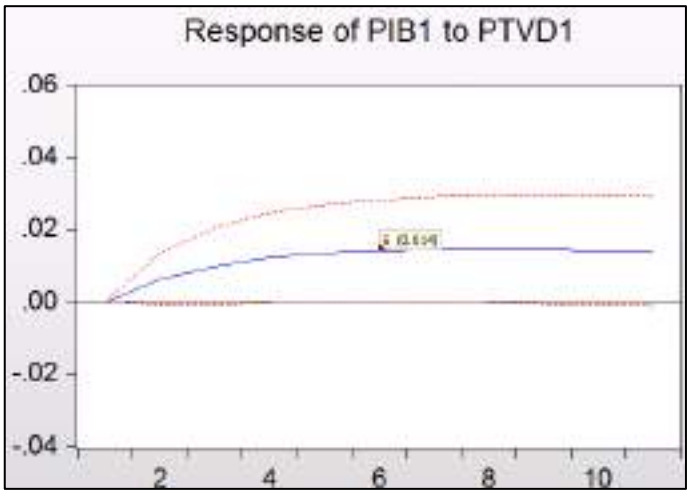
Gráfica No. 3.4. Respuesta del PIB1 ante cambios en el KF1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

b) El impulso del Capital Físico (KF1) sobre el PIB1 muestra un efecto directo, positivo y ascendente sobre el PIB1 hasta el 6° periodo (Gráfica No. 3.4), después del cual se aplana y sólo se convierte en tendencia positiva

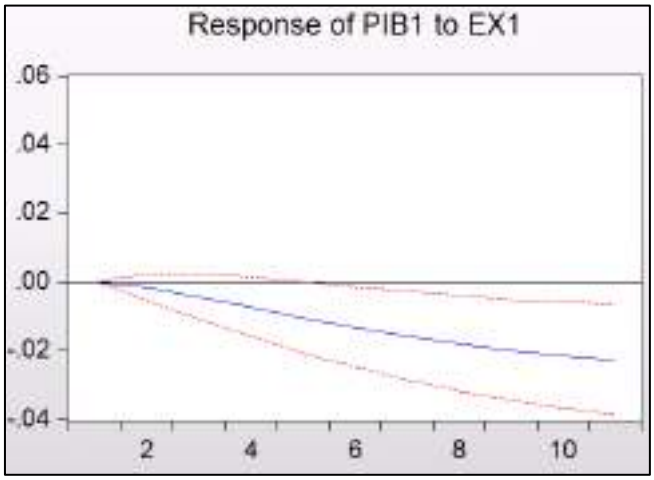
Gráfica No. 3.5. Respuesta del PIB1 ante cambios en la PTVD1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

c) En el caso de la Productividad (PTVD1), ésta muestra también un fuerte impacto positivo sobre el PIB hasta el 6° periodo, en una relación directa que hace evidente que cuando la productividad laboral aumenta, esta se refleja de inmediato en un crecimiento del PIB1 y viceversa (Figura No. 3.5). Después del 6° periodo, el "impulso" pierde fuerza y la variable se aplana.

Gráfica No. 3.6. Respuesta del PIB1 ante cambios en las EX1



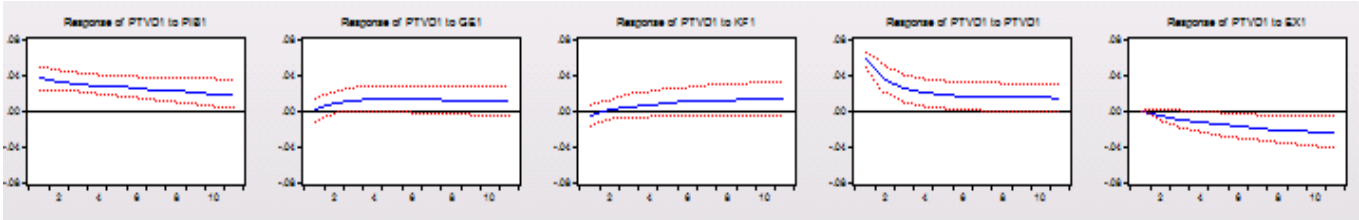
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

d) Finalmente, las exportaciones (EX1) como factor de impulso para el PIB1, están mostrando un efecto negativo (Figura No. 3.6), lo cual puede deberse a la gran recesión mundial de 2008-2011, cuyos efectos aún están presentes, generando una reducción en la tasa de crecimiento del PIB, sin embargo, este es un supuesto poco satisfactorio que requiere verificación.

En todos estos procesos juega un papel importante la educación, ya que está comprobado que a mayores grados de escolaridad y mayor número de personas educadas, se propician elevados niveles de productividad, con mayor capacidad de asimilación y desarrollo de procesos tecnológicos innovadores, que a su vez impactan la capacidad exportadora nacional (exportaciones).

Un breve análisis, de los gráficos de impulso-respuesta para las ecuaciones 4 y 5, donde la Productividad (PTVD1) y las Exportaciones (EX1) son las variables dependientes, respectivamente, permite una mejor ponderación del gasto educativo (GE1) como factor de impulso-respuesta sobre estas variables.

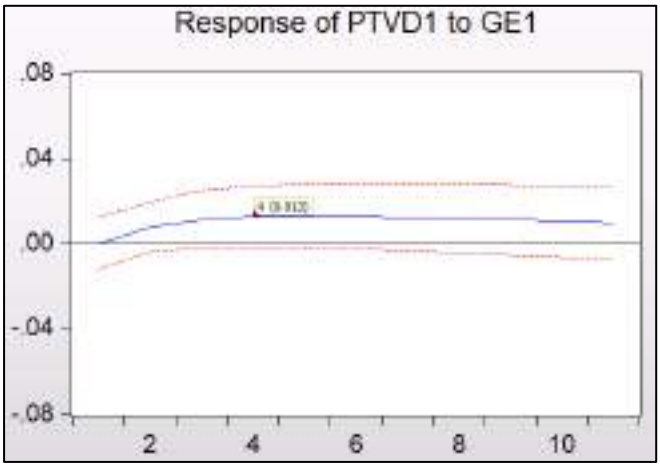
Gráfica No. 3.7. Ecuación 4: Productividad (PTVD1) como variable dependiente



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Puede observarse que hay una relación positiva y directa entre la Productividad (PTVD1) y el Gasto Educativo (GE1). A mayor gasto educativo, mayor productividad. Sin embargo, la variable GE1 pierde impulso y se aplana después del 4° periodo de 8 años (Gráfica No. 3.7).

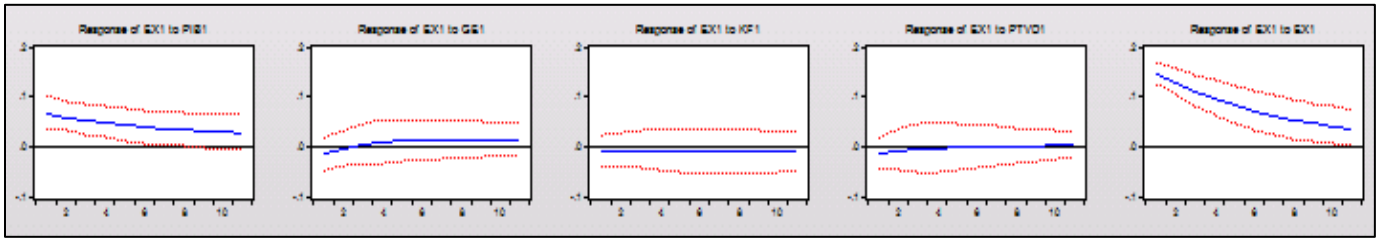
Gráfica No. 3.8. Ecuación 4: Respuesta del PTVD1 ante cambios en GE1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Nos interesa sobre todo la relación Gasto Educativo y Exportaciones.

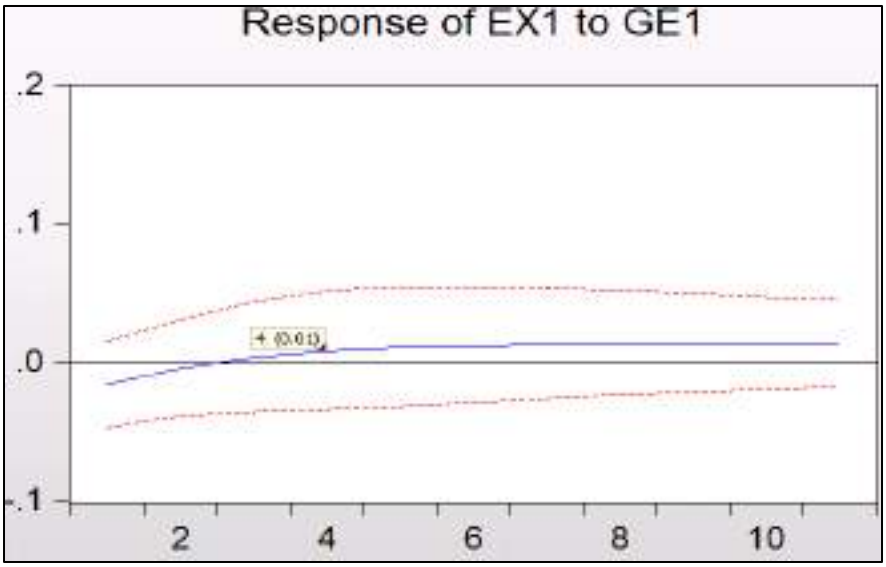
Gráfica No. 3.9. Ecuación 5: Exportaciones (EX1) como variable dependiente



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

El gasto educativo (GE1) muestra un importante impacto positivo sobre las exportaciones(EX1). Las exportaciones, con el incremento en el Gasto Educativo (Gráfica No. 3.9) pasa de tasas negativas en los dos primeros periodos hasta alcanzar su máximo positivo en el cuarto periodo para posteriormente mantener esta tendencia pero en forma aplanada.

Gráfica No. 3.10. Ecuación 5: Respuesta de las EX1 ante cambios en el GE1



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI

Es decir, esta gráfica (No. 3.10) permite afirmar que una mayor inversión en educación puede generar mejoras en nuestra capacidad exportadora. Esto tiene lógica, si se considera que la educación incrementa la productividad, así como la creatividad y capacidad innovadora del país.

Conclusión:

La estimación del modelo en términos logarítmicos como un Vector Autorregresivo (VAR) permite demostrar la fortaleza del modelo propuesto, ya que los parámetros de la regresión del VAR1 son estadísticamente significativos, así como la variable específica GE1 correspondiente.

La aplicación de la prueba *Wald Coefficient Test* para cada conjunto de coeficientes demuestra que el Estadístico F para todas las variables tiene una probabilidad de 0.0%, lo cual permite rechazar la hipótesis nula y demostrar que las 5 variables propuestas en términos logarítmicos para el modelo (una dependiente y cuatro explicativas), son significativas para explicar el comportamiento del PIB1. Esto confirma la validez de otras pruebas realizadas y que las variables, incluido el Gasto Educativo (GE1), cumplen con los requerimientos para su integración al modelo.

La aplicación de la Prueba de Causalidad en el Sentido de Granger permite corroborar que el modelo está bien especificado, por la observancia del principio de exogeneidad en todas las variables que integran el vector autorrregresivo (VAR1) y por la verificación de la causalidad a través de los gráficos de impulso-respuesta, donde resulta evidente el papel de la Educación (GE1) como factor de crecimiento del PIB1, de la productividad (PTVD1) y de las exportaciones (EX1).

Es importante tener en cuenta las limitaciones de los VAR, ya que al ser endogámicos (se retroalimentan internamente), después de algunos periodos sus predicciones se vuelven planas, con resultados que carecen de variaciones y sólo reproducen tendencias como puede apreciarse gráficamente. Sin embargo dada su gran capacidad introspectiva y pertinencia para el análisis de las variables de interés, resultan de gran utilidad para identificar las tendencias de corto plazo, así

como para enriquecer y fortalecer el análisis de modelos econométricos con cambio estructural, bajo el enfoque original de la Comisión Cowles.

Notas al Anexo III:

1. Loría. Op. Cit. pág. 272.
5. Sims Christoper A. "*Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis*?" Quarterly Review. Vol. 10, No. 1 Federal Reserve Bank of Minneapolis. 1986. Pág. 9-10.
6. Loría. Ibid. pág. 272.
7. Sims, Christoper A. *"Macroeconomic and Reality"*. Econometrica, Vol. 48, pág. 2, 15, 20
8. Enders, Walter. Applied Econometric Time Series. Edith John Wiley and Sons Inc. USA, 1995. Pág. 32, 33
9. Stock James H. y Mark M. Watson. Introducción a la Econometría, 3ª. Edición, Edit. Pearson, España 2012. Pág. 456
10. *Eviews 9, User's Guide II*. Pág. 624
11. *EViews 9 User's Guide I. Pág. 626-627*
12. *Eviews 9 User Guide II, pág. 170-175*
13. Para la aplicación del Test de Wald mediante Eviews, se enumeraron los coeficientes para cada variable del 1 al 30, correspondiendo 6 dígitos a cada subconjunto. Es decir del 1 al 6 para el PIB1, del 7 al 12 para GE1, del 13 al 18 para KF1, del 19 al 25 para PTVD1y del 26 al 32 para EX1.
14. *(Eviews 9 User Guide I*, pág. 564, 565, Guide II, pág. 272)
15. Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987). *"Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*," Econometrica No. 55, 1987, pág. 264-270.
16. *(Loría. Op. Cit. pág. 316*

BIBLIOGRAFÍA Y FUENTES DE INFORMACIÓN:

1. Auditoría Superior de la Federación: Informe del Resultado de la Fiscalización Superior de la Cuenta Pública 2012.

3 Ayala Espino, José: *Estado y Desarrollo*. *La Formación de la Economía Mixta Mexicana en el Siglo XX*. Edit. Facultad de Economía, UNAM. 2ª Edición, México 2001.

4 Baena Paz, Guillermina: "La gobernanza anticipatoria como solución, no como salida". Temas de la Administración Pública a debate. Revista IAPEM No. 87. Instituto de Administración Pública del Estado de México, A.C. Enero-Abril 2014.

5 Banco de México. Estadísticas.
http://www.banxico.org.mx/estadisticas/index.html

6 Banco Mundial: La Formulación de las Políticas en la OCDE: Ideas Para América Latina. España 2010.

7 Bitar, Sergio: Las tendencias mundiales y el futuro de América Latina. Cepal. Gestión Pública 78, Chile 2014.

8 Blanchard, Olivier. Macroeconomía, Edit. Pearson, 4ª Edición, España 2006.

9 Bowerman, O'Connell, Koehler: *Pronósticos, Series de Tiempo y Regresión*. Edit. Thomson, 4ª Edición, México 2007

10 Brian Keely: Capital Humano. Biblioteca Integral de la OCDE. Ediciones Castillo. México 2007.

11 Calderón, Francisco. *Apuntes de Econometría*. Facultad de Economía, UNAM, México, 2007.

12 Caridad, J.M. y Ocerín: Econometría y Series Temporales, Edit. Reverté, Barcelona, 1998.

13 Carrascal, Ursicino, et. al. Análisis Econométrico con Eviews. Edit. Alfaomega, Madrid, 2001.

14 Centro de Estudios de Finanzas Públicas. Indicadores y Estadísticas.
http://www.cefp.gob.mx/Pub_Macro_Estadisticas.htm.

15 Centro de Estudios de Finanzas Públicas. Presupuesto y Gasto.
http://www.cefp.gob.mx/Pub_Gasto_publicaciones.htm

16 CEPAL-OEI. 2021: Metas Educativas. La educación que queremos para la generación de los bicentenarios. España 2010.

17 CIDAC. Presentación: "Hacerlo Mejor. Índice de Productividad en México", 2011

18 CONACyT: Presentación PECITI 2014-2018. http

19 Constitución Política de Los Estados Unidos Mexicanos,
http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/.

20 Cumbre de Buenos Aires, V Conferencia Iberoamericana de Educación. Organización de Estados Iberoamericanos Para la Educación, la Ciencia y la Cultura, Argentina, 1995

21 Díaz Fernández Montserrat y María del Mar Llorente: Econometría. Edit. Pirámide, 4ª. Edición, Madrid.

22 Elizondo, Carlos: *Por eso estamos como estamos.* Edit. Penguin Random House, Grupo Editorial, 1ª. Edición, México 2011.

23 Elizondo, Carlos: *Con dinero y sin dinero*. Edit. Penguin Random House Grupo Editorial, 1ª. Edición, México 2012.

24 Enders, Walter. Applied Econometric Time Series. Edith John Wiley and Sons Inc. USA, 1995.

25 Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987). *"Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*," Econometrica No. 55, 1987.

26 EViews 7 User's Guide I.

27 EViews 9 User's Guide I.

28 EViews 9 User's Guide II.

29 Felcman Isidoro y Gustavo Blutman: "Nuevos Modelos de Gestión Pública y Cultura organizacional". www.vocesenelfenix.com. Argentina 2014..

30 Franco Corzo, Julio: Diseño de las políticas públicas. Edit. IEXE, 2ª. Edición, México 2013

31 Greene, William H. Econometric Analysis. Edit. Pearson, (International Edition), Seventh Edition, United States of America. 2012.

32 Guerrero de Lizardi, Carlos. Introducción a la Econometría Aplicada. Edit. Trillas, México 2008

33 Guisán, María del Carmen. "Educación, calidad del gobierno y desarrollo económico en América, Europa, África y Asia". En Estudios Económicos de Desarrollo Internacional. Vol.9-2. Universidad de Santiago de Compostela. España 2009.

34 Guisán, Ma. del Carmen, Teresa Cancelo, et. al.: Crecimiento Económico en los países de la OCDE. Modelos de crecimiento y empleo en Irlanda, Francia; España, Alemania, USA y Japón". Estudios Económicos. Asociación Hispalink-Galicia, España.

35 Gujarati, Damodar y Dawn C. Porter: Econometría, Edit. McGrawHill, 5ª. Edición, México 2010

36 IAPEM No. 87. Instituto de Administración Pública del Estado de México, A.C. Enero-Abril 2014

37 ILPES-CEPAL: Panorama de la gestión pública en América Latina. ILPES, CEPAL, ONU. Chile, 2012.

38 INEE. *Cifras Básicas. Educación básica y media superior. Ciclo escolar 2012-2013***.** Edit. INEE, México 2013

39 INEGI. PIB y Cuentas Nacionales. http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/cn/

40 INEGI. Banco de Información Económica. http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/

41 INEE. *El derecho a una Educación de Calidad, Informe 2014*. Resumen Ejecutivo Edit. INEE. México 2014.

42 Larroyo, Francisco: *Historia Comparada de la Educación en México*. Edit. Porrúa, México 1977. Digit. 2007

43 Leyva López Soraya y Antonio Cárdenas: "Economía de la educación: capital humano y rendimiento educativo" Revista de Análisis Económico.

44 Loría Díaz de Guzmán, Eduardo Gilberto. Econometría con aplicaciones. Edit. Pearson, 1a. Edición, México 2007.

45 Luna Vega, Héctor: "Nuevo Modelo de la Administración Pública Mexicana".Temas de la Administración Pública a Debate. Revista

46 Keeley, Brian. *Capital Humano*. OCDE. Ediciones Castillo México, 2007

47 Marcelo, Darwin: "Rentabilidad Social e individual de la Educación: una interpretación a partir de los modelos jerárquicos"**.** Programa Nacional de Desarrollo Humano. Argentina.

48 Martín Arnaiz, José Lorenzo: "Los lazos entre la Educación y la competitividad en Asia". Estudios Económicos de Desarrollo Internacional. Vol. 10-1 Universidad de Burgos, España. 2010.

49 Martínez Espinosa, Miguel Ángel (Coordinador): La Educación Media Superior en México. Edit. FCE, SEP. 1ª Ed. México 2012.

50 Neira, Isabel. "Capital Humano y Desarrollo Económico Mundial: Modelos Económicos y Perspectivas"**.** Estudios Económicos de Desarrollo Internacional, Universidad de Santiago de Compostela, España, 2007.

51 Novales Alfonso. Modelos Vectoriales Autorregresivos, Universidad Complutense. Madrid, 2014.

52 Núñez, Rafael. Introducción a la econometría. Edit. Trillas. México 2006.

53 OCDE. Percepciones de la OCDE: Capital Humano. Cómo influye en la vida lo que usted sabe. Ediciones Castillo, México 2007.

54 OECD: Education at a Glance 2011. OECD indicators.

55 Omowunmi Ladipo, Alfonso Sánchez y Jamil Sopher: Responsabilidad en el gasto público en América Latina y el Caribe. Edit. Banco Mundial, México 2010

56 ONU-CEPAL: Objetivos de Desarrollo del Milenio. El progreso de América Latina y el Caribe hacia los objetivos de desarrollo del milenio. Desafíos para lograrlos con igualdad. Chile 2010

57 Ordaz-Díaz, Juan Luis: “Rentabilidad económica de la educación en México: comparación entre el sector urbano y rural”. Revista de la CEPAL 96. Diciembre 2008.

58 Ornelas, Carlos. *El Sistema Educativo Mexicano*. Edit. CIDE,NF, FCE. 1ª. Edición 1995, 9ª reimp. México 2003.

59 Quantitative Micro Software, LLC EViews 9 User’s Guide I, 2009.

60 Parsons, Wayne. Políticas Públicas. Edit. FLACSO-MÉXICO. México 2007

61 Peña Nieto, Enrique: Plan Nacional de Desarrollo 2013-2018, Presidencia de la República. México 2013.

62 Ramos Gabriela y Juan Yermo: México. Políticas prioritarias para fomentar las habilidades y conocimientos de los mexicanos para la productividad y la innovación. OCDE, 2015.

63 Sabau García Hernán. Análisis econométrico Dinámico.Universidad Iberoamericana. México 2011.

64 Sánchez Figueroa, Cristina et al: “James Heckman, el sesgo de selección muestral”**.** Senda del Rey. UNED. Madrid. 2011.

65 SEP. *Estadísticas históricas nacionales*. http://planeacion.sep.gob.mx/estadistica-e-indicadores.

66 SEP. "*Principales Cifras, Sistema Educativo de los Estados Unidos Mexicanos. 2007-2012”*. http://planeacion.sep.gob.mx/

67 SEP. *Principales cifras del Sistema Educativo Nacional 2012 – 2013*. http://www.spep.sep.gob.mx/

68 SEP. *Primer Informe de Labores de la SEP 2012 – 2013*. http://www.spep.sep.gob.mx/

69 SEP. *Plan Nacional De Desarrollo. 2001 - 2006, 2007 - 2012* . http://planeacion.sep.gob.mx/planeacion/historicos.

70 SEP. *Plan Nacional de Desarrollo 2013 – 2018*. http://www.spep.sep.gob.mx/

71 SEP. *Programa Nacional de Educación 2001 - 2006, 2007 - 2012*. http://planeacion.sep.gob.mx/planeacion/historicos

72 SEP. *Programa Sectorial de Educación 2013 - 2018*. http://www.spep.sep.gob.mx/

73 Schmidt, Sthepen J.: Econometría. Edit. McGrawHill, México 2005

74 SHCP*. Estadísticas Oportunas de Finanzas Públicas*. http://www.hacienda.gob.mx/POLITICAFINANCIERA/

75 SHCP: *Presupuesto de Egresos de la Federación*. http://www.hacienda.gob.mx/

76 Silva Hérzog, Jesús: *El pensamiento Económico, Social y Político de México 1810-1964*. Edit. Instituto Mexicano de Investigaciones Económicas. 1ª Edición, México 1967.

77 Sims, Christopher. "¿Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?. Quarterly Review, Federal Reserve Bamk of Mineapolis, USA, 1980.

78 Sims, Christoper A. "Macroeconomics and Reality". Econometrica, Vol. 48, 1980.

79 Sims Christoper A. "*Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis*?" Quarterly Review. Vol. 10, No. 1 Federal Reserve Bank of Minneapolis. 1986

80 Solís Leopoldo: La Realidad Económica Mexicana. Retrovisión y Perspectivas. Siglo XXI Editores. México 1981

81 Stiglitz, Joseph E.: La Economía del Sector Público, Edit. Antonio Bosh, 3ª. Edición, España 2000

82 Stock H. James y Mark M. Watson. Introducción a la Econometría. Edit. Pearson, 3ª. Edición. 2012.

83 Terrones, Marco y César Calderón: "Educación, capital humano y crecimiento económico: el caso de América Latina". XII Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. Argentina, 1993.

84 Toffler, Alvin y Heidi. *La Revolución de la Riqueza*. Editorial Debate. 1ª Edición, México, 2006.

85 Tuirán, Rodolfo. *La Educación Pública: Patrimonio Social de México*. Vol. I y II. Edit. FCE, SEP. 1ª Ed., México 2011

86 UNESCO: Hacia las Sociedades del Conocimiento. 2005,

87 UNESCO: 47ª Conferencia Internacional de Educación de la UNESCO GINEBRA, 8-11 de septiembre 2004.

88 Uvalle Berrones, Ricardo: La perspectiva de la Administración Pública Contemporánea**.** IAPEM, México 2007.

89 Villanueva Sánchez, Pablo: "Transferencias Federales para educación y gasto en nómina magisterial". *Finanzas Públicas, Vol.1, No. 1*. CEFP. México, Primer Semestre 2009.

90 Wooldridge, M. Jeffrey. Introducción a la Econometría. Edit. Cengage, 5ª. Edición, México, 2014.