

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



**SEGURO POPULAR E INFORMALIDAD: ESTIMACIONES CON  
SERIES DE TIEMPO.**

**TESINA**  
QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE  
**LICENCIADA EN ECONOMÍA**  
PRESENTA  
**SANDRA THALÍA ESPAÑA GÓMEZ**

DIRECTOR DE LA TESINA:  
DR. DANIEL VENTOSA-SANTAUΛÁRIA

MÉXICO, D.F., NOVIEMBRE DE 2014.

*POR TODO,  
A MI MADRE.*

*TODOS MI RESPETO,  
CARIÑO, ADMIRACIÓN Y  
PROFUNDO AGRADECIMIENTO,*

AL DR. DANIEL VENTOSA-SANTAUÀRIA,  
AL MTRO. RAÚL ANÍBAL FELIZ ORTIZ,  
AL DR. GUSTAVO ADOLFO DEL ÀNGEL MOBARAK,  
AL DR. JULIO CÉSAR LEAL ORDÓÑEZ  
Y AL DR. ALEXANDER ELBITTAR HEIN

*POR SU GRAN APOYO, SU PACIENCIA,  
SUS CONSEJOS Y SU EJEMPLO.*

GRACIAS.

# Índice general

<b>1. Introducción</b>	<b>7</b>
<b>2. Seguridad social en México</b>	<b>11</b>
<b>3. Investigaciones en informalidad</b>	<b>13</b>
3.1. Informalidad en el mundo . . . . .	13
3.2. México. Informalidad y ciclos económicos . . . . .	15
3.3. Seguro Popular e informalidad . . . . .	17
<b>4. Modelación estática de informalidad</b>	<b>20</b>
4.1. Componente cíclico . . . . .	20
4.2. Componente potencial . . . . .	23
<b>5. Modelación dinámica de informalidad</b>	<b>26</b>
5.1. Afiliación a Seguro Popular . . . . .	26
5.2. Selección de rezagos de regresores. . . . .	27
5.3. Impacto de Seguro Popular (modelo ARMAX) . . . . .	29
<b>6. Consideraciones finales</b>	<b>32</b>
<b>7. Anexo</b>	<b>35</b>
7.1. Pruebas de raíz unitaria . . . . .	35
7.2. Quiebres estructurales . . . . .	36
7.3. VAR de ciclo de informalidad . . . . .	37

## Índice de figuras

1.1. Informalidad. Serie original, ciclo y tendencia . . . . .	9
5.1. Implementación de Seguro Popular . . . . .	27
5.2. Correlaciones cruzadas entre informalidad y regresores . . . . .	28

## Índice de cuadros

4.1. Estimaciones de ciclo de informalidad . . . . .	41
4.2. Pruebas de hipótesis para ciclo de informalidad con ciclo de PIB como regresor . . . . .	42
4.3. Estimaciones de tendencia (logarítmica) de informalidad . . . . .	43
4.4. Pruebas de hipótesis para tendencia de informalidad con tendencia de PIB como regresor . . . . .	44
5.1. Modelo ARMAX(1,12) para ciclo de informalidad . . . . .	45
5.2. Pruebas de hipótesis de estimadores de ARMAX . . . . .	46
7.1. Pruebas de raíz unitaria . . . . .	47
7.2. Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Componentes cíclicos. . . . .	48
7.3. Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Variables potenciales. . . . .	49

7.4. Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Variables potenciales (cont.) . . . . .	50
7.5. Selección de orden de VAR . . . . .	50
7.6. Estimación de ciclo de informalidad. VAR (ecuación 1) . . . . .	50
7.7. Estimación de ciclo de PIB. Modelo VAR (ecuación 2) . . . . .	51

# Capítulo 1

## Introducción

El programa de seguridad social universal Seguro Popular (SP) forma parte del Sistema de Protección Social de Salud (SPSS), el cual consiste en un seguro social de salud voluntario dirigido a individuos no asegurados por instituciones de seguridad social públicas, en particular por el Instituto Mexicano de Seguro Social (IMSS) o por el Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE).<sup>1</sup> El SP brinda atención médica, quirúrgica y farmacéutica de primer y segundo nivel; en algunos casos también realiza aportaciones económicas para cubrir enfermedades de tercer nivel (catastróficas). Existe una plantilla que exhibe el conjunto de los padecimientos e intervenciones que cubre el SP, denominada Catálogo Universal de Servicios de Salud (CAUSES). Los requisitos para ser derechohabiente del SP únicamente requieren mayoría de edad y no estar cubierto por alguna institución de seguridad social pública.<sup>2</sup>

El objetivo de esta investigación es determinar si el mercado laboral informal mexicano se ve influido por la implementación del SP, debido a que podría disminuir costos (directos e indirectos) tanto de empleadores como de empleados a participar en el mercado laboral informal. Diversos estudios al respecto con datos panel y de sección cruzada

---

<sup>1</sup>Secretaría de Salud. *Seguro Popular*, (DE, 10 de enero, 2014: <http://www.seguro-popular.salud.gob.mx/index.php/conocenos/seguro-popular-1>).

<sup>2</sup>Secretaría de Salud. *Afiliación* (DE, 10 de enero, 2014: <http://www.seguro-popular.salud.gob.mx/index.php/como-me-afilio/proceso-de-afiliacion>).

tienen resultados divergentes a nivel agregado: mientras algunos autores, mediante diversas fuentes de datos, no encuentran incidencia de SP en la participación en el mercado formal mexicano (Barros, Parker y Scott, Campos y Knox, Azuara y Marinescu), otros encuentran incidencia marginal (Pagés, Cobacho y Bosch; Bosch y Campos; Aterido y Hallward-Dreiemeier). No obstante, dichas investigaciones consensúan que los sectores más proclives a cambiar sus decisiones laborales debido a SP son hogares en comunidades rurales, hogares cuyo jefe de familia tiene menos de nueve años de educación, cuyo jefe de familia es mujer, o bien a jóvenes o adultos mayores. A pesar de existir gran número de estudios de impacto con datos panel o de sección cruzada, no se han realizado investigaciones con series de tiempo para México (principalmente debido a que SP es un proyecto reciente y los métodos macroeconómicos requieren un mínimo aceptable de observaciones posteriores).

Este trabajo busca trascender el supuesto de tendencia constante en el tiempo, el cual es comúnmente usado en estudios panel o de sección cruzada, así como también incorporar efectos de ciclos económicos. La motivación anterior surgió debido a la necesaria complementariedad a las investigaciones existentes de Seguro Popular, quienes se enfocan en características individuales o poblacionales y también se abstraen en su mayoría de la relación entre la informalidad y los ciclos económicos. Este supuesto puede generar que no se aísle totalmente el efecto de SP del de los ciclos económicos sobre la informalidad, particularmente en investigaciones que contemplan el periodo correspondiente a la crisis financiera de 2008. Este trabajo encuentra que dicha relación entre informalidad y ciclos económicos efectivamente es significativa, y la toma en cuenta para encontrar incidencia de SP en la informalidad.

Para lograr dicho objetivo, esta investigación evalúa diversas variables macroeconómicas: tanto las series originales como sus respectivos ciclos y tendencias, con datos trimestrales de 1987 a 2013. Las variables en consideración son el PIB mexicano, el índice de producción industrial estadounidense (TPI, Total Product Index en inglés) y la tasa



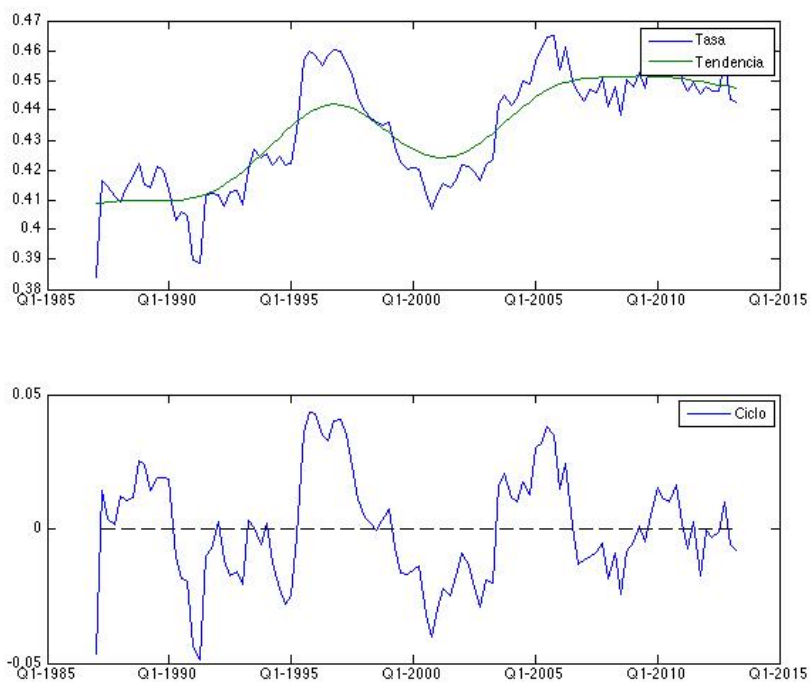


Figura 1.1: Informalidad. Serie original, ciclo y tendencia

de informalidad, principalmente debido a la incidencia de ellas en el mercado laboral mexicano. El efecto del SP se mide mediante dos formas de estimación: por el número de afiliados individuales al programa por trimestre y por una variable logística que simule la gradualidad de implementación del programa. Todas las series que se utilizan son ajustadas por estacionalidad y con transformación logarítmica

Debido a que se detectó presencia de raíz unitaria en las tres variables de interés, se recurrió a utilizar el filtro Hodrick-Prescott (HP) para desagregar componentes cíclicos de componentes potenciales (los cuales resultaron estacionarios). Se llevaron a cabo tanto estimaciones estáticas como modelaciones dinámicas ARMAX. Esta investigación también contempla quiebres estructurales originados por crisis económicas que afectaron al país (mismos que fueron detectados por diversas pruebas econométricas), con el objetivo de incorporar los cambios que dichos quiebres pudieran originar en la informalidad, y no asumir que los parámetros son constantes a lo largo del tiempo de estudio. Los

resultados no sugieren incidencia de SP en la informalidad; sin embargo, se observa una relación negativa y significativa entre el ciclo de la informalidad y el ciclo económico mexicano.

## Capítulo 2

# Seguridad social en México

En México los servicios de salud públicos surgieron en 1943, y eran provistos por dos instituciones: el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) para los trabajadores asalariados y el Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE) para los servidores públicos. Debido al gran número de trabajadores informales (no asegurados) que había en el mercado laboral, se creó hasta 1990 la Secretaría de Salud y Asistencia (SSA, actualmente Secretaría de Salud) con la finalidad de brindar asistencia social y servicios de salud básicos.<sup>1</sup> Sin embargo, debido a la gran demanda de servicios de salud en hogares de bajo ingreso, en 2002 se diseñó Seguro Popular, con el objetivo de ampliar los servicios de salud a hogares no asegurados, el cual trabajaría en conjunto con un programa de combate a la pobreza denominado Progresá, el cual posteriormente cambió su nombre a Oportunidades.<sup>2</sup> SP inició como parte del Programa Nacional de Salud en 2002, como programa piloto (que terminó en 2004) en cinco entidades federativas: Aguascalientes, Campeche, Colima y Tabasco. En 2002, contaba con poco más de un millón de derechohabientes; a inicios de 2013 esta cifra contemplaba más de 53 millones.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup>Secretaría de Salud. *Historia del Seguro Popular* (DE, 5 de enero, 2014: [http://seguro-popular.gob.mx/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4&Itemid=](http://seguro-popular.gob.mx/index.php?option=com_content&view=article&id=4&Itemid=)).

<sup>2</sup>Secretaría de Salud, *Programa de Desarrollo Humano Oportunidades*, (DE, 10 enero, 2014: <http://seguro-popular.gob.mx/index.php/servicios/oportunidades/prog-oportunidades>).

<sup>3</sup>Secretaría de Salud. *Historia del Seguro Popular*, *Op. cit.*

Los fondos que recibe SP se determinan en la Ley General de Salud, la cual contempla tanto el número de derechohabientes como los requerimientos de presupuesto de ciertas entidades en vulnerabilidad. Además de cubrir al asegurado, SP también incluye a cónyuges, padres, ascendientes mayores de 64 años y los hijos (menores de edad, estudiantes de hasta 25 años, discapacitados dependientes).<sup>4</sup> Cuando se diseñó el programa, se contempló una cuota familiar obligatoria anual, la cual se determinaría de acuerdo con el decil del ingreso al que perteneciera la familia asegurada, definido mediante un estudio socioeconómico realizado por la Comisión Nacional de Protección Social en Salud. Dicha cuota, la cual se publicó en el Diario Oficial de la Federación (DOF), exentaba de pago a los primeros cuatro deciles poblacionales (tampoco contribuirían familias afiliadas a algún programa de combate a la pobreza). La tarifa más alta asciende actualmente a menos de doce mil pesos anuales por hogar; sin embargo, publicaciones del mismo Seguro Popular afirman que menos de uno por ciento de las familias incorporadas a SP que deberían contribuir pagan cuota de afiliación lo hacen.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup>*Ibid.*

<sup>5</sup>Secretaría de Salud. *Informes Programáticos*, (DE, 4 de enero, 2014: [http://www.salud.gob.mx/unidades/dgpfs/reglas\\_operacion/7\\_informes\\_programatico.htm](http://www.salud.gob.mx/unidades/dgpfs/reglas_operacion/7_informes_programatico.htm)).

# Capítulo 3

## Investigaciones en informalidad

### 3.1. Informalidad en el mundo

En América Latina la informalidad es recurrente: en 2013, la población económicamente activa que pertenecía a este sector oscilaba entre 33.6 por ciento (Costa Rica) y 56.8 por ciento (Colombia). Actualmente, al menos 127 millones de personas trabajan en la informalidad en América Latina.<sup>1</sup> La mayoría de la población que labora en la informalidad pertenece a sectores vulnerables de la población: se vincula la informalidad con desigualdad y pobreza. A pesar de que el nivel de emprendimiento es importante en el sector informal, también es sinónimo de bajos ingresos y carencia de protección laboral. La mayoría de los trabajadores auto empleados, de los trabajadores domésticos o empleados en microempresas, construcción y minería laboran en el sector informal.<sup>2</sup> Es común en la literatura admitir que existen dos tipos de trabajadores informales: los no voluntarios y los voluntarios. Los primeros son aquéllos que pertenecen al sector informal debido a que no encuentran trabajo formal pero preferirían uno, y los segundos son aquéllos que eligen voluntariamente trabajar en el sector informal, principalmente porque para esos trabajadores los beneficios superan sus costos. Levy (2008) muestra

---

<sup>1</sup>Tinoco, Elizabeth, *La trampa del empleo sumergido en América Latina*, Organización Mundial del Trabajo, septiembre 2013 (DE: 10 de septiembre, 2014: <http://ilo.org/americas/oficina-regional/dirección-regional/WCMS22578/lang-es/index.htm>)

<sup>2</sup>*Ibid.*

un modelo teórico simplificado en el cual combina tanto preferencias del trabajador (representadas por una función de utilidad) como elecciones del empleador (las cuales incluyen tanto los costos de tener a un empleado en la informalidad como los beneficios).

Bérgolo y Cruces (2011) estudiaron el caso de la informalidad ante una reforma al sistema de seguridad social uruguayo. En Uruguay, es obligación de los empleadores registrar a sus empleados en el Banco de Previsión Social (BPS, el instituto encargado de proveer seguridad social a la fuerza laboral), el cual, a cambio de una contribución del trabajador y empleador (en conjunto con contribuciones públicas), brinda beneficios sociales diversos: seguro médico, seguro de desempleo y sistema de pensiones. Para extender la cobertura del seguro social, se creó el Sistema Nacional de Salud, el cual amplió la cobertura de seguro a los hijos menores y cónyuges de los trabajadores, la cual se perdía si el trabajador dejaba de contribuir. La estrategia de estos autores es considerar como tratamiento el hecho de que el trabajador tenga hijos, antes y después de 2008, el año de introducción del programa. Para aislar el efecto que tuvo la reforma en la informalidad se utilizaron efectos fijos de municipalidad y de hogar. Los autores argumentan que la tasa de informalidad estaba evolucionando igual para ambos grupos antes de la reforma, y encuentran que la introducción de esta legislación disminuye la probabilidad de que el trabajador no pertenezca al sector formal.

Bacchetta y Ekkerhard (2009), mediante mínimos cuadrados generalizados, miden la informalidad de una muestra de 22 países en vías de desarrollo en Asia, América Latina y África. Casi todos los datos contemplan el período de 1996 a 2006, en datos trimestrales del Banco Mundial. Particularmente para América Latina, los autores mencionan que la apertura comercial incrementó la informalidad en Colombia, la redujo en México y no tuvo un efecto medible en la informalidad en Brasil. Estos autores encuentran que la apertura comercial, así como el PIB per cápita, inciden negativamente en la tasa de informalidad.<sup>3</sup> En otras palabras, un incremento en el PIB o en la apertura comercial

---

<sup>3</sup>Bacchetta, Marc, Ernst Ekkerhard, et. Al., *La globalización y el empleo informal en los países de desarrollo*, Organización Mundial del Comercio, Suiza, 2008, pág. 198.

tiene como efecto una reducción en la informalidad. No obstante, también encuentran que el PIB tiene una incidencia positiva y significativa en la concentración de comercio. Cabe resaltar que estos autores afirman que la informalidad también es explicativa del crecimiento del PIB, <sup>4</sup> lo cual significaría un problema de endogeneidad que haría que los estimadores del PIB fueran sesgados para explicar informalidad.

### **3.2. México. Informalidad y ciclos económicos**

La Organización Internacional del Trabajo (OIT) considera como trabajadores informales en México aquéllos que no tienen acceso a los servicios de alguna institución de seguridad pública. Dougherty y Escobar (2013), en un estudio a nivel estatal con datos de la ENOE, de encontraron que casi 98 por ciento de los auto empleados pertenecen a la informalidad (principalmente debido a que estos trabajadores tienen la opción-no la obligación-de incorporarse al sistema de salud público). En esto difieren de los trabajadores subordinados, ya que, por ley, los empleadores están obligados a registrar a sus empleados en el sistema de seguridad social.

Los autores notan endogeneidad en la tasa de desempleo, la IED como porcentaje del PIB, el capital humano, el número de microempresas y el costo de iniciar un negocio. La estrategia de los autores para instrumentalizar dichas variables es rezagarlas un año. Mediante un estudio a la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) de 2005 a 2010, estos autores encontraron que el empleo informal en México se determina por factores como el desarrollo económico, el desempleo, el número de microempresas, el capital humano (trabajadores con al menos escolaridad medio superior), los costos para iniciar un negocio (medida como proporción del PIB per cápita), los niveles de corrupción y restricciones a la inversión extranjera directa (IED).

---

<sup>4</sup>*Ibid.*, pág. 206

Además, estos autores afirman que también los impuestos y las contribuciones al sistema de seguridad social, así como la efectividad del gobierno, inciden negativamente en la informalidad. En este trabajo también controlan por PIB per cápita, tasa de inflación (que en ocasiones se observa no significativa) y de desempleo, así como la IED como proporción del PIB, la tasa de interés comercial (reportada por Banco de México) como proporción del PIB (ya que, según los autores, las empresas informales buscan financiar sus actividades mediante financiamiento informal). Los autores observan que en México la heterogeneidad entre estados es muy alta, ya que, a pesar de que según sus cálculos en 2010 la tasa de informalidad era 60 por ciento a nivel nacional, a nivel estatal esta tasa oscilaba entre 45 y 80 por ciento.

Esquivel y Ordaz-Díaz (2008) aportaron evidencia adicional de que no existe segmentación entre el mercado laboral formal e informal, ya que no encontraron evidencia de prima salarial por trabajar en la informalidad. Según los autores, los trabajadores también pueden decidir trabajar en el sector formal por la existencia de cargas impositivas importantes o bien por una débil aplicación de la ley en un país, así como que el sector informal brinda mayor flexibilidad laboral

Heath (2011) realizó un estudio de desestacionalización de series económicas en México, con el objetivo de encontrar la duración de los ciclos económicos en el país. Este autor encuentra que la recesión más profunda en México fue la correspondiente a la crisis bancaria de 1994 y la más larga fue la correspondiente a la crisis *dotcom* en 2000 (la cual duró aproximadamente 36 meses). Además, con excepción de la crisis de 2000, este autor mencionó que las recesiones del país de los últimos treinta años han durado en promedio 15 meses.<sup>5</sup> Este autor también hace hincapié en lo recientes que son en México tanto la captura de datos que miden los ciclos económicos como su correcta

---

<sup>5</sup>Heath, Jonathan, *Identificación de los ciclos económicos en México: 30 años de evidencia*, Revista Internacional de Estadística y Geografía, Inegi, Vol. 2, Núm. 2, México, 2011, págs. 19, 26.



interpretación.

### **3.3. Seguro Popular e informalidad**

En la literatura existe el consenso persistente de que, más que disminuir el sector formal, SP desincentiva a los trabajadores informales a cambiarse al sector formal. El método más utilizado en la literatura es diferencias en diferencias. En general, en las investigaciones que tratan este tema (las cuales se mencionan a continuación) se observa que SP incrementa la informalidad más profundamente en sectores de la población con menos de 9 años de educación, cuyo jefe de familia es una mujer y en hogares de comunidades rurales. No obstante, los diferentes resultados en la literatura con respecto al impacto de SP en la informalidad desagregado por edad no son concluyentes: mientras algunos autores afirman que SP influye más en la informalidad de trabajadores jóvenes, otros sostienen que el impacto es mayor para trabajadores de 45 años o más. En general, los estudios previos de SP e informalidad utilizan la definición de informalidad convencional: trabajadores no registrados ante el IMSS o ISSSTE.

Pagés, Cobacho y Bosch (2012) encontraron que un aumento a la exposición al programa reduce la proporción del empleo formal en 10 por ciento, aunque también tiene impactos positivos en la salud. También encuentran que SP tiene un efecto negativo y significativo en la tasa de crecimiento de formalidad, tanto a nivel municipal como a nivel estatal. Cuando desagregan por comunidades rurales o urbanas, observan que sólo en comunidades rurales es significativo y negativo el efecto de SP sobre la tasa de crecimiento del sector formal. Estos autores afirman que la implementación del programa fue casi aleatoria, es decir, que el nivel de informalidad en una localidad no fue un factor determinante para que se implementara SP con mayor anticipación. En contraste, Parker y Scott (2008), con la base de datos de la ENNVIIH, encuentran que SP tiene

efectos en informalidad en comunidades rurales, pero no tiene efectos a nivel general.

Bosch y Campos (2010) sugieren que hay comportamiento estacional de la informalidad durante el primer trimestre del año, así como que el gasto público empleado en población asegurada ha cerrado la brecha con respecto a la no asegurada en la última década. Estos autores, con datos del IMSS, registraron un impacto negativo de SP en el nivel de empleo formal, así como en el registro de empleados ante el IMSS por parte de empleadores. No obstante este impacto es menor a dos por ciento y sólo es significativo al 10 por ciento. Barros (2008) utiliza la base de datos del ENIGH, y mediante el método de triples diferencias no encuentra cambio en la oferta laboral o en los retornos laborales. Campos y Knox, mediante la base del ENOE, tampoco encontraron efecto de SP sobre el sector informal.

Aterido y Hallward-Dreiemeier (2011) publicaron que, mediante un estudio a los datos de la ENE y la ENOE, SP mantenía informales a casi uno por ciento de la población, más si el hogar tiene más de cinco miembros o cuyo jefe de familia tiene menor grado a la secundaria. Además, SP reducía la transición a la formalidad, ya que, de acuerdo con los autores, los trabajadores informales estaban dispuestos a pagar indirectamente por SP mediante salarios más bajos.

Azuara y Marinescu (2013) enfocaron su trabajo en la incidencia que tienen los programas SP y Oportunidades en el mercado laboral formal de manera conjunta. De acuerdo con los autores, SP decrecía el costo de trabajar en la informalidad y Oportunidades incentivaba a trabajadores a laborar en la informalidad para ocultar su ingreso. Sin embargo, mediante pruebas empíricas con datos de la ENE-ENOE entre 1995 y 2009, encuentran que SP no aumentaba significativamente la informalidad a nivel agregado, a nivel desagregado (por edad, estado civil y si tienen hijos), encuentran que el impacto es significativo para trabajadores casados, con hijos y mayores 34 años. Los autores concluyeron que SP mejoraba los niveles de acceso a servicios de salud pública

con un impacto mínimo en la oferta laboral. Estos autores también observan que SP tampoco afectaba la transición del mercado formal al informal, ni siquiera por nivel de escolaridad. Tampoco encontraron cambios significativos en salarios de los trabajadores que se desplazan al sector informal, lo cual podría ser evidencia de mercado laboral integrado (el sector informal no tiene que compensar a los trabajadores para que se incorporen a él).

# Capítulo 4

## Modelación estática de informalidad

### 4.1. Componente cíclico

Este apartado presenta resultados de estimaciones en la relación entre informalidad (ajustadas por estacionalidad y en logaritmo natural) y la brecha del PIB y el PIB potencial. Debido a que existe evidencia tanto de raíz unitaria en la tasa de informalidad como de estacionariedad en la brecha del PIB (ver Anexo 7.1), no es válida una regresión entre ambas: una variable no estacionaria no se puede generar mediante variables estacionarias, por lo que cualquier relación encontrada entre ellas sería espuria. Por lo anterior, se utilizó el ciclo de informalidad como variable dependiente (la cual carece de raíz unitaria) y como regresores la brecha del PIB (es decir, el componente cíclico del PIB), el índice de producción estadounidense (TPI, por sus siglas en inglés) e interacciones de estas dos variables con variables dicotómicas en fechas coyunturales. De acuerdo con los criterios de información, la especificación con indicadores econométricos más deseables es aquella que contempla los tres quiebres estructurales detectados por la prueba de Kapetanios (ver Anexo 7.2.1), misma que se detalla a continuación:

$$CI_t = -0.38CY_t - 2.46CY_t^2 + 0.57CIP I_t^{<EEUU>} - 0.79CY_t \times DU_t^{<1995.03>} + 1.13CIP I_t^{<EEUU>} \times DU_t^{<2008.02>} - 0.63CY_t \times DU_t^{<2008.04>} + \epsilon_t$$

Donde:

- $CI_t$ : ciclo de informalidad.
- $CY_t$ : ciclo de PIB mexicano.
- $CIP I_t^{<EEUU>}$ : ciclo del índice de producción industrial de EEUU.
- $CY_t \times DU_t^{<1995.03>}$ : interacción CY con dummy 1995:03.
- $CIP I_t^{<EEUU>} \times DU_t^{<2008.02>}$ : interacción CPI con dummy 2008:02.
- $CY_t \times DU_t^{<2008.04>}$ : interacción CY con dummy 2008:04.
- $DU_t^{<1995.03>}$ :  $\mathbf{1}(t > 1995 : 03)$
- $DU_t^{<2008.02>}$ :  $\mathbf{1}(t > 2008 : 02)$
- $DU_t^{<2008.04>}$ :  $\mathbf{1}(t > 2008 : 04)$

La expresión final anterior es resultado de diversas estimaciones, las cuales se detallan en el cuadro 4.1. Las regresiones preliminares se hicieron con el objetivo de comprobar la robustez de los coeficientes resultantes, así como para contrastar entre ellas y comprobar que aquella con los quiebres estructurales es la mejor especificación entre las realizadas.

Los resultados de la estimación del ciclo de informalidad indican que la brecha de PIB se relaciona negativa y significativamente con ella. En otras palabras, en periodos de expansión económica, la informalidad en México se contrae, aunque menos que proporcional a la expansión: dados los estimadores, se puede afirmar que un cambio de uno por ciento en el PIB afecta menos que proporcionalmente al ciclo de la informalidad (entre 0.4 y 0.7 por ciento ante un cambio porcentual en la brecha del PIB, de acuerdo con los estimadores. Ver cuadro 4.1). Se observa que el ciclo del PIB tiene una relación

no lineal con el ciclo de la informalidad: más específicamente, dicha relación es cóncava. La concavidad implica que cambios grandes van a tener efecto menor en proporción a cambios menores.

Según los resultados anteriores, la expansión de la producción estadounidense afecta positivamente a la expansión de la informalidad: si la producción estadounidense está por encima de su potencial, la informalidad se expande, aunque menos que proporcionalmente. De la misma manera que con la expansión del PIB, el aumento en uno por ciento en el TPI resulta una reacción de un aumento menos que proporcional en la tasa de informalidad, en este caso de 0.5 por ciento (el cual se observa robusto en las distintas estimaciones), aunque en este caso la reacción es positiva. También se observa que a partir de 2008, la reacción del ciclo del PIB ante la producción estadounidense es más que proporcional ante cambios porcentuales. A partir de 2008, esta reacción se vuelve de 1.71 por ciento ante el incremento de uno por ciento.

En general, se observa que el último trimestre de 2008 (correspondiente a la crisis financiera internacional más reciente) generó dos cambios estructurales en direcciones opuestas sobre la informalidad: un quiebre en la relación con el PIB mexicano (negativo) y otro con el de la producción industrial estadounidense (positivo). Ambos quiebres aumentaron la sensibilidad de la informalidad ante las respectivas variables.

La interpretación de los quiebres estructurales incluidos en la estimación muestran que durante el último semestre de 1995 (año de la crisis bancaria) ocurrió un aumento permanente en la sensibilidad del ciclo de la informalidad ante cambios en la brecha del PIB. Anteriormente, un cambio en uno por ciento del PIB implicaba una disminución de 0.4 por ciento en el ciclo de la informalidad; después de esta fecha, este cambio refleja niveles de sensibilidad de 1.16 por ciento. Se observa que los quiebres de los periodos de crisis tienen efecto negativo en el ciclo de informalidad (intensifican la relación negativa entre la informalidad y el ciclo de PIB).

El cuadro 4.2 presenta que la estimación es conjuntamente significativa, que hay autocorrelación (ya controlada por la matriz HAC), que los parámetros son estables, que

no hay cambios estructurales adicionales y que los errores se distribuyen normalmente, aunque no tengan media cero.

## 4.2. Componente potencial

Esta sección muestra los resultados de estimaciones preliminares de determinantes de la tendencia de la informalidad. Debido a que las diversas pruebas de raíz unitaria detectaron la presencia de tendencia, se recurrió a aislarla de los componentes cíclicos de dicha variable (y diversas variables explicativas). Lo anterior permite un análisis adicional en la incidencia de los componentes tendenciales del PIB mexicano y la producción industrial estadounidense, con el objetivo de estudiar el comportamiento de la informalidad potencial en México. Aunque en el cuadro 4.3 se muestran otras estimaciones preliminares, la estimación final del componente tendencial es la siguiente:

$$TI_t = -10.06TY_t - 0.33TIP I_t^{<EEUU>} + 0.01TY_t \times DU_t^{<1994>} + 0.008TIP I_t^{<EEUU>} \times DU_t^{<2003>} - 0.004TIP I_t^{<EEUU>} \times DU_t^{<2009>} + \epsilon_t$$

Donde:

- $TI_t$ : tendencia de informalidad.
- $TY_t$ : tendencia de PIB mexicano.
- $TIP I_t^{EEUU}$ : tendencia del índice de producción de EEUU (TPI).
- $TY_t \times DU_t^{1994}$ : interacción TY con dummy 1994:01.
- $TIP I_t^{EEUU} \times DU_t^{2003}$ : interacción TPI con dummy 2003:04.
- $TIP I_t^{EEUU} \times DU_t^{2009}$ : interacción TPI con dummy 2009:01.
- $DU_t^{<1994>}$ :  $\mathbf{1}(t > 1994 : 01)$ .

- $DU_t^{<2003>}: \mathbf{1}(t > 2003 : 04)$ .
- $DU_t^{<2009>}: \mathbf{1}(t > 2009 : 01)$ .

De acuerdo con los resultados de las estimaciones de la tendencia de informalidad, se pierde la significancia estadística de los regresores no lineales (tanto cuadráticos como cúbicos) cuando se contemplan los quiebres estructurales de las tendencias del PIB y el TPI. Según la estimación, el producto potencial mexicano empezó a incidir en la tendencia de la informalidad únicamente a partir del periodo correspondiente a la crisis de 1994. A partir de esta fecha se observa que el aumento en uno por ciento del producto potencial tiene como resultado el aumento en 0.008 por ciento en la informalidad potencial. En otras palabras, la informalidad potencial es poco sensible al producto potencial mexicano. Además, se observa una relación positiva: un aumento en el producto potencial conlleva a un aumento en la informalidad potencial.

Con respecto a la incidencia del TPI estadounidense sobre la informalidad, se observa que el incremento en la producción potencial estadounidense en uno por ciento disminuye la informalidad potencial en el país en 0.32 por ciento. Esta cifra cambió a partir del primer periodo de 2009 (correspondiente a las primeras etapas de la crisis financiera reciente); a partir de esta fecha, el cambio en la tendencia de informalidad asociado al aumento en uno por ciento en la productividad potencial estadounidense es de 0.33. Es decir, la crisis aumentó la sensibilidad de la tendencia de informalidad al TPI potencial, aunque de manera muy tenue, insuficiente para revertir la relación entre ambas variables.

El cambio estructural en la tendencia de la producción estadounidense correspondiente al segundo trimestre de 2003 (uno de los periodos de mayor crecimiento económico en Estados Unidos) tiene un impacto positivo en la informalidad potencial en nuestro país, mientras que el cambio estructural ocurrido en el primer trimestre de 2009 (uno de los periodos más severos en la recesión financiera) tiene un impacto negativo en la misma variable. En general, se obtuvo que el quiebre estructural correspondiente al periodo de



la crisis financiera internacional afectó negativamente a la informalidad potencial, pero el quiebre correspondiente al periodo de la crisis bancaria nacional la afectó de manera positiva. Además, en general, la informalidad potencial se mostró más sensible a la producción potencial estadounidense (y sus cambios estructurales) que al PIB potencial mexicano y sus alteraciones en la estructura.

Cabe mencionar que el estimador del cambio de la crisis corresponde a la mitad del estimador del cambio de la expansión, lo cual puede sugerir que la tendencia de la informalidad es más sensible a crecimientos (incluso el doble de sensible) que a contracciones en la producción industrial estadounidense. Estos resultados sugieren que los periodos de crisis severas pueden incrementar la sensibilidad de la informalidad potencial (ya que el impacto inicial de la producción industrial es negativo), mientras que periodos de expansión la disminuyen.

En el siguiente cuadro se muestran diversas pruebas de hipótesis para la estimación de tendencia con los indicadores de información más bajos (detallada en la columna 7 del cuadro 4.4). Dichas pruebas, a pesar de que detectan la correlación ya controlada por la matriz HAC, muestran que la estimación tiene las características econométricas deseables de significancia conjunta, normalidad y estabilidad (ya después de controlar por los quiebres mencionados).

# Capítulo 5

## Modelación dinámica de informalidad

### 5.1. Afiliación a Seguro Popular

Seguro Popular recaba la evolución del incremento de sus afiliados de manera distinta: tanto de manera individual como por familias. Debido a que las variables individuales (y también las familiares) presentan discontinuidades en el crecimiento, se utiliza como estimación de afiliación de SP una adaptación logística que simula el crecimiento de SP en los 14 años que lleva de funcionamiento. No obstante, también se utilizarán las variables originales de incorporación a SP, con objeto de observar la robustez en los resultados. La ventaja de utilizar una adaptación logística es que, en caso de que sus resultados sean robustos, aporta información de comportamiento y evolución de la afiliación de SP en el país.

En primer lugar, se observa que el número de afiliados a SP es siempre creciente. En segundo lugar, se observa que las familias que se incorporan a SP cada vez son más numerosas, ya que la proporción de afiliación individual con respecto a la afiliación familiar crece con el tiempo. En tercer lugar, se observa que el número de afiliados

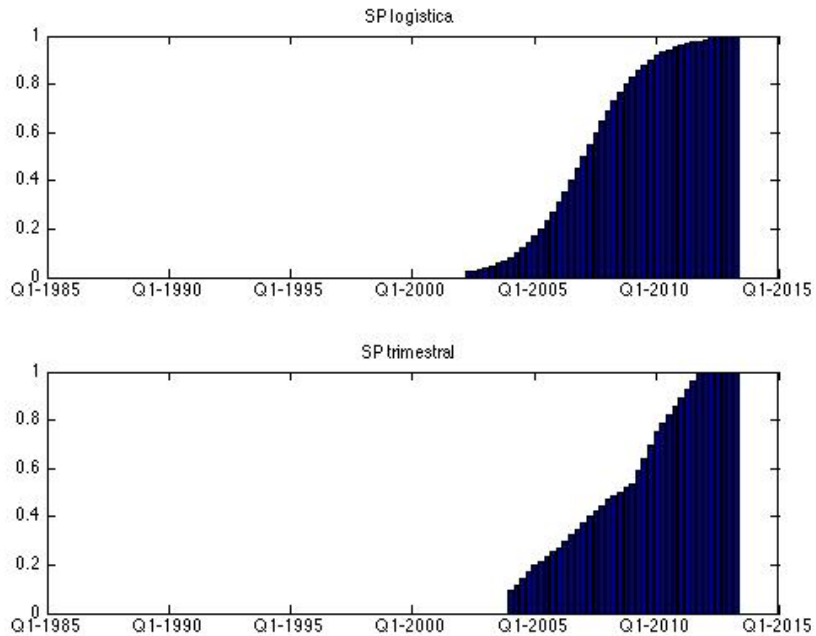


Figura 5.1: Implementación de Seguro Popular

se estabiliza a inicios de 2012. Por ello se recurrió a simular una función logística del crecimiento del número de afiliados a SP a través del tiempo. Además, se estimará una segunda variable con base en los afiliados anuales a SP, la cual es una media móvil de segundo orden del número de afiliados para aproximar el crecimiento trimestral. Ambas estimaciones se utilizarán para medir el impacto de SP y observar las diferencias entre los resultados de las dos estimaciones. A continuación se muestran la simulación logística de la implementación de SP en el país, así como la aproximación trimestral del crecimiento original del número de afiliados a SP:

## 5.2. Selección de rezagos de regresores.

El siguiente apartado muestra los rezagos que resultaron significativos en las correlaciones cruzadas, los cuales se tomaron en consideración en el modelo dinámico del ciclo de informalidad. Es importante mencionar que algunos perdieron significancia estadística

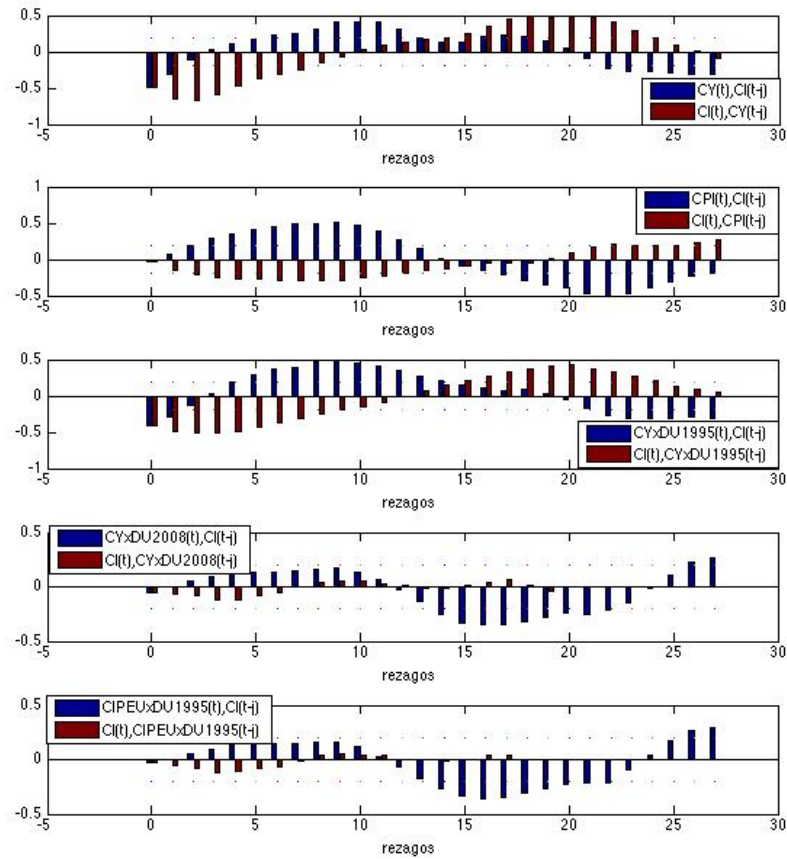


Figura 5.2: Correlaciones cruzadas entre informalidad y regresores

en la modelación dinámica, probablemente por el proceso de generación de datos, tanto del ciclo de informalidad como de los mismos regresores. No obstante, se requiere una investigación más a profundidad para poder explicar este suceso.

- son distintos de cero los primeros 8 rezagos, así como los rezagos del 15 al 23 de la correlación entre el ciclo de informalidad y el ciclo del PIB.
- son estadísticamente significativos los rezagos del 2 al 12, así como del 23 al 28 de la correlación entre la informalidad y la producción estadounidense.
- se observa que son estadísticamente distintos de cero los rezagos del 0 al 9 y los

rezagos del 18 al 23 de la interacción del PIB con la dummy de 1995. Además, son significativos los adelantos del 5 al 14 y del 21 al 28.

- se detectó significancia estadística únicamente en los adelantos 14 al 22 y del 24 al 25 de la interacción del PIB con la dicotómica de 2008.
- son significativos prácticamente todos los adelantos del 13 al 28 de la correlación entre la informalidad y la interacción producción industrial estadounidense con la dummy de 1995.

### **5.3. Impacto de Seguro Popular (modelo ARMAX)**

A continuación se exhibe la estimación de la informalidad con la introducción de un regresor que simula la implementación de SP en México. Para determinar los retardos relevantes de los regresores se incluyó en la estimación aquéllos retardos que resultaron significativos en la correlación cruzada. El siguiente cuadro muestra estimación ARMAX del componente cíclico de la informalidad, tanto con la simulación logística de SP como con la aproximación trimestral de los datos de los afiliados. Se observa que ni la simulación logística ni la medición con los datos trimestralizados tienen impacto significativo en el ciclo de la informalidad, lo cual va de acuerdo con literatura existente de datos panel. También se observa que los coeficientes en ambas estimaciones son similares, así como los criterios de información, por lo que se puede inferir que la simulación logística es muy parecida a los datos de SP. Se observan también QLB robustas (las cuales aceptan que las FAC tienen media cero para los primeros 40 rezagos). Además, se observan las FAC y FACP no significativas para el mismo número de rezagos. Cabe destacar que se decidió utilizar el método de estimación ARMAX porque se encontró evidencia de no simultaneidad entre el ciclo de PIB y ciclo de informalidad. Dicha evidencia la aporta el modelo VAR detallado en el Anexo 7.6.

Se observa que el ciclo de la informalidad tiene impacto positivo y significativo en sí mismo en el siguiente periodo. El estimador menor a uno indica que el choque es estable; es decir, un choque en el ciclo de la informalidad tendrá un impacto menos que proporcional en el siguiente periodo (de sólo 0.62 puntos porcentuales por cada incremento en uno por ciento en el periodo pasado), lo cual también concuerda con la evidencia de estacionariedad. Se observa también que el ciclo del PIB tiene impacto negativo (concordante con las estimaciones previas anteriores), aunque rezagado. Cabe destacar que todos los rezagos del PIB tienen estimadores negativos y decrecientes, lo cual implica que el impacto siempre es negativo, aunque no sólo afecta al periodo inmediatamente posterior: de hecho, la estimación indica que un choque en el ciclo económico mexicano sigue impactando casi dos años después. No obstante, se vuelve a mostrar inelasticidad del ciclo de la informalidad ante cambios en el ciclo del PIB: un cambio porcentual a la alza en el ciclo económico tiene cuando mucho una disminución de 0.36 por ciento en el ciclo de la informalidad.

El ciclo de la producción industrial tiene también un efecto rezagado. Cabe destacar que el efecto total del ciclo de la producción industrial es nulo, ya que aunque un incremento porcentual tiene como consecuencia una expansión en la informalidad del siguiente semestre de 0.24 por ciento, los resultados indican que este mismo incremento causa una disminución en 0.17 puntos porcentuales al siguiente trimestre, misma disminución que se repite tres años después. La suma total de coeficientes es igual a cero (Ver cuadro 5.2). Es relevante destacar que un choque al ciclo de la producción industrial estadounidense tiene impacto negativo en la informalidad, incluso tres años después.

Con respecto a los cambios estructurales del PIB ocurridos en los periodos correspondientes a la crisis de 1995 y de 2008, se observa que estos cambios tienen repercusiones significativas en la informalidad, aunque rezagadas. De acuerdo con los resultados, un incremento porcentual en el PIB conlleva un incremento en el ciclo de la informalidad. No obstante, se observa que las variables que sólo capturan el inicio de los periodos de crisis no tienen significancia estadística en la estimación (al contrario, perjudican

los indicadores econométricos e información), lo cual sugiere que los periodos de crisis repercutieron sólo indirectamente en la informalidad (a través de los cambios que suscitaron en la estructura del PIB), pero no de forma directa.

# Capítulo 6

## Consideraciones finales

Este trabajo se concentra en observar el efecto del programa de Seguro Popular, además de que considera la trayectoria del ciclo del crecimiento económico y de la producción industrial de Estados Unidos. Este análisis complementa a aquellos estudios panel, que observan los efectos a nivel individual o comunitario. Estos estudios analizan los cambios (durante periodos cortos de tiempo) en las características de los individuos sometidos al programa, pero no contemplan efectos de los ciclos económicos en el tiempo. De hecho, un supuesto necesario para utilizar el método de diferencias en diferencias (bastante recurrente en el estudio del tema, restrictivo particularmente en estudios posteriores a la crisis, que tuvo incidencia en mercados laborales) es que las tendencias de las variables no observables sean constantes en el tiempo.

No obstante a lo anterior, el estudio con series de tiempo es complementario a estas investigaciones, ya que a nivel agregado no se observan cambios en el hogar o características individuales. Estudios previos, además, han resaltado lo reciente que son tanto la captura de datos que miden los ciclos económicos como su correcta interpretación en México.<sup>1</sup> Lo anterior implica estudios a niveles de enfoque diferentes: mientras los datos panel estudian los efectos a nivel individual o del hogar, los estudios de series de tiempo contemplan cambios cíclicos y en las tendencias a nivel agregado en la economía.

---

<sup>1</sup>Heath, Jonathan, *Op. cit.*, pág. 20.



Los resultados de la estimación del ciclo de informalidad indican que en periodos de expansión económica, la informalidad en México se contrae, aunque menos que proporcional a la expansión. Se encontró que el ciclo del PIB tiene una relación no lineal con el ciclo de la informalidad.

Según los resultados anteriores, la expansión de la producción estadounidense afecta positivamente a la expansión de la informalidad: si la producción estadounidense está por encima de su potencial, la informalidad se expande, aunque menos que proporcionalmente. Se observó que los quiebres de los periodos de crisis tienen efecto negativo en el ciclo de informalidad (intensifican la relación negativa entre la informalidad y el ciclo de PIB)

Este trabajo también tiene aportaciones de la relación de la informalidad, tanto con los servicios de salud públicos como con variables correspondientes a ciclos económicos y entorno macroeconómico internacional. Se observó que en periodos de un incremento productivo estadounidense potencial (ligados a altas tasas de crecimiento en este país) se disminuye la sensibilidad de la informalidad potencial mexicana a dicha productividad, mientras que periodos de crisis severas la incrementan. Se observa una relación inversa entre la informalidad potencial y producción potencial estadounidense. Es decir, cuando EEUU aumenta su capacidad productiva, disminuye la tendencia de informalidad en México. De acuerdo con la literatura existente, cuando la producción en Estados Unidos se expande, ocurre que “la apertura del sector formal que compite con las importaciones empuja a los trabajadores hacia el sector informal”,<sup>2</sup> lo cual, en conjunto con evidencia empírica existente, contrae el mercado laboral formal, y por consiguiente expande el sector informal. De lo anterior se explica la relación positiva entre la informalidad mexicana y la producción industrial estadounidense.

Cabe resaltar que el estimador del cambio de la crisis corresponde a la mitad del estimador del cambio de la expansión, lo cual puede sugerir que la tendencia de la informalidad

---

<sup>2</sup>Bacchetta, Marc, *Op. Cit.*, pág. 65.

es más sensible a crecimientos (incluso el doble de sensible) que a contracciones en la producción industrial estadounidense. En general, se observa que la crisis financiera internacional afectó negativamente a la informalidad potencial, pero la crisis bancaria nacional la afectó positivamente. Se observa también que, aunque el periodo de expansión estadounidense de 2003 coadyuvó a disminuir la sensibilidad de la informalidad a esta variable, no alcanzó a revertir la relación negativa entre ellas.

Se observa que los resultados del ARMAX son intuitivos: en periodos de expansión económica la informalidad se contrae, siendo el efecto final proporcional a dicha expansión económica. El ciclo de producción industrial estadounidense muestra un impacto total nulo, ya que, según los resultados, aunque al principio tienen relación positiva, esta relación disminuye conforme pasa el tiempo (tres años después). Se obtuvo que los periodos correspondientes a las crisis afectan sólo indirectamente a la informalidad (debido a los cambios estructurales en el PIB), pero no tienen repercusiones directamente.

# Capítulo 7

## Anexo

### 7.1. Pruebas de raíz unitaria

Las pruebas de raíz unitaria son contrastes que sirven para saber si una variable nunca olvida eventos pasados. Cuando una variable es estacionaria, los choques externos paulatinamente adquieren poca relevancia conforme pasa el tiempo. En una variable no estacionaria, los efectos de choques externos nunca se estabilizan. Antes de llevar a cabo estimaciones de la informalidad, es importante detectar si dicha variable tiene presencia de raíz unitaria, con el fin de no confundir efectos de los regresores con relaciones espurias.

La relevancia de tomar en cuenta esta característica radica en el balance de la estimación: una variable no estacionaria (que presenta raíz unitaria) no puede generarse mediante regresores estacionarios, o viceversa. Cualquier vínculo detectado que presenta estas características se denomina relación espuria. Es decir, existe un tercer factor (denominado factor escondido, que en series de tiempo comúnmente es el componente temporal) que se relaciona tanto con el regresor como con la variable dependiente y que aparenta que existe una relación entre estas dos variables, aunque no la haya.

Una posible estrategia para abstraerse de problemas de raíz unitaria es la descomposición de las series no estacionarias en componentes estacionarios; es decir, aunque una

variable sea no estacionaria, puede que su tendencia (componente potencial) y su ciclo (componente cíclico) sí lo sean. Lo más deseable es realizar estimaciones con componentes estacionarios, tanto dependientes como independientes. Otra estrategia consiste en realizar análisis de cointegración; es decir, correr regresiones con variables que sean únicamente integrables del mismo orden (es decir, que se les tenga que aplicar la misma cantidad de diferencias para que se vuelvan estacionarias). Esta estrategia sólo es aplicable si las variables comparten componente tendencial; además, también es deseable que el orden de cointegración sea bajo. Este trabajo se enfoca en la primer estrategia. Los resultados de pruebas simples de estacionariedad muestran que la informalidad (en logaritmo natural y ajustadas por estacionalidad) presenta características de raíz unitaria: la prueba KPSS rechaza ausencia de raíz unitaria al 1 por ciento para ambas definiciones y las diferentes versiones de ADF y ADF-GLS aceptan raíz unitaria. No obstante, ninguna de las dos presenta derivas (y por ello en ninguna de las dos definiciones se llevó a cabo la prueba para quiebres). Se acepta raíz unitaria en el PIB mexicano, así como también en el índice de producción industrial estadounidense (TPI). Ninguna presenta evidencia de quiebre en dicha tendencia.

## 7.2. Quiebres estructurales

En este apartado se realiza la prueba Kapetanios de raíz unitaria para diversas variables. La ventaja que ofrece este contraste consiste en que detecta raíz unitaria bajo quiebres estructurales que pudieran alterar la variable. Debido a que los componentes cíclicos no presentan componentes de tendencia, no se utilizaron los parámetros de quiebre de tendencia. Con respecto a los componentes cíclicos, se observa que en todos los casos, excepto el ciclo de informalidad con un quiebre estructural, se rechaza presencia de raíz unitaria con nivel de significancia al uno por ciento. Para el caso especial de la variable previamente mencionada, se replicó la prueba con niveles de significancia al cinco y

diez por ciento. No obstante, los resultados no pudieron rechazar la presencia de raíz unitaria en el ciclo de informalidad con un quiebre.

### 7.3. VAR de ciclo de informalidad

El cuadro 6.6 muestra los criterios de información de estimaciones con distintos retardos, los tres criterios coinciden en que que aquella con dos retardos presenta mejores características de información (de estimaciones hasta con ocho retardos). Los cuadros 6.7 y 6.8 muestran muestran los resultados de las dos ecuaciones de la estimación de vectores autorregresivos (VAR) con las variables endógenas de ciclo de PIB mexicana y el ciclo de la tasa de informalidad, así como el ciclo de producción estadounidense como variable exógena. Este modelo detecta evidencias de simultaneidad entre el ciclo del PIB y el ciclo de informalidad.

Se observa que el ciclo de PIB no es estadísticamente significativo para explicar el logaritmo de la tendencia de la informalidad. Esto se constata por la prueba F de significancia conjunta, el cual acepta la hipótesis nula de que todos los estimadores (en este caso sólo es uno) son estadísticamente iguales a cero. Se rechaza la hipótesis de distribución normal de los residuos; además, se rechaza la Q Ljung.Box, lo cual indica que los errores no se distribuyen con media cero. Se rechaza la hipótesis nula de DW, lo cual implica heterocedasticidad, cuando menos, en primer grado. Por ello, se cambia el modelo a uno que contemple la matriz de varianza covarianza robusta. Se confirma autocorrelación con la prueba de Breusch-Godfrey, en la cual el segundo rezago sale significativo al 1 por ciento. El contraste ARCH (4) también nota que tanto el primer como el tercer rezago son significativos al 1 y 5 por ciento, respectivamente. El estadístico QLR se rechaza: hay cambio estructural a partir del primer trimestre de 1995. La prueba CUSUM acepta que hay cambio en los parámetros; es decir, no hay estabilidad en ellos.

Se puede observar que el ciclo de la informalidad no incide en el ciclo del producto

mexicano. No obstante, sí ocurre lo contrario: el PIB mexicano es significativo, incluso lo es su primer retardo. Para ambas variables el ciclo de la producción estadounidense es significativa, aunque lo es más para el ciclo del PIB mexicano. Este resultado revela que el ciclo del PIB es una variable exógena y explicativa del ciclo de la informalidad en México. Además, aunque en este modelo las variables no significativas no han sido depuradas, se observa que la R cuadrada del ciclo de la informalidad es casi 0.8 y se rechaza insignificancia conjunta. Nótese que este proceso VAR también sugiere que el ciclo de la informalidad se comporta como un ARMAX con el ciclo del PIB como uno de sus regresores.

# Capítulo 8

## Bibliografía

Antón, Arturo, Fausto Hernández y Santiago Levy. *The end of informality in Mexico. Fiscal Reform for Universal Social Insurance*. Inter-American Development Bank, Washington DC, 2012.

Antón, Arturo, y Julio Leal. *Aggregate Effects of a Universal Social Insurance Fiscal Reform*, Inter-American Development Bank Working Paper 429, Washington DC, 2013.

Azuara, Oliver y Ioana Marinescu. *Informality and the expansion of social protection programs*, MPRA, Chicago, Paper no. 35073, octubre 2011.

Barros, Rodrigo. *Wealthier but not much Healthier: Effects of a Health Insurance Program for the Poor in Mexico*, DT, Universidad de Stanford, noviembre 2008.

Bosch, Mariano y Raymundo M. Campos-Vázquez. *The Trade-offs of Social Assistance Programs in the Labor Market: The Case of the "Seguro Popular" Program in Mexico*, El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos, DT, México, Vol. XII 2010, pág. 31.

Bacchetta, Marc, Ernst Ekkerhard, et. Al., *La globalización y el empleo informal en los países de desarrollo*, Organización Mundial del Comercio, Suiza, 2008. Camacho, Adriana, Emily Conover y Alejandro Hoyos. "Effects of Colombia's social protection system on workers' choice between formal and informal employment." Documento CEDE 2009-18, 2009.

Campos-Vázquez, Raymundo y Melissa A. Knox. *Social protection programs and employment: the case of Mexico's Seguro Popular Program*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos, 2010.

Esquivel, Gerardo y Ordaz Díaz, Juan Luis. *¿Es La Política Social Una Causa De La Informalidad En México?* Ensayos 27(1), pág. 1 -32, 2008.

Heath, Jonathan, *Identificación de los ciclos económicos en México: 30 años de evidencia*, Revista Internacional de Estadística y Geografía, Inegi, Vol. 2, Núm. 2, México, 2011.

Hernández, Robert Duval y Ricardo Smith Ramírez. *Informalidad y Seguro Popular bajo Mercados Laborales Segmentados*.

Leal Ordóñez, Julio C. *Informal Sector, Productivity and Tax Collection*. MPRA Paper 26058, 2010.

Secretaría de Salud. *Afiliación* (DE, 10 de enero, 2014: <http://www.seguro-popular.salud.gob.mx/index.php/como-me-afilio/proceso-de-afiliacion>).

Secretaría de Salud. *Historia del Seguro Popular* (DE, 5 de enero, 2014: [http://seguro-popular.gob.mx/index.php?option=com\\_content&view=article &id=4&Itemid=](http://seguro-popular.gob.mx/index.php?option=com_content&view=article &id=4&Itemid=)).

Secretaría de Salud. *Informes Programáticos*, (DE, 4 de enero, 2014: [http://www.salud.gob.mx/unidades/dgpfs/reglas\\_operacion/7\\_informes\\_programatico.htm](http://www.salud.gob.mx/unidades/dgpfs/reglas_operacion/7_informes_programatico.htm)).

Secretaría de Salud, *Programa de Desarrollo Humano Oportunidades*, (DE, 10 enero, 2014: [http://seguro-popular.gob.mx/index.php/servicios\\_oportunidades/prog-oportunidades](http://seguro-popular.gob.mx/index.php/servicios_oportunidades/prog-oportunidades)).

Secretaría de Salud. *Seguro Popular*, (DE, 10 de enero, 2014: <http://www.seguro-popular.salud.gob.mx/index.php/conocenos/seguro-popular-1>).



Cuadro 4.1: Estimaciones de ciclo de informalidad

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constante	0.000 (1.00)	0.002 (0.31)	0.002 (0.37)	0.001 (0.52)	0.001 (0.54)	0.001 (0.59)
$CY_t$	-0.45*** ( $< 0.01$ )	-0.53*** ( $< 0.01$ )	-0.75*** ( $< 0.01$ )	-0.42*** ( $< 0.01$ )	-0.43*** ( $< 0.01$ )	-0.384*** ( $< 0.01$ )
$CY_t^2$		-4.18* (0.06)	-5.32*** ( $< 0.01$ )	-3.21 (0.12)	-3.56* (0.09)	-2.458** (0.049)
$CIP I_t^{< EEUU >}$			0.20*** ( $< 0.01$ )	0.51*** ( $< 0.01$ )	0.54*** ( $< 0.01$ )	0.57*** ( $< 0.01$ )
$CY_t \times DU_t^{< 1995:03 >}$				-0.7*** ( $< 0.01$ )	-0.7*** ( $< 0.01$ )	-0.8*** ( $< 0.01$ )
$CY_t \times DU_t^{< 2008:04 >}$						-0.63** 0.05
$CIP I_t^{< EEUU >} \times DU_t^{< 2008:02 >}$					-0.08 (0.51)	1.13** (0.04)
$R^2$	0.24	0.27	0.37	0.43	0.44	0.46
BIC	-543.32	-542.44	-553.43	-560.58	-556.39	-555.98
AIC	-548.64	-550.43	-564.08	-573.9	-572.37	-574.63
DW pvalue	0.58	0.61	0.78	0.87	0.89	0.9
Prueba $\mathcal{F}$ pvalue	( $< 0.01$ )	( $< 0.01$ )	( $< 0.01$ )	( $< 0.01$ )	( $< 0.01$ )	( $< 0.01$ )

Entre paréntesis se muestran los valores p.  
\*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 4.2: Pruebas de hipótesis para ciclo de informalidad con ciclo de PIB como regresor

Prueba	Estimador	Interpretación
White	14.1623	evidencia de homocedasticidad.
Significancia conjunta (prueba $\mathcal{F}$ )	13.98536***	se rechaza que todos los estadísticos sean estadísticamente igual a cero.
Durbin-Watson	0.898452***	evidencia de autocorrelación en primer orden (como mínimo).
Normalidad	0.519818	se acepta que los residuos se distribuyen normalmente.
Breusch-Godfrey(4)	11.7872***	evidencia de autocorrelación en cuarto orden, cuyo primer rezago es significativo al 1 por ciento y el tercero lo es al 10 por ciento. La $R^2$ del error estimado es igual a 0.331686 (ningún regresor se muestra correlacionado con el error estimado).
Q Ljung Box	43.5116***	se rechaza que la autocorrelación tienen media cero.
CUSUM	0.602996	evidencia de estabilidad en los parámetros.
QLR	8.12264	no hay evidencia de cambios estructurales diferentes a los contemplados.
ARCH(1)	19.2945***	evidencia de autocorrelación de primer orden, significativo al 1 por ciento.

\*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 4.3: Estimaciones de tendencia (logarítmica) de informalidad

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
constante	-1.47*** (< 0.01)	-2.85*** (< 0.01)	-40.44** (0.03)	-2.38*** (< 0.01)	-57.29** (0.04)	27.31 (0.28)	14.4 (0.57)
$TY_t$	0.14*** (< 0.01)	0.76** (0.04)	26.33** (0.03)	0.44** (0.017)	37.95** (0.05)	-19.32 (0.26)	-10.06 (0.56)
$TY_t^2$		-0.07* (0.09)	-5.86** (0.04)		-8.5 * (0.05)	4.54 (0.25)	2.35 (0.56)
$TY_t^3$			0.44** (0.04)	-0.01** (0.09)	0.64* (0.06)	-0.35 (0.25)	-0.18 (0.56)
$TIP I_t^{< EEUU >}$					0.056 (0.43)	-0.29*** (< 0.01)	-0.33*** (< 0.01)
$TY_t \times DU_t^{< 1994 >}$						0.014*** (< 0.01)	0.01** (0.014)
$TIP I_t^{< EEUU >} \times DU_t^{< 2003 >}$							0.008** (0.017)
$TIP I_t^{< EEUU >} \times DU_t^{< 2009 >}$							-0.004** (0.015)
$R^2$	0.77	0.78	0.79	0.78	0.79	0.86	0.88
BIC	-558.62	-556.86	-556.66	-556.76	-552.66	-595.01	-597.61
AIC	-563.95	-564.86	-567.32	-564.75	-565.97	-610.99	-618.92
DW pvalue	0.02	0.02	0.023	0.02	0.02	0.2	0.16
Prueba $\mathcal{F}$ pvalue	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)

Entre paréntesis se muestran los valores p.  
\*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 4.4: Pruebas de hipótesis para tendencia de informalidad con tendencia de PIB como regresor

Prueba	Estimador	Interpretación
White	31.940105***	se rechaza homocedasticidad.
Significancia conjunta	200.8802***	evidencia adicional de que el estimador de la tendencia del PIB es estadísticamente distinto de cero
RESET	2.864609***	se rechaza que los parámetros al cuadrado sean iguales a cero.
Durbin-Watson	0.019863***	se acepta que hay autocorrelación en primer orden (como mínimo)
Normalidad	4.725*	evidencia de que los residuos no se distribuyen como normal
Breusch-Godfrey(4)	1062401.368117***	evidencia de autocorrelación de cuarto orden: el primero y segundo rezagos son significativos al 1 por ciento mientras que el cuarto es significativo al 5 por ciento, con R cuadrada de 0.999976
Q Ljung Box	375.268***	se rechaza la hipótesis de que las autocorrelaciones se distribuyen con media cero
CUSUM	-0.596031	se acepta estabilidad en los parámetros
QLR	490.284**	evidencia de un cambio estructural en el segundo trimestre de 2009
ARCH(4)	95.9999***	evidencia de autocorrelación de quinto orden: del primer al cuarto rezago los estimadores son significativos al 1 por ciento; el quinto rezago es significativo al 10 por ciento

\*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 5.1: Modelo ARMAX(1,12) para ciclo de informalidad

	SP logística	SP trimestral(1)	SP trimestral (2)
$CI_{t-1}$	0.62 *** ( < 0.01)	0.62*** ( < 0.01)	0.62 *** ( < 0.01)
$\epsilon_{t-12}$	-0.99 *** ( < 0.01)	-0.99 *** ( < 0.01)	-0.99 ** (0.0136)
$CY_{t-1}$	-0.36 *** ( < 0.01)	-0.36 *** ( < 0.01)	-0.35 *** ( < 0.01)
$CY_{t-2}$	-0.33 *** ( < 0.01)	-0.33 *** ( < 0.01)	-0.32 *** ( < 0.01)
$CY_{t-7}$	-0.29 *** ( < 0.01)	-0.29 *** ( < 0.01)	-0.3 *** ( < 0.01)
$CIP I_{t-2}^{<EEUU>}$	0.24 ** ( 0.0158)	0.24 ** (0.0151)	0.21** (0.0291)
$CIP I_{t-3}^{<EEUU>}$	-0.17 * ( 0.0870)	-0.17 * (0.0857)	-0.13 * (0.0627)
$CIP I_{t-12}^{<EEUU>}$	-0.17 *** ( < 0.01)	-0.18 *** ( < 0.01)	-0.19 *** ( < 0.01)
$CY_{t-1} \times DU_t^{<1995:03>}$	0.21 ** (0.0406)	0.2 * (0.0514)	-0.190163 ** (0.0276)
$CY_{t-4} \times DU_t^{<1995:03>}$	-0.21 ** (0.0200)	-0.21 *** ( < 0.01)	0.22 *** ( < 0.01)
$CY_{t-1} \times DU_t^{<2008:04>}$	-0.17* (0.0513)	-0.17** (0.043)	0.16* (0.0927)
$CY_{t-4} \times DU_t^{<2008:04>}$	0.24 *** ( < 0.01)	0.24 *** ( < 0.01)	-0.23 ** (0.0126)
SP	-0.001 (0.548)	-0.003 (0.4864)	-0.005 (0.691)
$DU_t^{<2008:04>}$			0.003 (0.8913)
$DU_t^{<1995:03>}$			0.00017 (0.5665)
AIC	-614.29	-614.41	-611.24
BIC	-576.14	-576.26	-570.55
HQIC	-598.88	-599.00	-594.8
QLB aceptada	40 rezagos	40 rezagos	40 rezagos

Entre paréntesis se muestran los valores p.

\*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 5.2: Pruebas de hipótesis de estimadores de ARMAX

Prueba de hipótesis	Suma de coeficientes	Resultado
$CY_{t-1} \times$ $DU_t^{<1995:03>} + CY_{t-1} \times$ $DU_t^{<2008:04>} = 0$	-0.0204952	se acepta que el cambio estructural ocurrido en 2008:04 canceló el efecto del cambio de 1995:03 en el primer rezago
$CY_{t-4} \times$ $CY_{t-4} \times DU_t^{<2008:04>} = 0$	$DU_t^{<1995:03>} +$ 0.00795107	se acepta que el cambio estructural ocurrido en 2008:04 canceló el efecto del cambio de 1995:03 en el cuarto rezago
$CY_{t-1} \times$ $DU_t^{<1995:03>} + CY_{t-4} \times$ $DU_t^{<1995:03>} = 0$	0.0231185	se acepta que el efecto de un choque en el cambio estructural 1995:03 en el siguiente periodo se cancela cuatro periodos después
$CY_{t-1} \times$ $DU_t^{<2008:04>} + CY_{t-4} \times$ $DU_t^{<2008:04>} = 0$	0.0356626	se acepta que el efecto de un choque en el cambio estructural 2008:04 en el siguiente periodo se cancela cuatro periodos después
$CY_{t-1} + CY_{t-2} + CY_{t-7} = 0$	-0.972171 ***	evidencia de elasticidad unitaria ante cambios en el PIB después de año y medio
$CIP I_{t-2}^{<EEUU>} +$ $CIP I_{t-3}^{<EEUU>} +$ $CIP I_{t-12}^{<EEUU>} = 0$	-0.112188	se acepta que el efecto total de la producción industrial estadounidense sobre el ciclo de la informalidad es igual a cero

\*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

Cuadro 7.1: Pruebas de raíz unitaria

	ADF			qué se quedó	retardos	KPSS	estacionariedad
	N	C	C y T				
$I_t$	0.32	-1.82	-2.82	C	9	229.4***	NO
$Y_t$	2.61	-0.33	-3.38*	C y T	1	48.86**	NO
$IPI_t^{EEUU}$	1.15	-1.12	-0.64	N	8	59.38***	NO
$I_t$	0.38	0.03	-2.11	C	1	232.5***	NO
$Y_t$	2.79	-0.13	-3.31*	C y T	2	111.3***	NO
$IPI_t^{EEUU}$	1.21	-1.05	-0.64	N	1	59.39***	NO
$I_t$	-0.53	-1.64	-2.11	C	1	-141.5***	NO
$Y_t$	2.9	-1.35	-0.75	N	1	212.3***	NO
$IPI_t^{EEUU}$	1.62	-1.36	-0.76	N	1	247.2***	NO
$TI_t$ (log)	-1.75*	-2.71*	0.31	C	4	281.6***	NO
$TI_t$ (tasa)	1.6	-2.59	0.31	C	4	302.0***	NO
$CI_t$	-3.24***	-3.22**	-2.97	N	4	0.000	SI
$Ty_t$	1.13	-0.7	0.18	N	5	1214.0***	NO
$CY_t$	4.14***	-4.12***	-4.1***	N	2	0.00	SI
$TIPI_t^{EEUU}$	1.12	-2.21	1.75	T	4	327.7***	NO
$CPII_t^{EEUU}$	-4.58***	-4.56***	-4.53***	N	5	0.04	SI

Donde \*, \*\*, \*\*\* implican significancia estadística al 10, 5 y uno por ciento, respectivamente.

C: constante

T: tendencia

N: nada

Cuadro 7.2: Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Componentes cíclicos.

SIGNIFICANCIA AL 1 POR CIENTO	UN QUIEBRE	DOS QUIEBRES	TRES QUIEBRES
Ciclo de informalidad			
Estadístico t	-4.4104	-6.0422	-7.2699
Fecha(s) de quiebre	2003.02	2003.02 1995.01	2003.02 1995.01 1997.02
Estacionariedad	no	si	si
Ciclo de PIB			
Estadístico t	-5.1557	-6.4966	-9.2758
Fecha(s) de quiebre	1994.04	1994.04 2008.04	1994.04 2008.04 2001.03
Estacionariedad	si	si	si
Ciclo de Índice de Producción Industrial estadounidense			
Estadístico t	-4.956	-5.8014	-6.8484
Fecha(s) de quiebre	2008.03	2008.03 2010.04	2008.03 2010.04 2005.03
Estacionariedad	si	si	si
SIGNIFICANCIA AL 5 POR CIENTO	UN QUIEBRE	DOS QUIEBRES	TRES QUIEBRES
Ciclo de PIB			
Estadístico t	-4.4104	-6.0422	-7.2699
Fecha(s) de quiebre	2003.02	2003.02 1995.01	2003.02 1995.01 1997.02
Estacionariedad	no	si	si
SIGNIFICANCIA AL 10 POR CIENTO	UN QUIEBRE	DOS QUIEBRES	TRES QUIEBRES
Ciclo de PIB			
Estadístico t	-4.4104	-6.0422	-7.2699
Fecha(s) de quiebre	2003.02	2003.02 1995.01	2003.02 1995.01 1997.02
Estacionariedad	no	si	si



Cuadro 7.3: Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Variables potenciales.

SIGNIFICANCIA AL 1 POR CIENTO	UN QUIEBRE	DOS QUIEBRES	TRES QUIEBRES
Tendencia Informalidad (DU)			
Estadístico t	-5.6966	-7.6717	-9.1998
Fecha(s) de quiebre	1988.01	1988.01 1991.04	1988.01 1991.04 2011.03
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia Informalidad (DT)			
Estadístico t	-5.6966	-6.5258	-6.8969
Fecha(s) de quiebre		2000.04	2000.04 1990.01
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia Informalidad (DU y DT)			
Estadístico t	-5.8959	-7.1253	-8.6429
Fecha(s) de quiebre	1988.02	1988.02 1991.04	1988.02 1991.04 2009.01
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia PIB (DU)			
Estadístico t	-4.4012	-6.9084	-7.7355
Fecha(s) de quiebre	1994.02	1994.02 1988.01	1994.02 1988.01 2005.03
Estacionariedad	no	si	si
Tendencia PIB (DT)			
Estadístico t	-5.4277	-8.5534	-8.7265
Fecha(s) de quiebre	2003.02	2003.02 1988.02	2003.02 1988.02 1989.04
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia PIB (DU y DT)			
Estadístico t	-4.7094	-7.575	-8.2525
Fecha(s) de quiebre	2002.03	2002.03 1988.02	2002.03 1988.02 1991.02
Estacionariedad	no	si	si
Tendencia Total Product index (DU)			
Estadístico t	-8.1482	-12.081	-13.259
Fecha(s) de quiebre	1988.01	1988.01 2009.01	1988.01 2009.01 2003.03
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia Total Product index (DT)			
Estadístico t	-8.1482	-9.4185	-9.486
Fecha(s) de quiebre	1988.02	1988.02 1993.04	1988.02 1993.04 1991.04
Estacionariedad	si	si	si
Tendencia Total Product index (DU y DT)			
Estadístico t	-8.1604	-9.4782	-9.6117
Fecha(s) de quiebre	988.0	1988.02 1992.03	1988.02 1992.03 2009.01
Estacionariedad	si	si	si

Cuadro 7.4: Prueba Kapetanios (raíz unitaria). Variables potenciales (cont.)

SIGNIFICANCIA AL 5 POR CIENTO	UN QUIEBRE	DOS QUIEBRES	TRES QUIEBRES
Tendencia PIB (DU)			
Estadístico t	-4.4012	-6.9084	-7.7355
Fecha(s) de quiebre	1994.02	1994.02 1988.01	1994.02 1988.01 2005.03
Estacionariedad	no	si	si
Tendencia PIB (DU y DT)			
Estadístico t	-4.7094	-7.575	-8.2525
Fecha(s) de quiebre	2002.03	2002.03 1988.02	2002.03 1988.02 1991.02
Estacionariedad	no	si	si
SIGNIFICANCIA AL 10 POR CIENTO			
Tendencia PIB (DU)			
Estadístico t	-4.4012	-6.9084	-7.7355
Fecha(s) de quiebre	1994.02	1994.02 1988.01	1994.02 1988.01 2005.03
Estacionariedad	no	si	si
Tendencia PIB (DU y DT)			
Estadístico t	-4.7094	-7.575	-8.2525
Fecha(s) de quiebre	2002.03	2002.03 1988.02	2002.03 1988.02 1991.02
Estacionariedad	no	si	si

Cuadro 7.5: Selección de orden de VAR

Retardos	Log verosimilitud	AIC	BIC	HQIC
1	615.98472	-12.407851	-12.196834	-12.322499
2	625.79612	-12.526451*	-12.209925*	-12.398423*
3	625.97834	-12.448537	-12.026502	-12.277833
4	626.46024	-12.37674	-11.849195	-12.163359
5	628.0353	-12.327251	-11.694198	-12.071194
6	630.72947	-12.300601	-11.562039	-12.001868
7	631.82831	-12.241394	-11.397323	-11.899985
8	637.28152	-12.271051	-11.321471	-11.886966

Cuadro 7.6: Estimación de ciclo de informalidad. VAR (ecuación 1)

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
$CI_{t-1}$	0.666	0.097	6.863	(< 0.01)
$CI_{t-2}$	-0.002	0.059	-0.041	(0.9677)
$CY_{t-1}$	-0.419	0.067	-6.27	(< 0.01)
$CY_{t-2}$	0.111	0.084	1.321	(0.1894)
$CIPI_t^{<EEUU>}$	0.077	0.038	2.027	(0.0454)
$R^2$	0.768	$R^2$ corregido	0.758	
$F(5, 99)$	65.399	Valor p (de F)	(< 0.01)	

Cuadro 7.7: Estimación de ciclo de PIB. Modelo VAR (ecuación 2)

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico $t$	Valor p
$CI_{t-1}$	-0.031	0.095	-0.323	(0.7468)
$CI_{t-2}$	-0.003	0.0763	-0.041	(0.9678)
$CY_{t-1}$	1.125	0.18	6.26	(< 0.01)
$CY_{t-2}$	-0.456	0.186	-2.448	(0.0161)
$CIPI_t^{<EEUU>}$	0.137	0.0568	2.405	(0.0180)
$R^2$	0.792	$R^2$ corregido	0.784	
$F(5, 99)$	75.482	Valor p (de $F$ )	(< 0.01)	