

# **DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DEL SUICIDIO EN URUGUAY: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE SERIES TEMPORALES**

**Noviembre de 2010**

Trabajo de investigación monográfica  
presentado ante la Facultad de Ciencias  
Económicas y de Administración de la  
Universidad de la República, para  
obtener el título de Licenciado en  
Economía. Plan 1990.

Agustina Brugger Methol

Lucía Merello Sáder

Orientadores: Ec. Patricia Triunfo

Ec. Máximo Rossi

**Agradecemos a todos los que colaboraron y nos brindaron apoyo en la realización de este trabajo. En especial a Fernando Borraz.**

# **DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DEL SUICIDIO EN URUGUAY: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE SERIES TEMPORALES**

## **RESUMEN**

El suicidio es una de las principales causas de muerte evitable a nivel mundial, registrándose en los últimos años una tendencia al desplazamiento de las tasas más elevadas desde los ancianos hacia los individuos más jóvenes. La literatura indica que este fenómeno se ve influenciado por factores biológico-genéticos, psicológicos, sociológicos y económicos. En este trabajo se analiza la vinculación entre el suicidio y las condiciones socioeconómicas de Uruguay entre 1900 y 2007. Éstas se aproximan a través del PIB real, el índice de Gini, la esperanza de vida al nacer y los alumnos matriculados en educación primaria. El análisis empírico se realiza a través de técnicas de cointegración y vectores autorregresivos con mecanismos de corrección de error (VECM). Se encuentra una relación de equilibrio estable y positiva en el largo plazo entre el suicidio y el PIB real. En el corto plazo, únicamente se identifica una influencia positiva de la esperanza de vida sobre el suicidio. Los resultados sugieren la implementación de políticas de gasto en salud mental así como acciones preventivas en ambientes educativos. A su vez, confirman la necesidad de que la misma sea incorporada al sistema de salud uruguayo.

## 1. INTRODUCCIÓN

Según la Organización Mundial de la Salud cada año mueren aproximadamente un millón de personas por suicidio, una por minuto, verificándose a su vez un intento de suicidio cada tres segundos. Para el 2020 las víctimas podrían ascender a 1,5 millones de personas (OMS, 2004). Esto indica que mueren más personas por suicidio que en los diversos conflictos armados en todo el mundo y, en muchos países, más que en los accidentes de tráfico (OMS, 1999).

Las tasas de suicidio aumentaron a escala global en un 60% durante los últimos 45 años, convirtiéndose en una de las tres principales causas evitables de muerte en ambos sexos. Asimismo, en muchos países las tasas más elevadas se han desplazado de los ancianos a las personas más jóvenes, convirtiéndose en muchos casos en la segunda causa de muerte entre los individuos de 10 a 24 años<sup>1</sup>.

A pesar de que es importante tener cuidado a la hora de realizar comparaciones internacionales, debido a la existencia de irregularidades en el proceso de recolección de datos que puede verse afectado hasta por factores culturales, religiosos o legales, destaca la heterogeneidad de las cifras de suicidio entre los distintos países o regiones (OPS, 2010). Así, por ejemplo, en América Latina la tasa de suicidio anual corregida por edad fue de 7,4 cada cien mil habitantes en el período 2000-2004, con extremos como Brasil con 5,3 y Uruguay con 13,6 (OPS, 2010). En la Unión Europea dicha tasa va desde 3,6 en Grecia a 44 en Lituania, registrándose aproximadamente 58.000

---

<sup>1</sup> Ver [http://www.who.int/mental\\_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/)

suicidios al año, cifra que supera las muertes provocadas por los accidentes de tráfico, homicidios o VIH/SIDA (CCE, 2005).

En Uruguay, país con una de las mayores tasas de suicidio en América Latina, se observa un período de estabilidad entre 1961 y 1990 de aproximadamente 10 suicidios cada cien mil habitantes, incrementándose considerablemente entre 1991 y 2005, período en que el promedio anual alcanzó aproximadamente 15 suicidios cada cien mil habitantes. Comparando los promedios de ambos períodos se observa un incremento de casi un 40%. Asimismo, en los últimos años se evidenció un aumento de la mortalidad por “causas externas”<sup>2</sup> siendo el suicidio superior a los accidentes de tránsito para casi todos los grupos de edad (MSP, 2007).

Desde el punto de vista económico, las enfermedades mentales generan costos debido a las pérdidas de productividad que provocan y a las cargas suplementarias que entrañan para los sistemas sanitarios, sociales, educativos y judiciales. La Unión Europea, por ejemplo, estima que dichos costos representan entre un 3 y un 4 % de su producto interior bruto (CCE, 2005).

Desde el punto de vista de las políticas públicas, por ser el comportamiento suicida un fenómeno multicausal, el diseño de políticas efectivas y abarcativas constituye un gran desafío. Las causas principales van desde factores personales (pérdida de seres queridos; ruptura de relaciones; problemas jurídicos, laborales o económicos; problemas de salud mental; enfermedades orgánicas; dolor discapacitante), factores familiares (antecedentes de suicidio; abuso de alcohol y estupefacientes;

---

<sup>2</sup> Dentro de las distintas causas de mortalidad y morbilidad, en la categoría “causas externas” encontramos a los accidentes de transporte, otros accidentes, suicidios y homicidios.

maltratos en la infancia), hasta características de la sociedad donde el individuo está inserto (crisis económicas; desempleo; distribución del ingreso; niveles de pobreza; niveles de criminalidad; pandemias; eventos naturales; etc.) (OMS, 2004).

Entre las acciones para reducir el riesgo de suicidio, la Unión Europea por ejemplo, ha promovido desde el año 2005 la incorporación de la salud mental en las políticas comunitarias, sensibilizando sobre todos sus aspectos y creando un marco paneuropeo de cooperación e intercambio de buenas prácticas. Así se llega al Pacto Europeo por la Salud y el Bienestar Mental, donde se fijan como prioridades: prevenir la depresión y el suicidio; la salud mental de los jóvenes y educación; la salud mental en el trabajo; la salud mental de las personas mayores y la lucha contra la estigmatización y la exclusión social (CCE, 2005).

Dado que en Uruguay la tasa de suicidios ha aumentado en los últimos años, que no existen antecedentes desde el punto de vista de economía de la salud y que se está en un proceso de reforma en el sistema sanitario uruguayo, se pretende abordar el desafío de analizar el suicidio como un problema de salud pública muy importante y en gran medida prevenible.

A estos efectos, se realiza un análisis de series temporales para el suicidio a nivel agregado en el Uruguay durante el período 1900-2007, con el objetivo de verificar la existencia de alguna relación de largo plazo entre éste y variables que reflejen las condiciones socioeconómicas del país (PIB real cada cien mil habitantes, índice de Gini, esperanza de vida al nacer, alumnos matriculados en educación primaria pública y privada en relación a la población en edad escolar).

En el siguiente capítulo se presenta una descripción de los antecedentes teóricos nacionales e internacionales de teorías del suicidio a nivel sociológico, psicológico y económico, así como antecedentes de trabajos empíricos que abordan la problemática. En el capítulo tres se presenta una descripción de los datos utilizados. En el capítulo cuatro se expone la metodología de trabajo y la estrategia empírica seguida. En el capítulo cinco se analizan los resultados encontrados. Finalmente, en el capítulo seis se presentan las principales conclusiones sugiriendo las acciones prioritarias que a nuestro juicio deberían ser tomadas en cuenta a la hora de diseñar políticas económicas que involucren la problemática del suicidio.

## **2. ANTECEDENTES**

### **2.1. Antecedentes teóricos**

Por tratarse de un fenómeno multicausal, el suicidio ha sido estudiado desde diversos enfoques como ser biológico-genético, epidemiológico, psicológico, sociológico y económico.

Desde el punto de vista biológico-genético se ha analizado la existencia de cuestiones genéticas que predispongan al suicidio, así como trastornos psiquiátricos o mentales que eventualmente pueden conducir a la autoeliminación (Rodríguez et al, 1990; López et al, 1993; Villalobos, 2009).

Las investigaciones de tipo epidemiológico, además de sistematizar las cifras por países o regiones, se han enfocado en los patrones por género y edad, métodos más comúnmente utilizados, causas o motivos más frecuentes de suicidio (López et al, 1993).

Desde la psicología se ha intentado explicar las causas de orden psicológico influyentes en el suicidio: enfermedades o crisis psicológicas, trastornos de la personalidad o conflictos emocionales. La literatura indica que entre los autores más reconocidos se encuentran Freud, Horney, Hendin, Jung, Adler, Menninger, Weiner. (Rodríguez et al, 1990; López et al, 1993; Villalobos, 2009). Éstos han asociado al suicidio con el instinto y la fantasía de muerte, la modificación de la conducta del objeto amado, distorsiones en el desarrollo del “yo”, personalidades dependientes, egocéntricas o con sentimientos de inferioridad.

Por su parte, los enfoques sociológicos se han centrado en el vínculo de los individuos con la sociedad y cómo éste puede influir en la decisión de cometer suicidio. El principal autor en este campo es Durkheim (1995), quien postula que el suicidio es un fenómeno influenciado por dos factores: la integración y la regulación social. El primero determina en qué medida los integrantes de una sociedad interactúan unos con otros, tienen creencias compartidas y objetivos comunes; mientras que el nivel de regulación social mide el grado de control que una sociedad tiene sobre sus individuos. Para vivir en sociedad se requiere de control social, de normas y valores que la estructura social determina. Son los propios individuos los que contribuyen a la formación de las normas sociales que deben respetar. Se produce por tanto una interacción desde el individuo hacia la sociedad y desde la sociedad hacia el individuo. Desde esta óptica, la frecuencia de suicidios varía al tiempo que lo hace el nivel de integración social y los suicidios se explican por la relación entre el individuo y la sociedad. Se distinguen cuatro categorías de suicidio, dependiendo del tipo de relación individuo-sociedad y sociedad-individuo. (Durkheim, 1995; Rodríguez et al, 1990; López et al, 1993; Villalobos, 2009)

- i) El suicidio egoísta, en el que predomina la individualidad en la relación de la persona con la sociedad. El sujeto no se adapta a las normas sociales a las que está sometido, lo que hace que éste se aísle de su comunidad desvinculándose socialmente y alejándose de sus grupos de pertenencia. El nivel de integración social es prácticamente nulo.
- ii) El suicidio altruista por el contrario, ocurre en situaciones de excesiva integración social. El individuo pierde su individualidad, entendiendo que su muerte traerá beneficios al grupo social al que pertenece.

- iii) El suicidio anómico suele aparecer en épocas de revolución social. La anomia es un estado en el cual hay una débil regulación social debido a la ocurrencia de cambios trascendentes en la situación social y/o económica. Los valores que imperaban hasta entonces dejan de regir, mientras que las nuevas normas todavía no están del todo consolidadas.
- iv) El suicidio fatalista, que se caracteriza por una fuerte reglamentación en la vida de la persona y, al no percibir posibilidades de cambio, ésta encuentra en el suicidio la forma de “liberarse” de tal situación.

En todos los casos interviene la manera en que están asociados los individuos (integración y regulación social), y ciertos acontecimientos transitorios que alteran el normal funcionamiento de la vida colectiva como las crisis nacionales, económicas, políticas, de valores religiosos, etc.

Otros autores que han seguido un enfoque sociológico relacionan al suicidio con los cambios de estatus, la movilidad social y los conflictos de roles (Gibbs y Martin, 1958; Porterfield y Gibbs, 1960; Rodríguez et al, 1990; López et al, 1993; Villalobos, 2009). Concluyen que los cambios bruscos de estatus, la movilidad social descendente y la conflictividad de roles y estatus en los individuos de una sociedad pueden ser sucesos precipitantes del suicidio.

Finalmente desde el punto de vista económico Hamermesh y Soss (1974) plantearon los primeros desarrollos teóricos, encontrando que la tasa de suicidios aumenta con la edad y está inversamente relacionada con el ingreso permanente. A partir de la maximización de la función de utilidad para un individuo promedio, que depende positivamente del consumo -el que a su vez depende negativamente de la edad

y positivamente del ingreso permanente- y negativamente del costo que le significa permanecer con vida en algún nivel mínimo de subsistencia, determinan el valor presente de la expectativa de vida útil para un individuo a una edad determinada.

Dichos autores asumen que un individuo se suicida cuando la utilidad total descontada de su vida restante es cero, punto máximo a partir del cual permanecer con vida le generaría desutilidad por tratarse de una función decreciente con la edad.

Por lo tanto, la tasa de suicidios es una función negativa del valor presente de la expectativa de vida útil, el que depende negativamente de la edad y positivamente del ingreso permanente.

Por su parte, Grossman (1972) propone un modelo para la demanda del bien salud según el cual el stock de salud determina la cantidad total de tiempo que el individuo puede destinar a la producción de dinero y de bienes básicos. La salud es vista como un stock durable de capital que genera como producto “tiempo saludable”. Se asume que los individuos cuentan con un stock inicial de salud que se deprecia con la edad y que puede ser incrementado a través de “inversiones”. El nivel de salud depende, entre otras cosas, de los recursos que se destinen a su producción y la muerte ocurre cuando el stock de salud cae por debajo de determinado nivel. Bajo esta teoría, el precio sombra de la salud crece con la edad ya que la tasa de depreciación del stock de salud aumenta con el transcurso de los años, y decrece con la educación si los individuos más educados son productores más eficientes de salud.

En este modelo la duración de la vida no es fija sino que precisamente se trata de una variable endógena que depende del stock de salud que maximice la utilidad, sujeto a ciertas restricciones de producción y de recursos.

## **2.2. Antecedentes empíricos**

### **2.2.1. Principales resultados internacionales**

Desde el punto de vista empírico los mayores aportes de la literatura se encuentran en la sociología, con trabajos que se han centrado en los efectos de la integración social medida a través de las tasas de matrimonios y divorcios, las tasas de fertilidad y nacimientos, el consumo de alcohol y drogas, entre otros (Durkheim, 1995; Neumayer, 2003; Qin et al 2003; Gunnell et al 2003).

Por otra parte, desde la psicología se ha buscado comprender las circunstancias y factores que determinan que un individuo se suicide.

No fue sino hasta la aparición del modelo de Hamermesh y Soss en 1974 que el fenómeno se comenzó a estudiar desde una perspectiva económica, con trabajos basados tanto en datos individuales como agregados.

Dado el enfoque seguido por este trabajo, a continuación se hace una revisión de las investigaciones que han utilizado datos de series temporales a nivel agregado por país.

Hamermesh y Soss (1974) realizan una aproximación empírica a su teoría expuesta precedentemente, mediante un análisis de las tasas de suicidio masculinas de Estados Unidos para diferentes grupos de edad entre 1947 y 1967. Los resultados muestran que las tasas de suicidio se relacionan negativamente con el ingreso permanente excepto para los más jóvenes, lo que podría explicarse por la decisión de invertir en educación y posponer el consumo. A su vez, al considerar la tasa de desempleo encuentran una relación positiva y creciente con la edad de los trabajadores, entendiendo que ante un aumento del mismo los individuos revisan a la baja sus expectativas de ingresos futuros.

Yang (1992) integra el enfoque sociológico al económico y realiza un análisis de series temporales para las tasas de suicidio de Estados Unidos por sexo y raza, durante el período 1940-1984. Como variables económicas considera el producto nacional bruto corriente y rezagado un período y el desempleo; como variables sociológicas la tasa de divorcios, la participación femenina en la fuerza de trabajo, y la proporción de población católica. Asimismo, por el período considerado especifica una variable binaria para controlar por los posibles efectos de la Segunda Guerra Mundial, tomando valor uno entre 1942 y 1945. Los resultados muestran que las tasas de suicidio masculinas disminuyen con el crecimiento económico pero no así las femeninas. La tasa de participación de la fuerza de trabajo femenina tiene un impacto beneficioso sobre las tasas de suicidio de las mujeres. Por su parte, la tasa de desempleo tiene un fuerte impacto perjudicial sólo para las hombres de raza blanca; mientras que la tasa de divorcios es la única variable que muestra un impacto fuerte y consistente para todos los grupos considerados -aunque mayor para las mujeres-. Finalmente, la pertenencia a la Iglesia Católica muestra una asociación positiva con las tasas de suicidio. El autor

sugiere que dada la complejidad de la problemática del suicidio, una mejor alternativa para estudiar la tasa de suicidio para la sociedad en su conjunto podría ser mediante un sistema de ecuaciones simultáneas.

Gunell et al (2003), se centran en los factores sociales, de salud y económicos asociados con los cambios en los patrones de suicidio ocurridos en Inglaterra y Gales entre 1950 y 1998. Realizan un análisis de series temporales con datos del suicidio por sexo y edad y considerando distintas variables económicas y sociales como desempleo, porcentaje de la fuerza de trabajo femenina en el total, divorcios y matrimonios, nacimientos, ingreso promedio, PIB *per cápita*, desigualdad de ingresos (Índice de Gini), religiosidad, y variables relacionadas con la salud (alcoholismo, prescripción de antidepresivos y drogadicción, entre otros). Entre 1950 y 1998 se producen cambios desfavorables en muchos de los factores de riesgo de suicidio: aumentan los divorcios, el desempleo y el abuso de sustancias, y disminuyen los nacimientos y los matrimonios. Asimismo, mientras que la situación económica mejora, la desigualdad aumenta. Los factores más fuertemente asociados con el incremento en el suicidio de los hombres jóvenes son el aumento de los divorcios, la disminución de los matrimonios y la desigualdad de ingresos. Sin embargo, estos cambios tienen poco efecto en los suicidios de las mujeres de ese mismo rango etario. En los individuos más viejos, la caída de la tasa de suicidio se asocia con aumentos en el PIB, con el tamaño de la fuerza de trabajo femenina, con los matrimonios y con la prescripción de antidepresivos.

Moyano y Barría (2006) examinan el suicidio en Chile entre 1981 y 2003 desde una perspectiva psicosocial y económica. Utilizando series temporales, encuentran una correlación positiva entre las tasas de suicidio y el PIB, argumentando que el

crecimiento económico no viene acompañado de una mejora en las condiciones de salud mental de la población. Por el contrario, observan desigualdad tanto a nivel económico como a nivel de salud, precarización de las condiciones de trabajo (informalidad, horas extra, jornadas extensas), desconfianza entre los individuos y debilitamiento de los vínculos sociales. Como hipótesis explicativa del incremento experimentado por las tasas de suicidio en Chile sugieren el crecimiento económico globalizado, que condujo según los autores a un mercado laboral altamente exigente e inestable, a una desvalorización de las redes sociales y de los grupos de apoyo, al aumento de la longevidad en muchos casos acompañado de mayor exposición a enfermedades crónicas y soledad. Este tipo de sucesos aumentan la probabilidad de caer en depresión y de cometer suicidio. Según los autores, a la decisión de suicidarse preceden cuestiones de origen social y concluyen que el incremento del suicidio es consecuencia de una sucesión de procesos psicosociales.

Pandey y Kaur (2009) examinan la tendencia y los determinantes de las muertes por suicidio en India a través de un análisis de series de tiempo con datos del período 1967-2006, a efectos de determinar la relación entre la tasa de suicidios y ciertas variables demográficas y económicas. Utilizan un modelo de rezagos distribuidos autorregresivos (*ARDL model*) y encuentran que la inflación, el PIB real *per cápita* y el crecimiento industrial aumentan la incidencia de los suicidios mientras que el mayor ingreso *per cápita* de los hogares contribuye a reducir las muertes por suicidio en India.

Altinanahtar et al (2009) analizan los determinantes del suicidio en Turquía usando datos de series temporales para el período 1974-2007. Como hipótesis consideran que los suicidios están relacionados con algunos factores económicos y

sociales, existiendo una relación dinámica entre ellos. A través de un enfoque ARDL obtienen las elasticidades de corto y largo plazo del suicidio respecto al ingreso real *per cápita*, a la tasa de divorcios, a la urbanización y a la liquidación de empresas. Dichos autores encuentran un importante efecto adverso de la urbanización sobre el suicidio, un impacto negativo de los divorcios y subrayan la necesidad de reducir la pobreza para contribuir a la disminución del suicidio. En relación a la liquidación de empresas, aunque también tiene un impacto adverso, es difícil atribuir causalidad por estar estrechamente vinculado a las fluctuaciones económicas.

### **2.2.2. Estudios a nivel nacional**

A pesar de que los antecedentes que existen para Uruguay abordan el suicidio desde una perspectiva fundamentalmente epidemiológica, es importante resaltar las consideraciones socioeconómicas del fenómeno realizadas en los trabajos de Dajas (1990 y 2001), Robertt (1997), Lucero (1998), Vignolo (2004 y 2009) y Larrobla y Pouy (2007).

Dajas (1990) realiza un estudio epidemiológico de los suicidios en Uruguay a efectos de determinar el perfil suicida y ayudar a su prevención. Las cifras anuales de suicidios e intentos de autoeliminación (IAE) se obtienen de los anuarios estadísticos de la Dirección de Estadísticas y Censos. Las desagregaciones por sexo, edad, medio y eventual motivo son proporcionadas por las Jefaturas de Policía de cada Departamento y relevadas de los partes policiales diarios de las seccionales policiales de Montevideo y del interior del país. Los datos de suicidio de acuerdo a los certificados de defunción distribuidos por departamento son proporcionados por la Dirección de Estadísticas del

MSP. Las tasas regionales o zonales se obtienen a partir de las poblaciones de las seccionales policiales obtenidas por comparación con las correspondientes secciones censales proporcionadas por la Dirección de Estadísticas y Censos. A efectos de la comparación internacional la información se extrae del Anuario Demográfico de las Naciones Unidas. El trabajo muestra que Uruguay se ubica entre los primeros puestos dentro de los países no industrializados, con tasas de suicidio mayores entre los hombres en la séptima y octava décadas de vida, aunque los IAE ocurren con más frecuencia entre las mujeres jóvenes. Asimismo, dicho autor encuentra que en Montevideo el suicidio no se correlaciona con las grandes áreas socioeconómicas de la ciudad, aunque se observa una tasa mayor en la zona central de la capital, pero no correlacionada con los indicadores demográficos utilizados (tasa de desocupación, tipo medio de vivienda, niveles de instrucción, estado civil). Considerando las secciones censales de Montevideo, la mayor tasa de suicidio se encuentra en el área cuya distribución de estratos sociales es más uniforme, mientras la menor tasa en la zona con menor proporción de habitantes de altos ingresos. A su vez, para el interior del país encuentra una correlación positiva con el índice de urbanización, destacando la alta tasa entre los individuos de 15 a 24 años de ambos sexos.

Robertt (1997), desde una perspectiva sociológica estudia el comportamiento del suicidio en la sociedad uruguaya en un período de 30 años (entre 1963 a 1993), a través de las tasas agregadas recogidas por las estadísticas del MSP. Al realizar una comparación internacional de las tasas de suicidio para distintos países concluye que las tasas más altas se observan en los países con mayor desarrollo económico y social y que Uruguay se ubica entre los países con tasas medias de suicidio. A nivel nacional y haciendo énfasis en las distintas regiones y en el sexo de los individuos, observa que las

tasas más bajas se dan en la capital del país (Montevideo), hallando una “masculinización” del suicidio en el interior, mientras que en Montevideo las mujeres acompañan el movimiento ascendente de los suicidios observado en los hombres. Al realizar un análisis por edades, el autor encuentra una relación positiva sobre todo en los hombres, y una acentuada distancia entre las tasas de suicidio en las diferentes categorías de edad. Sin embargo, las mujeres presentan pocas diferencias en las tasas entre los tramos etarios contiguos. Robertt presenta un análisis tipológico a partir de una regionalización del país (capital, central, litoral, suroeste, sureste, norte y noreste), para el que considera aspectos socioeconómicos, migratorios, educacionales, de empleo y agrarios. El análisis por departamentos, regiones y grandes áreas permite obtener un mapeo del comportamiento de la tasa de suicidio, a partir de diferentes unidades de análisis. Destaca que el suicidio es menos masculino en Montevideo y en el noreste y es más masculino en el norte del país. La región de mayor suicidio en el conjunto del país es el noreste y la zona central, las zonas suroeste y sureste tienen una posición intermedia y el litoral y norte son las de menores tasas de suicidio en el total del país. Los departamentos de mayor contribución al suicidio son Rocha y San José, seguidos por los departamentos de las zonas noreste, central, sureste y suroeste. También se estudian las variaciones de la tasa de suicidio en relación a tres tipos de variables: poblacionales o demográficas, estructurales y de desorganización social, encontrando que una mayor urbanización y densidad poblacional, así como el rejuvenecimiento de la población presentan una relación negativa con las tasas de suicidio. El desarrollo de instituciones tradicionales como el matrimonio así como una mayor división del trabajo (que implique fuertes estructuras educativas, de salud y económicas) y el desarrollo de indicadores socioeconómicos (ingreso económico, desempleo y necesidades básicas insatisfechas) actúan disminuyendo las tasas de suicidio, siendo además este tipo de

variables las que resultan con mayor poder explicativo. Respecto a la desorganización social se analizan variables como la movilidad geográfica (crecimiento urbano y migración departamental neta), el divorcio, los accidentes de trabajo y la tasa de homicidio, siendo la tercera la única que presenta correlaciones significativas y estables con la tasa de suicidio. En relación a la movilidad geográfica, el autor encuentra una alta correlación entre crecimiento urbano y tasa de suicidio. Las altas tasas se presentan en los departamentos y regiones que tienen un crecimiento urbano importante y tardío, así como una rápida desruralización.

En Lucero (1998), desde un punto de vista epidemiológico, se analiza la tendencia de la tasa de mortalidad global y por suicidio en Uruguay entre 1972 y 1992. Su objetivo es ajustar un modelo desarrollado para países con elevada tasa de suicidio, vinculándolo a variables de la economía nacional (ingreso real *per cápita*, tasa de variación del ingreso real *per cápita*, desempleo, gasto del gobierno en salud pública). Sin embargo, la autora reconoce que el modelo obtenido no describe adecuadamente la relación entre el suicidio y el desempeño económico, por lo que plantea la necesidad de profundizar en la especificación de los modelos.

Dajas (2001), realiza una nueva investigación del fenómeno motivada por el gran aumento del suicidio en Uruguay durante la década del noventa, en especial sobre fines de la misma. Con datos del MSP, de la Jefatura de Policía y de los anuarios estadísticos del Instituto Nacional de Estadística (INE), observa que la tasa media pasa de 10 suicidios cada cien mil habitantes durante la década del ochenta, a 16 en el año 1998. Este incremento se verifica particularmente en hombres jóvenes (20 a 24 años) y entre los del rango de 40 a 50 años, aunque también se evidencia un aumento de las

tasas en mujeres adolescentes y maduras. La distribución regional muestra una predominancia del interior sobre Montevideo, donde de todas maneras las tasas se triplican durante la década del noventa. Al analizar la relación entre las tasas de suicidio y las de desempleo, no encuentra para los veinticinco años previos a su estudio una correlación estadísticamente significativa entre ellas.

Siguiendo con un enfoque epidemiológico, Vignolo et al (2004) en base a diversos tipos de datos (defunciones ocurridas entre 1887-2000 en Uruguay y las defunciones ocurridas en Montevideo en el año 2000) y a diversas fuentes (Facultad de Ciencias Sociales (FCS)- Universidad de la República (UdelaR), MSP, registro de partes policiales y de la morgue judicial, y fuente primaria creada a partir de entrevistas estructuradas a familiares de los fallecidos), encuentran que la tasa de suicidios durante el S. XX presenta una tendencia ascendente, siendo más pronunciada para los grupos de edad más avanzada, mayor en el interior del país que en Montevideo, y entre divorciados y viudos que entre individuos casados. Por otra parte, teniendo en cuenta las variables consideradas para Montevideo, concluyen que las tasas más elevadas se presentan en los individuos con educación terciaria; por condición de actividad en los desocupados o jubilados; por tipo de ocupación en los administradores, empresarios, profesionales, técnicos; y finalmente entre los que se declaran como no religiosos y pertenecientes a niveles socioeconómicos medios y bajos.

En base a registros médicos, Larrobla y Pouy (2007) realizan un análisis de pacientes consumidores de drogas que acudieron al Servicio de Farmacodependencia del Hospital Maciel entre julio y octubre de 2004 (95 casos), con el objetivo de identificar aquellos que realizaron algún intento de autoeliminación (IAE). En este

sentido, consideran que el consumo de drogas es un elemento que genera predisposición a tener conductas agresivas. La muestra analizada está formada por 80% de hombres de los cuales sólo el 22,4% realiza algún IAE, mientras que en el caso de las mujeres este porcentaje es de 84,2%. A su vez, encuentran que los hombres entre 20 y 29 años, diagnosticados como consumidores dependientes, desempleados y con nivel de instrucción secundaria aparecen como los más propensos a realizar un IAE; en el caso de las mujeres las más propensas resultan ser las de entre 15 y 29 años, diagnosticadas como consumo dependientes, desempleadas y con un nivel de instrucción secundaria.

Vignolo et al (2009) realizan un estudio descriptivo de las muertes por suicidio en Uruguay durante el año 2000, con el objetivo de establecer las principales características epidemiológicas del suicidio: demográficas, métodos elegidos para cometerlo, situación socioeconómica y cultural en que el fenómeno se presenta. Para ello recurren a los certificados de defunción del Ministerio de Salud Pública, a los partes policiales del Ministerio del Interior, a los oficios de la Prefectura Nacional Naval (Armada Nacional-Ministerio de Defensa Nacional) y al Libro de Actas de la Morgue Judicial. Además de las fuentes mencionadas, realizan encuestas estructuradas a los familiares o allegados directos. Se utilizan los siguientes formularios: uno con la información contenida en el Certificado de Defunción y los datos filiatorios del fallecido, datos demográficos y método de suicidio utilizado (información relevada para todo el país) y otro con información de los encuestados (familiares o allegados del suicida) y características socioculturales (información exclusiva para Montevideo). Encuentran que el suicidio alcanza en el año 2000 una tasa del 18,76 por cien mil, ocurriendo en promedio 1,7 suicidios por día, lo que representa la novena causa de muerte. Las tasas más elevadas son para el sexo masculino, entre divorciados/as y

viudos/as y el método más utilizado es el disparo por arma de fuego. Se encuentran mayores tasas en el nivel de instrucción terciaria, en desocupados y jubilados y en niveles socioeconómicos medios o bajos.

### **3. DATOS**

América Latina es uno de los continentes cuya distribución del ingreso es más desigual y se ha caracterizado en el último tiempo por un aumento de la pobreza, del desempleo, por poseer carencias a nivel de salud y educación pública y por un aumento de la marginalidad y la criminalidad.

Uruguay no es ajeno a este contexto, pero ocupa una posición de privilegio ya que posee un nivel de desarrollo social superior al de otros países de la región. Sin embargo, las condiciones socioeconómicas y culturales de nuestro país han cambiado profundamente a lo largo del último siglo, aumentando la fragmentación social, la desigualdad y exclusión social y económica. Durante la década del noventa se observa una clara manifestación de lo antedicho, identificando la CEPAL en 1997 varios factores de alarma social (el nivel desempleo abierto, la alta proporción de jóvenes que no trabajan ni estudian, la pobreza y la desigualdad) (Paternain –coordinador-, 2008). Esto genera mayores brechas entre las distintas clases sociales, lo que se traduce entre otras cosas en la aparición de distintos tipos de violencia, entre las que destacan la violencia autoinflingida –suicidio-, la interpersonal -familiar, de pareja, juvenil, sexual-, y la colectiva -social, política y económica- (Vignolo et al, 2004).

Antes de realizar una descripción de los datos utilizados, es importante reseñar brevemente el origen y la calidad de los registros en Uruguay.

Cabella y Peri (2005) sistematizan los organismos encargados del relevamiento y circulación de la información sobre estadísticas vitales (Dirección General de Registro de Estado Civil del Ministerio de Educación y Cultura (MEC), el Departamento Servicio de Información Poblacional (DSIP-MSP) del Ministerio de Salud Pública y el Poder Judicial), quienes se basan en los registros administrativos de los hechos vitales captados en actas o certificados.

En el caso que nos ocupa, un médico completa el Certificado de Defunción (emitido por el MSP), el cual es un requisito para inscribir el evento en las Oficinas del Registro de Estado Civil y obtener la Partida de Defunción. Por lo tanto, a partir del certificado médico se establece un registro jurídico del hecho vital y se ingresan los datos en los libros de registro, generándose así la información para la construcción de las estadísticas vitales. Cuando se trata de muertes accidentales o violentas la defunción es captada por la autoridad pública.

A efectos de evaluar la eficiencia de los registros, se debería considerar la cobertura, calidad (precisión), oportunidad y disponibilidad de los mismos (Cabella y Peri, 2005). En este sentido, si bien Uruguay posee un alto nivel de los registros vitales, no se han realizado estudios que aseguren que los mismos sean completos, en particular en el caso de los nacimientos, aunque no así en las defunciones. En este último caso, hay que tener en cuenta que se requiere el certificado de defunción para realizar un entierro, no siendo práctica habitual en el país los enterramientos clandestinos. Sin embargo, a pesar de que el nivel de cobertura es completo, la calidad de la información tiene problemas debido a la existencia de errores u omisiones en la especificación de las

causas que llevaron a la muerte y de las causas externas si las hay (Cabella y Peri, 2005).

En este trabajo, como se mencionó anteriormente, se pretende realizar un análisis de series temporales para determinar la existencia de alguna relación de largo plazo entre el suicidio y las condiciones socioeconómicas de Uruguay. A tales efectos, se utiliza la serie de suicidios agregados por año y como aproximación al nivel socioeconómico, en base a la disponibilidad existente, el PIB real, el índice de Gini, los alumnos matriculados en educación primaria pública y privada y la esperanza de vida al nacer.

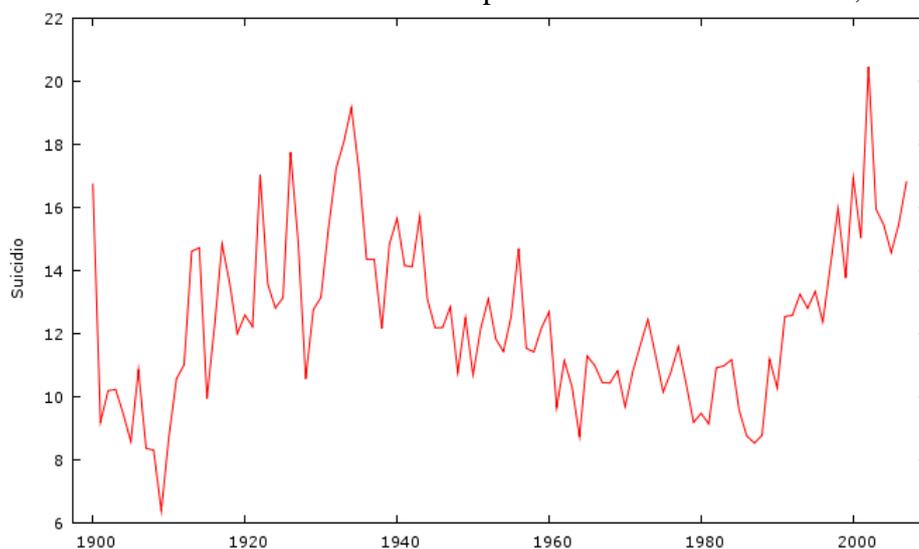
Las series de suicidio y de PIB real son expresadas en tasas por cien mil habitantes, para lo cual se escalan las series originales utilizando datos poblacionales de la siguiente manera:

- para el período 1900-1954 se considera la proyección realizada por Adela Pellegrino (Programa Población-Unidad Multidisciplinaria-FCS-UdelaR) de la población anual residente en Uruguay para ambos sexos.
- para el período 1955-2007 se consideran las estimaciones y proyecciones de la población uruguaya de ambos sexos realizada por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) de la CEPAL.

## Suicidio

Esta serie es obtenida del INE, quien la releva de la División Estadística del MSP. Se le imputan los años sin datos (1902, 1908, 1922, 1926, 1927 y 1949) mediante el procedimiento que más adelante se detalla y se trabaja con la serie expresada en tasas por cien mil habitantes, para lo que se la divide entre la serie de población mencionada anteriormente.

Gráfico 1: Tasa de suicidio por cien mil habitantes, 1900-2007.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE, relevados de la División Estadística del MSP.

En el año 1909 se observa la tasa más baja, de 6,38, y a partir de dicho año aumenta hasta alcanzar 19,15 en 1934. Luego, hasta finales de la década del 80, la evolución de la serie disminuye levemente, alcanzando 8,53 en 1987. Durante la década de los 90 y hasta el 2002 muestra una tendencia ascendente, alcanzando su máximo de 20,44 en el año 2002.

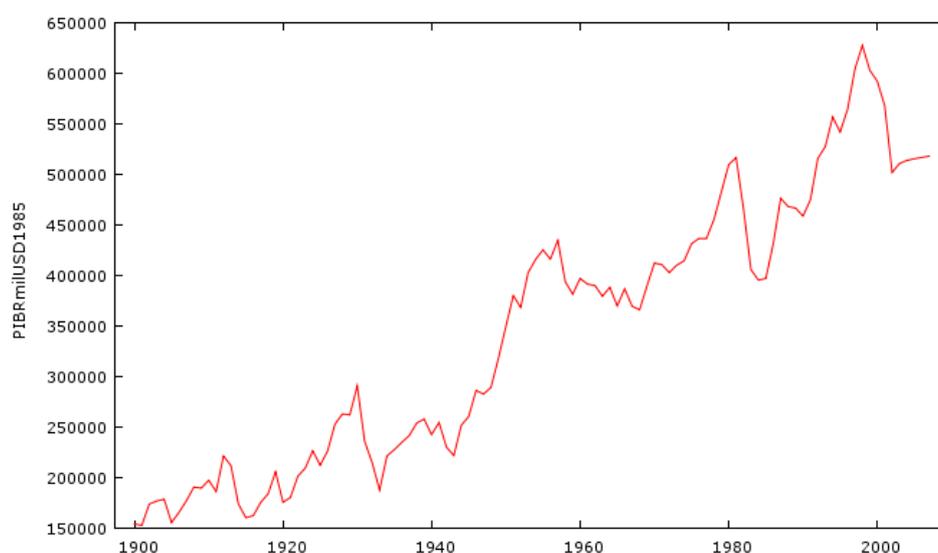
Actualmente se evidencia un aumento general de las muertes por causas externas (accidentes de tránsito, suicidios, homicidios), siendo el suicidio superior a los

accidentes de tránsito para casi todos los grupos de edad. Por ejemplo, en el año 2006, se producen cada cien mil habitantes 6,1 homicidios, 13,2 accidentes de transporte y 16,7 suicidios (Paternain –coordinador-, 2008). A su vez, tres de cada cuatro suicidas son hombres, dos de cada tres suicidios ocurren en el interior del país, y aumenta la prevalencia de este tipo de muerte en los jóvenes entre 20 y 24 años, destacándose que cada cinco muertes ocurridas entre los individuos de 15 a 29 años una de ellas es por suicidio (MSP, 2007).

### **PIB real**

La serie del PIB real desde 1900 hasta 2003 es elaborada por el Banco de Datos del Programa de Historia Económica y Social de la Unidad Multidisciplinaria de la FCS-UdelaR. De 2004 a 2007 se actualiza mediante la predicción de los valores. Para expresarlo en tasas por cien mil habitantes se utiliza la serie de población descripta anteriormente.

Gráfico 2: Producto Interno Bruto real cada cien mil habitantes, 1900-2007.

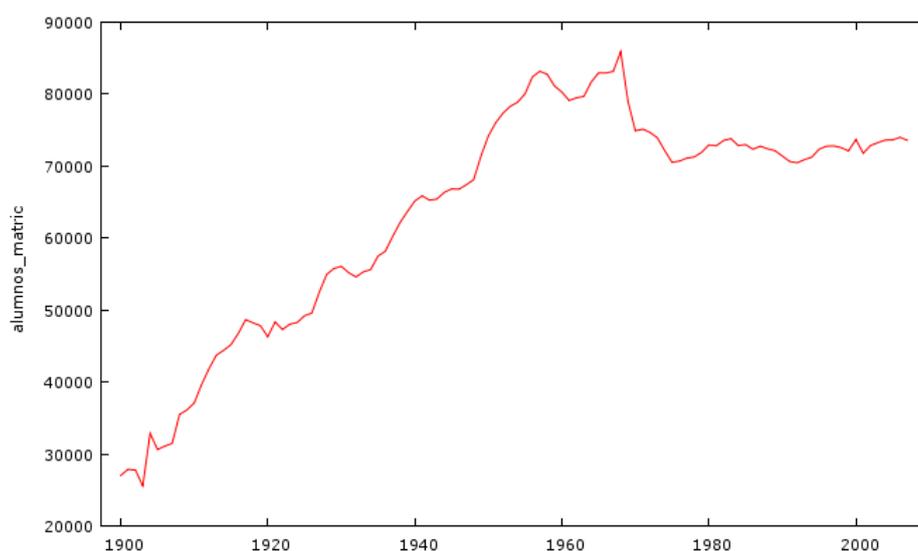


Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco de Datos del Programa de Historia Económica y Social de la Unidad Multidisciplinaria de la FCS.

## Alumnos matriculados

Los datos de alumnos matriculados corresponden a los estudiantes de educación primaria pública y privada. La serie es construida por el INE a partir de los datos del MEC, la misma presenta observaciones faltantes para los años 1960, 1961, 1962 y 1963, que son predichas e imputadas con el procedimiento que más adelante se detalla.

Gráfico 3: Alumnos matriculados en educación primara pública y privada sobre población en edad escolar, 1900-2007.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

Asimismo, dicha serie es expresada en relación a la población en edad escolar (6 a 14 años), con el objetivo de recoger la estructura demográfica de la población. Esta última se construye a partir de las proyecciones de Adela Pellegrino y del CELADE de la siguiente manera:

- desde el año 1900 hasta el 1961 se utilizan las proyecciones de población quinquenales de Adela Pellegrino (Programa Población-Unidad

Multidisciplinaria-FCS-UdelaR), las que originalmente van desde 1887 hasta 1962. A efectos de obtener datos anuales, se consideran tasas de crecimiento lineal inter quinquenio. Asimismo, la serie original considera tramos quinquenales de edad (0 a 4 años, 5 a 9, 10 a 14, etc.), por lo que para obtener el rango objetivo de 6 a 14 años se consideran cuatro quintos del tramo 5 a 9 años, bajo el supuesto de que todas las cohortes son iguales. A ello se le suma el rango de 10 a 14 años.

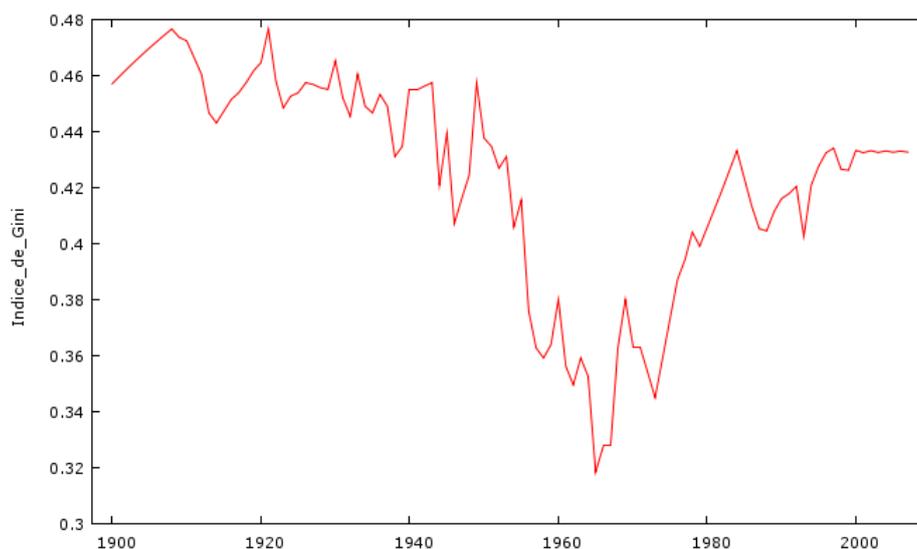
- Desde 1962 hasta 2007 se consideran las proyecciones de población del CELADE, que originalmente abarcan el período 1950-2050 y están expresadas por quinquenio y por grupos quinquenales de edad. Para anualizar la serie y para obtener el rango de 6 a 14 años se trabaja bajo los mismos supuestos utilizados en la serie de Adela Pellegrino.

Finalmente, se empalman ambas series en 1961-1962 por considerar que se minimiza la discontinuidad entre las mismas.

### **Índice de Gini**

Éste indicador mide el grado de desigualdad en los ingresos de una sociedad, tomando valores de entre cero y uno. Cuanto mayor sea dicho índice mayor será la desigualdad. La serie del Índice de Gini desde 1900 hasta 2000 es elaborada por el Programa de Historia Económica y Social de la Unidad Multidisciplinaria de la FCS-UdelaR, mientras que de 2001 a 2007 se actualiza mediante la predicción e imputación de los valores.

Gráfico 4: Índice de Gini, 1900-2007.

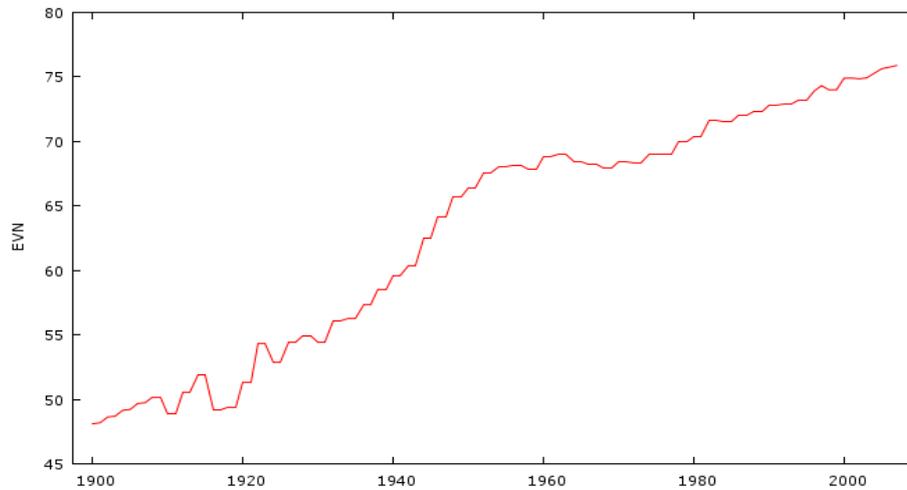


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Unidad Multidisciplinaria de la FCS.

### **Esperanza de vida al nacer (EVN)**

Los datos de la EVN desde 1908 a 1996 se obtienen de la estimación realizada por Américo Migliónico para el MSP. Por no disponer de información, de 1997 a 2007 se aplican las proyecciones del INE. Los años que van desde 1900 a 1907 inclusive se predicen e imputan, por no disponer de datos para ese período. El empalme de la serie de Migliónico con la del INE es consistente ya que el INE toma datos reales de los años censales y los años intermedios son proyectados. La serie de Migliónico termina en 1996 también con datos reales del censo realizado en ese año.

Gráfico 5: Esperanza de vida al nacer, 1900-2007.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del MSP e INE.

A continuación se presentan los estadísticos descriptivos de las series utilizadas:

Cuadro 1: estadísticos descriptivos principales, series 1900-2007					
Serie	media	mediana	mínimo	máximo	desviación típica
Tasa de suicidios por cien mil habitantes	12,433	12,186	6,3823	20,445	2,6441
PIB real cada cien mil habitantes	344000	370000	153000	627000	133000
Alumnos matriculados en educación primaria pública y privada sobre la población en edad escolar	63509,3	70949,2	25579,1	85835,8	15635,2
Índice de Gini	0,42402	0,4325	0,31842	0,47644	0,038435
Esperanza de vida al nacer	63,123	67,645	48,11	75,85	9,1212

## 4. METODOLOGÍA

En este trabajo se realiza un análisis de series temporales, estudiándose la existencia de relaciones de cointegración entre las variables consideradas.

La mayoría de las series de datos económicos suele caracterizarse por ser no estacionarias en niveles. El trabajar con variables no estacionarias en niveles invalida los supuestos de los procedimientos habituales de estimación y, por lo tanto, los resultados a los que se arriba con ellos. Si bien esto en la mayoría de los casos se puede superar mediante transformaciones que vuelvan estacionarias a las series, ello puede hacer que se pierda información de las variables en niveles, que es en lo que frecuentemente se centra el interés.

Si dos o más series son no estacionarias, pero existe alguna combinación lineal entre ellas que sí lo sea, entonces se dice que las series están cointegradas. Desde el punto de vista estadístico, la importancia del concepto de cointegración estriba en que, cuando las variables no estacionarias que se consideran en la regresión están cointegradas, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presenta buenas propiedades.

Desde el punto de vista económico, una relación de cointegración implica la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo que liga la evolución de las variables individuales, aunque éstas puedan diferir del equilibrio en el corto plazo debido a shocks que perturban temporalmente la relación. Pero puede esperarse que ciertos mecanismos estabilizadores actúen para restaurar el equilibrio.

Para estudiar la existencia de relaciones de cointegración se utiliza el procedimiento de Johansen, y Johansen y Juselius, basado en la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas.

Dicho procedimiento permite estimar mediante máxima verosimilitud todos los vectores de cointegración que existan, basándose en la representación de un modelo VAR (vector autorregresivo) no restringido de orden  $k$  compuesto por  $n$  variables, bajo la forma de un modelo de vectores de corrección del error (VECM) (Harris, 1995).

#### **4.1. Estrategia empírica**

Para la modelización univariante se sigue el procedimiento estándar para la construcción de modelos econométricos ARIMA. En primer lugar, se realiza un análisis gráfico de cada serie y su respectivo correlograma. En función de este análisis se proponen posibles identificaciones del proceso generador de datos de la serie. Luego se estiman estos modelos y se seleccionan, de aquellos cuyos residuos están incorrelacionados, el que resulta con mayor cantidad de parámetros significativos y cumple con las condiciones de estacionariedad e invertibilidad.

En primer lugar, es importante destacar que en las series utilizadas hay algunos datos faltantes debido a que no existen observaciones para algunos años o a que la serie no está actualizada al año 2007. Por lo tanto, se efectúan las imputaciones de dichas observaciones. El valor imputado corresponde a la esperanza condicional estimada de cada variable con datos faltantes, sujeta a sus valores pasados o futuros según la mejor modelización ARIMA. Es decir, dado que las predicciones resultan más adecuadas

cuanto más grande sea la muestra utilizada, se trata de obtener para realizar la predicción la serie adyacente al o a los datos faltantes más larga posible. Las imputaciones se realizan estratégicamente de manera que cada predicción se base en el mayor tamaño de muestra posible. En algunos casos es necesario “acomodar” o “alterar” el orden de la serie. Por ejemplo, debido a que el software con el que se trabaja –Gretl 1.8.7- no realiza predicciones hacia atrás (es decir, de valores pasados sujetas a los valores futuros), al predecir observaciones de principios del S.XX se trabaja con la serie “dada vuelta” suponiendo que las observaciones a predecir son en realidad valores futuros y no pasados. En algunos casos se hacen predicciones de la mencionada variable a un paso, pero en otras oportunidades la predicción es de más períodos. A su vez, se opta por trabajar con cada variable separadamente, a efectos de no forzar la existencia de correlación y de relaciones de cointegración entre las variables. Por otra parte, la modelización ARIMA resulta adecuada para realizar predicciones de corto plazo.

En el Cuadro 2 se sistematizan las predicciones e imputaciones realizadas para cada variable.

Cuadro 2:		
Variable	Longitud serie	Observaciones faltantes imputadas
Casos de suicidio	1900-2007	1902, 1908, 1922, 1926, 1927, 1949
PBI real	1900-2007	2004, 2005, 2006, 2007
Alum. mat. educ. prim. púb. y priv.	1900-2007	1960, 1961, 1962, 1963
Índice de Gini	1900-2007	2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007
Esperanza de vida al nacer	1900-2007	1900, 1901, 1902, 1903, 1904, 1905, 1906, 1907

Para el tratamiento econométrico de los datos se utiliza el software Gretl 1.8.7 y el software E-Views 5.0.

Se trabaja con la transformación logarítmica de todas las variables (lsuic, lpibr, lam, lgini, levn) ya que es una transformación monótona creciente y no afecta el comportamiento de las series, pero reduce la diferencia entre los valores máximos y mínimos. Es decir, disminuye la posibilidad de que las series sean heterocedásticas al “suavizar” u homogeneizar su varianza.

Para determinar la existencia de raíces unitarias y el orden de integración de las series se utiliza el contraste de Dickey Fuller aumentado (DFA), ya que esta formulación soluciona el problema de autocorrelación de los residuos y evita por lo tanto que se afecten las propiedades asintóticas de los estadísticos.

Se considera para la realización de las pruebas DFA un máximo de quince retardos, seleccionándose la cantidad óptima según aquella que minimice el criterio de información de Akaike.

Las pruebas de Dickey Fuller se realizan en primer lugar a la transformación logarítmica de las series en niveles, comenzando por la especificación con tendencia y con constante y pasando a la especificación con constante o sin constante ni tendencia según sus coeficientes resulten estadísticamente significativos o no. En caso de no rechazarse la existencia de raíces unitarias se realiza la prueba a la serie en diferencias, hasta rechazar la hipótesis nula. Para las pruebas en diferencias se sigue la misma estrategia.

Cuadro 3: resumen de resultados test de Dickey Fuller aumentado a las series en su transformación logarítmica					
H0 = Existencia de raíz unitaria					
Serie	Incluye intercepto	Incluye tendencia	Rechazo H0	Valor del estadístico	Cantidad de rezagos
En nivel					
Logaritmo de suicidios ( <i>Isuic</i> )	no	no	no***	0,3729	3
Logaritmo del PIB real ( <i>lpbir</i> )	si	si	no***	3,47	1
Logaritmo de alumnos matriculados ( <i>lam</i> )	si	no	si***	-4,3903	1
Logaritmo del índice de Gini ( <i>lgini</i> )	no	no	no***	-0,0194	0
Logaritmo de la esperanza de vida al nacer ( <i>lev</i> )	no	no	no***	1,8262	8
En primeras diferencias					
Logaritmo de suicidios ( <i>Isuic</i> )	no	no	si***	-8,3226	2
Logaritmo del PIB real ( <i>lpbir</i> )	no	no	si***	-9,3706	0
Logaritmo del índice de Gini ( <i>lgini</i> )	no	no	si***	-11,0464	0
Logaritmo de la esperanza de vida al nacer ( <i>lev</i> )	no	no	si*	-1,7605	7

\*\*\* al 99%, \*\* al 95%, \* al 90%

Cabe destacar que estas pruebas tienen la limitación de tener baja potencia. La potencia de una prueba estadística es igual a la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando en realidad ésta no debería ser rechazada. En particular, la prueba de Dickey Fuller, no tiene la potencia suficiente como para distinguir entre un proceso con raíz unitaria y uno cuya raíz está muy próxima al círculo unitario. Por lo tanto, esta prueba indica la existencia de raíces unitarias con demasiada frecuencia, o lo que es lo mismo tiende a no rechazar la hipótesis nula. Por esta razón, sus resultados se toman de manera indicativa (Enders, 1995).

De todas maneras, tratándose de series macroeconómicas, la evidencia empírica indica que en su amplia mayoría son series integradas, es decir, presentan raíces unitarias.

Para la modelización VAR se prueban numerosas especificaciones alternativas, buscando alguna que supere las siguientes pruebas de validación:

- 1- Análisis de los correlogramas de los residuos de cada ecuación del VAR especificado, a efectos de verificar que los mismos no estén autocorrelacionados. Se descarta la autocorrelación si el estadístico de Box Pierce/Ljung Box dado por el Q-Stat para el  $i$ -ésimo rezago es menor al valor crítico dado por la  $\chi_j^2$ , siendo  $j$  igual a  $i$  menos la cantidad de coeficientes estimados.
- 2- Análisis del inverso de las raíces autorregresivas del modelo para determinar si el sistema es estable o no (*Roots of Characteristic Polynomial*). El sistema se considera estable si ninguna de las raíces del polinomio característico excede el círculo unitario.
- 3- Inspección de los correlogramas cruzados de los residuos estimados en el VAR para una cantidad específica de rezagos, a efectos de determinar que no haya una cantidad excesiva de observaciones que superan el intervalo de confianza determinado por aproximadamente dos desviaciones estándar asintóticas de las correlaciones rezagadas. (*Autocorrelations with 2 Std. Err. Bounds*). Se rechaza la ausencia de autocorrelación si el 5% o más de los bastones del correlograma caen fuera de los intervalos de confianza mencionados.

- 4- Cálculo del estadístico multivariado Q, de Box Pierce/Ljung-Box (*VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations*). No se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación residual hasta el retardo h si la probabilidad es mayor a 0,05. La prueba es válida solamente para órdenes de retardos superiores al orden del retardo del VAR.
- 5- Prueba del multiplicador de Lagrange (*Var Residual Serial Correlation LM Tests*). No se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial hasta el retardo de orden h si la probabilidad es mayor a 0,05.
- 6- Prueba de normalidad de los residuos (*VAR Residual Normality Tests*). El test de Jarque Bera no rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos si la probabilidad es mayor a 0,05.
- 7- Verificación de la homocedasticidad de los residuos mediante la prueba de White sin términos cruzados (*VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms*). La hipótesis nula de residuos homocedásticos se acepta si la probabilidad es mayor a 0,05.

Se encuentra una única especificación VAR (ver Tabla 24 Anexo econométrico) que satisface todas las pruebas recién mencionadas, para la cual se consideran dos retardos (ver Tabla 25 Anexo econométrico) ya que es el número óptimo de rezagos para la mayoría de los criterios de selección considerados. Las variables en dicha especificación VAR no son expresadas en su transformación logarítmica. Esto resulta algo sorprendente ya que esta transformación no afecta el comportamiento de las series sino que únicamente “suaviza” su varianza, pero a pesar de esto, resulta ser la especificación VAR con las series en su expresión original la que arroja los mejores resultados en las pruebas de validación. En particular, la expresión en logaritmos no

satisface en el caso de la ecuación de PIB real la prueba de autocorrelación basada en el estadístico de Box Pierce/Ljung Box dado por el Q-Stat en el correlograma de los residuos (ver Tabla 12 Anexo econométrico) para el 15avo retardo), ni tampoco el modelo en su conjunto supera la prueba de heterocedasticidad de White (ver Tabla 13 Anexo econométrico). Es decir, esta especificación presenta problemas en la matriz de varianzas y covarianzas. El número óptimo de rezagos para este VAR resulta ser uno, de acuerdo a la mayoría de los criterios de selección considerados (ver Tabla 11 Anexo econométrico).

La especificación con las variables en su expresión original en cambio, satisface todas las pruebas de validación a las que se le somete. Los errores de especificación en el primer momento poblacional –esperanza- ocasionan errores en el segundo momento poblacional –varianza- que precisamente es de los problemas que presenta la expresión en logaritmos. Ello conduce a pensar que la forma funcional considerada en un principio ( $Y_t = \beta_0 X_{1t}^{\beta_1} \cdot X_{2t}^{\beta_2} \dots X_{kt}^{\beta_k} \rightarrow \ln Y_t = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_1 \ln X_{2t} + \dots + \beta_k \ln X_{kt}$ ) no es correcta, sino que es más probable que la forma funcional de la esperanza condicional sea de tipo lineal ( $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt}$ ). Por ello es que se decide replantear el VAR considerando las variables en su expresión original.

Asimismo, se realizan nuevamente las pruebas de DFA para las variables en su expresión original (suicidio, PIB real, índice de Gini, EVN, alumnos matriculados). Los resultados se exponen a continuación:

Cuadro 4: resumen de resultados test de Dickey Fuller aumentado					
H0 = Existencia de raíz unitaria					
Serie	Incluye intercepto	Incluye tendencia	Rechazo H0	Valor del estadístico	Cantidad de rezagos
En nivel					
Suicidios ( <i>suic</i> )	no	no	no***	0,1873	3
PIB real ( <i>pbir</i> )	si	si	no***	-3,6289	1
Alumnos matriculados ( <i>am</i> )	si	no	no***	-2,8884	1
Índice de Gini ( <i>gini</i> )	no	no	no***	-0,3488	0
Esperanza de vida al nacer ( <i>ev</i> )	no	no	no***	1,6242	8
En primeras diferencias					
Suicidios ( <i>suic</i> )	no	no	si***	-8,6696	2
PIB real ( <i>pbir</i> )	no	no	si***	-8,3895	0
Alumnos matriculados ( <i>am</i> )	no	no	si***	-8,6253	0
Índice de Gini ( <i>gini</i> )	no	no	si***	-11,3419	0
Esperanza de vida al nacer ( <i>ev</i> )	no	no	si***	-1,5628	7

\*\*\* al 99%

Sobre la modelización VAR seleccionada se realiza la prueba de Johansen, la que permite verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, y se plantea el VECM en base a la relación de cointegración hallada.

## 5. RESULTADOS

La única especificación VAR que supera todas las pruebas de validación es la siguiente<sup>3</sup>:

$$\begin{aligned}suic_t = & 0,542271suic_{t-1} + 0,159344suic_{t-2} - 0,0000034pibr_{t-1} \\ & + 0,0000136pibr_{t-2} - 1,148658 + 0,0000705am_t \\ & - 0,198465evn_t + 16,98638gini_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}pibr_t = & 229,4088suic_{t-1} - 613,5698suic_{t-2} + 1,059954pibr_{t-1} \\ & - 0,267566pibr_{t-2} - 146184,9 - 0,511232am_t \\ & + 3750,893evn_t + 46890,09gini_t\end{aligned}$$

Como resultado de la aplicación de la prueba de Johansen se verifica la existencia de una relación de cointegración entre el suicidio y el PIB real, lo que económicamente puede interpretarse como una relación de equilibrio a largo plazo de la forma:

$$suic_t = 64,99962 + 0,000125 pibr_t$$

Esta relación es positiva y estadísticamente significativa al 5% (ver Tabla 34 Anexo econométrico), lo que implica que ambas variables evolucionan en el mismo sentido y que más allá de las desviaciones que puedan producirse en el corto plazo existen mecanismos que aseguran una relación de equilibrio estable en el largo plazo.

---

<sup>3</sup> Los resultados de las pruebas de validación de este VAR se exponen en el Anexo econométrico (Tablas 26 a 33).

Estos resultados son consistentes con la literatura que indica que un mayor crecimiento económico puede ir acompañado, por ejemplo, de mayores exigencias para los individuos. Presiones por una mayor productividad laboral hacen que el trabajo sea más estresante y competitivo, que los empleos sean más inestables y que se destine la mayor parte del tiempo a trabajar (Moyano y Barría, 2006). Ello, de acuerdo a la teoría sociológica de Durkheim, genera un debilitamiento de los vínculos sociales y de los grupos de pertenencia de los individuos, perjudicando el nivel de integración social, lo que, según el autor, aparece como un fenómeno de influencia negativa en el suicidio. Para Durkheim, la frecuencia de suicidios varía al tiempo que lo hace el nivel de integración social, por lo que si el crecimiento económico tiene un efecto negativo sobre éste, termina influyendo negativamente sobre los suicidios -suicidio anómico- (Durkheim, 1995).

Por otra parte, si el desarrollo económico contribuye a que las personas vivan más años pero a la vez esta mayor longevidad ocurre en soledad o en presencia de enfermedades físicas o mentales, esta situación puede constituir un incentivo a la autoeliminación (Moyano y Barría, 2006).

Asimismo, que un país crezca no significa que este crecimiento sea equitativo, pudiendo generar incluso mayores brechas entre las distintas clases sociales. Esto puede traducirse entre otras cosas en distintos tipos de violencia, entre los que puede aparecer el suicidio (Vignolo et al, 2004).

Los factores considerados brindan posibles interpretaciones de la relación de equilibrio de largo plazo encontrada. La dinámica de corto plazo se puede observar en la modelización VECM, cuyos resultados se exponen en el Cuadro 5.

Cuadro 5: Resultados de la modelización VECM							
Sample (adjusted): 1903 2007							
Included observations: 105 after adjustments							
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]							
Cointegrating Eq:		CointEq1		Cointegrating Eq:		CointEq1	
SUIC(-1)	1.000000			PIBR(-1)	1.000000		
PIBR(-1)	-0.000125 (2.9E-05) [-4.38225]			SUIC(-1)	-7.983.730 (4343.37) [-1.83814]		
C	-6.499.962 (29.5419) [-2.20025]			C	518939.4 (201298.) [ 2.57796]		
Error Correction:		D(SUIC)	D(PIBR)	Error Correction:		D(PIBR)	D(SUIC)
CointEq1	-0.116973 (0.03405) [-3.43511]	1434.273 (403.035) [ 3.55868]		CointEq1	-0.179650 (0.05048) [-3.55868]	1.47E-05 (4.3E-06) [ 3.43511]	
D(SUIC(-1))	-0.317759 (0.09704) [-3.27457]	-1.457.361 (1148.52) [-0.12689]		D(PIBR(-1))	0.264238 (0.09902) [ 2.66855]	-1.43E-05 (8.4E-06) [-1.70905]	
D(SUIC(-2))	-0.173640 (0.08917) [-1.94726]	-5.655.561 (1055.41) [-0.53586]		D(PIBR(-2))	0.077812 (0.10257) [ 0.75866]	-4.83E-06 (8.7E-06) [-0.55778]	
D(PIBR(-1))	-1.43E-05 (8.4E-06) [-1.70905]	0.264238 (0.09902) [ 2.66855]		D(SUIC(-1))	-1.457.361 (1148.52) [-0.12689]	-0.317759 (0.09704) [-3.27457]	
D(PIBR(-2))	-4.83E-06 (8.7E-06) [-0.55778]	0.077812 (0.10257) [ 0.75866]		D(SUIC(-2))	-5.655.561 (1055.41) [-0.53586]	-0.173640 (0.08917) [-1.94726]	
GINI	5.679414 (3.07062) [ 1.84960]	-63247.28 (36343.2) [-1.74028]		GINI	-63247.28 (36343.2) [-1.74028]	5.679414 (3.07062) [ 1.84960]	
EVN	-0.263177 (0.09130) [-2.88261]	3319.993 (1080.58) [ 3.07241]		EVN	3319.993 (1080.58) [ 3.07241]	-0.263177 (0.09130) [-2.88261]	
AM	5.04E-05 (3.4E-05) [ 1.47725]	-0.689645 (0.40342) [-1.70949]		AM	-0.689645 (0.40342) [-1.70949]	5.04E-05 (3.4E-05) [ 1.47725]	
R-squared	0.222007	0.150253		R-squared	0.150253	0.222007	
Adj. R-squared	0.165863	0.088931		Adj. R-squared	0.088931	0.165863	
Sum sq. resids	292.7023	4.10E+10		Sum sq. resids	4.10E+10	292.7023	
S.E. equation	1.737110	20560.03		S.E. equation	20560.03	1.737110	
F-statistic	3.954246	2.450223		F-statistic	2.450223	3.954246	
Log likelihood	-2.028.113	-1.187.594		Log likelihood	-1.187.594	-2.028.113	
Akaike AIC	4.015454	22.77322		Akaike AIC	22.77322	4.015454	
Schwarz SC	4.217660	22.97542		Schwarz SC	22.97542	4.217660	
Mean dependent	0.062998	3272.734		Mean dependent	3272.734	0.062998	
S.D. dependent	1.901991	21540.11		S.D. dependent	21540.11	1.901991	
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.26E+09		Determinant resid covariance (dof adj.)		1.26E+09	
Determinant resid covariance		1.07E+09		Determinant resid covariance		1.07E+09	
Log likelihood		-1.389.699		Log likelihood		-1.389.699	
Akaike information criterion		26.83236		Akaike information criterion		26.83236	
Schwarz criterion		27.31260		Schwarz criterion		27.31260	

Nota: la letra D indica la primera diferencia de las variables

$$\begin{aligned}
Dsuic_t = & -0,116973 (suic_{t-1} - 0,000125 pibr_{t-1} - 64,99962) \\
& - 0,31776 Dsuic_{t-1} - 0,17364 Dsuic_{t-2} - 0,0000143 Dpibr_{t-1} \\
& - 0,00000483 Dpibr_{t-2} + 5,679414 gini_t \\
& - 0,26317 evn_t + 0,0000504 am_t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Dpibr_t = & -0,17965 (pibr_{t-1} - 7983,73 suic_{t-1} + 518939,4) \\
& + 0,264238 Dpibr_{t-1} + 0,077812 Dpibr_{t-2} - 145,7361 Dsuic_{t-1} \\
& - 565,5561 Dsuic_{t-2} - 63247,28 gini_t \\
& + 3319,993 evn_t - 0,689645 am_t
\end{aligned}$$

La velocidad de ajuste al desequilibrio (CoIntEq1) es negativa al 95% de confianza, tanto para la ecuación de suicidios como para la de PIB real. Esto significa que ante la ocurrencia de un *shock* transitorio, tanto los suicidios como el producto retornan a la relación de equilibrio de largo plazo, aunque este último lo hace a una velocidad algo mayor (-0,116973 y -0,17965 respectivamente).

En la dinámica de corto plazo de los suicidios los coeficientes asociados al primer y segundo rezago del producto, al índice de Gini y a alumnos matriculados no resultan significativos.<sup>4</sup>

Únicamente el coeficiente de la EVN resulta significativo al 5% y negativo, lo que quiere decir que un cambio contemporáneo en dicha variable tiene un efecto

---

<sup>4</sup> Si se considera un intervalo de confianza más amplio, por ejemplo del 80%, algunos coeficientes resultan estadísticamente significativos. Este es el caso del primer rezago del PIB real, que presenta signo negativo. Esto implica que ante un incremento (decremento) del producto real en t-1 la variación en los suicidios es negativa (positiva). Este es un resultado esperable que va en línea con algunas de las teorías y antecedentes expuestos, que afirman que los individuos ante una crisis económica, al ver afectado su nivel de ingresos, perder su empleo, quebrar su negocio o empresa, sufrir un cambio brusco en su nivel de vida y en su estatus, han llegado a la situación de cometer suicidio. A su vez, el índice de Gini es positivo y significativo considerando este intervalo de confianza. En la medida en que un índice de Gini más alto indica una mayor desigualdad de ingresos, la relación encontrada permitiría afirmar que el suicidio es mayor cuanto mayor es la desigualdad de ingresos en el período contemporáneo.

positivo sobre el suicidio. Si se considera a la EVN como un indicador del *stock* de salud de los individuos que, de acuerdo al modelo de Grossman, genera como producto “tiempo saludable”, puede interpretarse que un aumento en la esperanza de vida genera desincentivos a suicidarse ya que aumenta el tiempo de vida saludable en que el individuo puede dedicarse a la producción de dinero y bienes básicos.

Cabe destacar que a diferencia de lo encontrado en la literatura, donde la bondad de ajuste suele superar el 50%, los resultados de la estimación de la ecuación de suicidios indican que su variación está explicada sólo en un 17% por las variaciones de los regresores considerados. Esto indica que aproximadamente el 83% de la variación en los suicidios no está explicada por las variables socioeconómicas consideradas sino por otros factores que pueden ser de orden sociológico, psicológico, biológico-genético; así como por variables socioeconómicas que no están recogidas en este trabajo (desempleo, divorcios, gasto público en salud, etc.).

En cuanto al PIB real, no se puede afirmar que el comportamiento del suicidio en t-1 y t-2 tenga una influencia estadísticamente significativa sobre el mismo, lo cual es conceptualmente esperable dado que se está relacionando la variación de los suicidios con el nivel de producto del país. Sin embargo, teniendo en cuenta la evidencia a nivel mundial de que las tasas más elevadas de suicidios se han desplazado de los ancianos a las personas más jóvenes, y por lo tanto económicamente más productivas, en casos extremos podría verificarse cierta influencia de los suicidios en el PIB.

El único coeficiente significativo al 5% es el de la EVN, lo que indica que esta variable tiene un impacto positivo y contemporáneo sobre el PIB real. Nuevamente en el

marco de la teoría de Grossman, un mayor *stock* de salud permite disponer de más tiempo saludable para la producción, lo que a nivel agregado se refleja en un aumento del PIB (Grossman, 1972).

De todas maneras, igual que para la ecuación de suicidios, la bondad de ajuste es baja, lo que indica que el cambio en los regresores considerados sólo explica un 9% del cambio en el PIB real.

## 6. CONCLUSIONES

El presente trabajo analiza el suicidio en Uruguay entre 1900 y 2007 mediante una aproximación de series temporales, a efectos de determinar la existencia de una relación de largo plazo entre los suicidios y las condiciones socioeconómicas del país, aproximadas a través del PIB real, el índice de Gini, la esperanza de vida al nacer y los alumnos matriculados en educación primaria.

Respecto a la dinámica de corto plazo, no se encuentra relación entre los suicidios, el producto, el índice de Gini y los alumnos matriculados, apareciendo únicamente un efecto positivo de la esperanza de vida al nacer. Si la misma es tomada como una aproximación del stock de salud de las personas, los resultados implican que un aumento del tiempo saludable y por tanto del disponible para la producción de dinero y bienes aumenta el incentivo a permanecer con vida.

A su vez, la relación positiva de largo plazo hallada brinda evidencia de que en Uruguay el crecimiento económico no ha contribuido a reducir los factores socioeconómicos de riesgo de suicidio. Ello sugiere, entre otras acciones, la implementación de políticas de gasto en salud mental que contribuyan a mitigarlos. En este sentido, en el Uruguay se viene implementando desde el año 2007 una reforma en el sistema de salud, a la que se espera sea incorporada la salud mental. Es importante mencionar que las enfermedades mentales, además de los sufrimientos que ocasionan a las personas, acarrearán costos sociales y económicos considerables, sobre todo para los sistemas educativos, asistenciales y judiciales. Se trata de una de las principales causas

de baja laboral, jubilación anticipada y pensión por discapacidad en el mundo, por lo que debería ser tomada en cuenta a la hora de diseñar políticas económicas.

Las políticas a poner en práctica deberían abarcar no solamente los aspectos económicos relacionados a la problemática, sino también factores educativos y culturales. Sería recomendable actuar preventivamente en ambientes educativos donde se concentra población joven. Dichas instancias son más protectoras que otras y agrupan a personas en cuyo tramo de edad tienen lugar muy frecuentemente los primeros cuadros depresivos.

Es importante resaltar que los resultados de este trabajo pueden estar afectados por la calidad de las series consideradas. A efectos de poder trabajar con series cuya longitud sea de 1900 a 2007 se consideran diferentes fuentes y se deben realizar imputaciones de observaciones faltantes, lo que puede afectar los resultados. A su vez, respecto a la serie de suicidios, cabe destacar que si bien Uruguay tiene en relación a la región un alto nivel de cobertura en los registros de defunciones, es perfectible la calidad de los mismos en tanto podrían presentar problemas en la codificación de las causas de muerte.

En futuros trabajos es importante ampliar las variables socioeconómicas consideradas, incluyendo por ejemplo la tasa de desempleo, el porcentaje de la fuerza de trabajo femenina en el total, el ingreso promedio, el gasto público en salud, la tasa de divorcios, la religiosidad, el nivel educativo, el tipo de actividad laboral; así como variables directamente relacionadas con la salud (alcoholismo, prescripción de anti depresivos y drogadicción, entre otros). En relación a los suicidios, hubiese sido de

utilidad contar con información desagregada por género y tramo etario, así como por departamentos y regiones del Uruguay. Además, podrían incorporarse las cifras correspondientes a los intentos de autoeliminación. Sin embargo, dichos datos no están disponibles o lo están únicamente para períodos de tiempo más reducidos que el comprendido en este trabajo.

Finalmente, el trabajar con el ciclo del producto hubiese permitido concluir respecto a la ciclicidad de las políticas de salud mental recomendadas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Altinanahtar, A.; Halicioglu, F. (2009). “A Dynamic Econometric Study of Suicides in Turkey”. *Munich Personal RePEc Archive*, Paper N°15568.

Anchuelo, A. (1993). “Series Integradas y Cointegradas: una introducción”, *Revista de Economía Aplicada* N° 1 (vol. 1); pp. 151-164.

Brooks, C. (2002). “Introductory econometrics for finance”. Cambridge University Press, Londres, 2002.

Cabella, W; Peri, A. (2005). “El sistema de estadísticas vitales en Uruguay: elementos para su diagnóstico y propuestas para su mejoramiento”. Informe de expertos realizado en el marco del estudio Estadísticas Socio Demográficas en Uruguay. Diagnóstico y Propuestas. Disponible en [http://www.fcs.edu.uy/investigacion/cat\\_estadisticas\\_sociodemo/ParteII/Estadisticas\\_Vitales.pdf](http://www.fcs.edu.uy/investigacion/cat_estadisticas_sociodemo/ParteII/Estadisticas_Vitales.pdf)

Comisión de las Comunidades Europeas –CCE- (2005). “Libro Verde. Mejorar la salud mental de la población. Hacia una estrategia de la Unión Europea en materia de salud mental”; Bruselas 2005.

Dajas, F. (1990). “Alta tasa de suicidio en Uruguay. Consideraciones a partir de un estudio epidemiológico”, *Revista Médica del Uruguay* N°3 (vol. 6); pp. 203-215.

Dajas, F. (2001). “Alta tasa de suicidio en Uruguay, IV: La situación epidemiológica actual”, *Revista Médica del Uruguay* N° 1 (vol. 17); pp. 24-32.

Durkheim, E. (1995). “El Suicidio”. Editorial Akal S.A., Madrid, 1995. Primera publicación en 1897.

Enders, W. (1995). “Applied Econometric Time Series”. Wiley series in probability and mathematical statistics. John Wiley & Sons, Inc., Estados Unidos, 1995.

Gibbs, J. P.; Martin, W. T. (1958). “A theory of status integration and its relationship to suicide”, *American Sociological Review* N° 2 (vol. 23); pp. 140-147.

Grossman, M. (1972). “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *The Journal of Political Economy* Issue 2 (vol. 80); pp. 223-255.

Gunnell, D.; Middleton, N.; Whitley, E.; Dorling, D.; Frankel, S. (2003). “Why are suicides rates rising in young men but falling in the elderly? – a time-series analysis of trends in England and Wales 1950-1998”, *Social Science & Medicine* N°4 (vol. 57); pp. 595-611.

Hamermesh, D. S. (1974). “The Economics of Black Suicide”, *Southern Economic Journal* N°2 (vol. 41); pp. 188-199.

Hamermesh, D. S.; Soss, N.M. (1974). “An Economic Theory of Suicide”, *The Journal of Political Economy* Issue 1 (vol. 82); pp. 83-98.

Hamilton J. D. (1994). “Time Series Analysis”. Princeton University Press, Estados Unidos, 1994.

- Harris, R. I. D. (1995). “Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling”. TJ International Ltd., Gran Bretaña, 1995.
- Johansen, S. (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica* N°6 (vol. 59); pp. 1551-1580.
- Larrobla, C.; Pouy, A. (2007). “Intento de autoeliminación y consumo de sustancias psicoactivas”, *Revista Médica del Uruguay* N°4 (vol. 23); pp. 339-350.
- López, M. B.; Hinojal, R.; Bobes, J. (1993). “El suicidio: aspectos conceptuales, doctrinales, epidemiológicos y jurídicos”, *Revista de Derecho Penal y Criminología* N°3; pp. 309-412.
- Lucero, R. K. (1998). “Suicidios en Uruguay: su relación con la economía nacional (1972 a 1992)”, *Revista Médica del Uruguay* N°3 (vol. 14); pp. 236-247.
- Migliónico, A. (2001). “República Oriental del Uruguay. Tablas Abreviadas de Mortalidad, por sexo y edad. Total del país, 1908 a 1999”. Informe para el Ministerio de Salud Pública-Uruguay.
- Moyano, E.D.; Barría, R. (2006). “Suicidio y Producto Interno Bruto (PIB) en Chile: hacia un modelo predictivo”, *Revista Latinoamericana de Psicología* N°2 (vol. 38); pp.343-359.
- Ministerio de Salud Pública –MSP- (2008). “Suicidios 2005-2007”; Unidad de Información Nacional en Salud, Estadísticas Vitales, MSP-Uruguay.

MSP (2007). “Guía de prevención y detección de factores de riesgo de conductas suicidas”; Programa Nacional de Salud Mental, Dirección General de la Salud, MSP-Uruguay.

MSP (2008). “Mortalidad general 2007”; Área Información Poblacional, Unidad de Información Nacional de Salud, MSP-Uruguay.

Neumayer, E. (2003). “Socioeconomic factors and suicide rates at large-unit aggregate levels: a comment”, *Urban Studies*. N° 13 (vol. 40); pp. 2769-2776.

Organización Mundial de la Salud –OMS- (1999). “Figures and Facts About Suicide” (1999); OMS, Ginebra, 1999.

OMS (2004). Comunicado de prensa, 8 de Septiembre de 2004. Disponible en <http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2004/pr61/es/index.html>; OMS, Ginebra, 2004.

OMS (2008). “The Global Burden of Disease: 2004 Update”; OMS, Ginebra, 2008.

OMS (2008). Comunicado de prensa, 9 de Octubre de 2008. Disponible en <http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2008/pr37/es/index.html>; OMS, Madrid/Ginebra, 2008.

OMS (2009). Comunicado de prensa, 11 de Septiembre de 2009. Disponible en [http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2009/adolescent\\_mortality\\_2009\\_0911/es/index.html](http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2009/adolescent_mortality_2009_0911/es/index.html); OMS, Ginebra, 2009.

OMS (2010). Suicide Prevention (SUPRE) Program. [http://www.who.int/mental\\_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/)

- OMS, Organización Panamericana de la Salud –OPS- (2010). “Mortalidad por Suicidio en las Américas”, Informe Regional. OMS, EEUU, 2010.
- Pandey, M. K.; Kaur, C. (2009). “Investigating Suicidal Trend and its Economic Determinants: Evidence from India”, *Australia South Asia Research Center*, working paper 2009/08.
- Paternain, R. -coordinador- (2008). “Panorama de la violencia, la criminalidad y la inseguridad en Uruguay: Datos, tendencias y perspectivas”. Observatorio Nacional sobre Violencia y Criminalidad, Ministerio del Interior y PNUD Uruguay, 2008.
- Porterfield, A. L.; Gibbs, J. P. (1960). “Occupational prestige and social mobility of suicides in New Zealand”, *The American Journal of Sociology* N° 2 (vol. 66); pp. 147-152.
- Qin, P.; Agerbo, E.; Mortensen, P. B. (2003). “Suicide Risk in Relation to Socioeconomic, Demographic, Psychiatric, and Familial Factors: A National Register-Based Study of All Suicides in Denmark, 1981-1997”, *American Journal of Psychiatry*, 160; pp. 765-772.
- Robertt, P. (1997). “El suicidio en Uruguay: un análisis histórico”, Departamento de Sociología- Facultad de Ciencias Sociales-UdelaR, Informe de Investigación N°23.
- Rodríguez, F.; González de Rivera y Revuelta, J. L.; Gracia, R.; Montes de Oca, D. (1990). “El suicidio y sus interpretaciones teóricas”, *Journal Psiquis* N° 11; pp. 374-380.
- Vignolo, J.C.; Paparamborda, M. del C.; Murillo, N; Hernández, S.; Pérez, C. (2004). “Estudio del Suicidio en el Uruguay. Período 1887-2000 y análisis

epidemiológico del año 2000”, Biblioteca Virtual Departamento de Medicina Familiar y Comunitaria, Facultad de Medicina-UdelaR. Disponible en [http://www.medfamco.fmed.edu.uy/Archivos/biblioteca\\_virtual/Suicidio%20y%20comportamiento%20humano.pdf](http://www.medfamco.fmed.edu.uy/Archivos/biblioteca_virtual/Suicidio%20y%20comportamiento%20humano.pdf)

Vignolo, J. C.; Pamparamborda, M. del C.; Murillo, N.; S. Hernández, S.; Pérez, C.; Méndez, A. (2009). “Análisis epidemiológico de los fallecimientos por suicidio, Uruguay año 2000”, *Revista de Salud Pública* N°1 (vol. 13); pp. 6-17.

Villalobos, F. H. (2009). “Ideación suicida en jóvenes: formulación y validación del modelo integrador explicativo en estudiantes de educación secundaria y superior”. Tesis doctoral, Facultad de Psicología, Universidad de Granada.

Yang, B. (1992). “The Economy and Suicide: A Time-Series Study of the USA”, *American Journal of Economics and Sociology, Inc.* N°1 (vol. 51); pp. 87-99.

## ANEXO ECONOMÉTRICO

**TABLA 1: PRUEBA DE DFA PARA EL LOGARITMO DE LA SERIE SUICIDIOS (LSUIC)**

Null Hypothesis: LSUIC has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.372904	0.7903
Test critical values: 1% level	-2.587387	
5% level	-1.943943	
10% level	-1.614694	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LSUIC)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1904 2007  
 Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSUIC(-1)	0.002074	0.005562	0.372904	0.7100
D(LSUIC(-1))	-0.359538	0.099087	-3.628501	0.0005
D(LSUIC(-2))	-0.250527	0.102455	-2.445248	0.0162
D(LSUIC(-3))	-0.145012	0.092011	-1.576028	0.1182
R-squared	0.131788	Mean dependent var		0.004770
Adjusted R-squared	0.105742	S.D. dependent var		0.149672
S.E. of regression	0.141537	Akaike info criterion		-1.034804
Sum squared resid	2.003281	Schwarz criterion		-0.933097
Log likelihood	57.80983	Durbin-Watson stat		1.997089

**TABLA 2: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE LA SERIE SUICIDIOS (DLSUIC)**

Null Hypothesis: D(LSUIC) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.322690	0.0000

Test critical values:	1% level	-2.587387
	5% level	-1.943943
	10% level	-1.614694

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LSUIC,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1904 2007  
 Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LSUIC(-1))	-1.748642	0.210105	-8.322690	0.0000
D(LSUIC(-1),2)	0.391912	0.157184	2.493329	0.0143
D(LSUIC(-2),2)	0.143952	0.091574	1.571967	0.1191
R-squared	0.658303	Mean dependent var		0.000752
Adjusted R-squared	0.651537	S.D. dependent var		0.238745
S.E. of regression	0.140933	Akaike info criterion		-1.052646
Sum squared resid	2.006067	Schwarz criterion		-0.976365
Log likelihood	57.73757	Durbin-Watson stat		1.995689

*TABLA 3: PRUEBA DE DFA PARA EL LOGARITMO DE LA SERIE PIB REAL (LPIBR)*

Null Hypothesis: LPIBR has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.470094	0.0479
Test critical values:		
	1% level	-4.046925
	5% level	-3.452764
	10% level	-3.151911

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPIBR)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007  
 Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBR(-1)	-0.208402	0.060056	-3.470094	0.0008
D(LPIBR(-1))	0.172730	0.098682	1.750373	0.0831
C	2.512444	0.719021	3.494258	0.0007
@TREND(1900)	0.002523	0.000794	3.177713	0.0020
R-squared	0.112187	Mean dependent var		0.011495
Adjusted R-squared	0.086075	S.D. dependent var		0.070815
S.E. of regression	0.067699	Akaike info criterion		-2.510497
Sum squared resid	0.467476	Schwarz criterion		-2.409990
Log likelihood	137.0564	F-statistic		4.296343
Durbin-Watson stat	1.984489	Prob(F-statistic)		0.006741

***TABLA 4: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE LA SERIE PIBR (DLPIBR)***

Null Hypothesis: D(LPIBR) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.370695	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIBR,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIBR(-1))	-0.910797	0.097196	-9.370695	0.0000
R-squared	0.455422	Mean dependent var		9.38E-05
Adjusted R-squared	0.455422	S.D. dependent var		0.096841
S.E. of regression	0.071464	Akaike info criterion		-2.429843
Sum squared resid	0.536253	Schwarz criterion		-2.404717
Log likelihood	129.7817	Durbin-Watson stat		1.959804

***TABLA 5: PRUEBA DE DFA PARA EL LOGARITMO DE LA SERIE ALUMNOS MATRICULADOS (LAM)***

Null Hypothesis: LAM has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.390337	0.0005
Test critical values: 1% level	-3.493129	
5% level	-2.888932	
10% level	-2.581453	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LAM)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007  
 Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAM(-1)	-0.049936	0.011374	-4.390337	0.0000
D(LAM(-1))	-0.255896	0.091668	-2.791560	0.0063
C	0.562213	0.125665	4.473910	0.0000
R-squared	0.179843	Mean dependent var		0.009149
Adjusted R-squared	0.163918	S.D. dependent var		0.035573
S.E. of regression	0.032527	Akaike info criterion		-3.985605
Sum squared resid	0.108974	Schwarz criterion		-3.910225
Log likelihood	214.2371	F-statistic		11.29289
Durbin-Watson stat	1.995898	Prob(F-statistic)		0.000037

***TABLA 6: PRUEBA DE DFA PARA EL LOGARITMO DE LA SERIE ÍNDICE DE GINI (LGINI)***

Null Hypothesis: LGINI has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.019420	0.6741
Test critical values: 1% level	-2.586753	

5% level	-1.943853
10% level	-1.614749

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LGINI)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1901 2007

Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGINI(-1)	-6.63E-05	0.003415	-0.019420	0.9845
R-squared	-0.000279	Mean dependent var		-0.000513
Adjusted R-squared	-0.000279	S.D. dependent var		0.030652
S.E. of regression	0.030656	Akaike info criterion		-4.122653
Sum squared resid	0.099620	Schwarz criterion		-4.097673
Log likelihood	221.5619	Durbin-Watson stat		2.149135

*TABLA 7: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE LA SERIE ÍNDICE DE GINI (DLGINI)*

Null Hypothesis: D(LGINI) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.04640	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LGINI,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(LGINI(-1))	-1.074813	0.097300	-11.04640	0.0000
R-squared	0.537491	Mean dependent var	-6.38E-05	
Adjusted R-squared	0.537491	S.D. dependent var	0.045157	
S.E. of regression	0.030710	Akaike info criterion	-4.119046	
Sum squared resid	0.099028	Schwarz criterion	-4.093920	
Log likelihood	219.3095	Durbin-Watson stat	1.996570	

**TABLA 8: PRUEBA DE DFA PARA EL LOGARITMO DE LA SERIE ESPERANZA DE VIDA (LEVN)**

Null Hypothesis: LEVN has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.826289	0.9834
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LEVN)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1909 2007  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEVN(-1)	0.000836	0.000458	1.826289	0.0711
D(LEVN(-1))	-0.051900	0.100168	-0.518130	0.6056
D(LEVN(-2))	-0.083138	0.100269	-0.829147	0.4092
D(LEVN(-3))	-0.061991	0.097989	-0.632633	0.5286
D(LEVN(-4))	-0.069142	0.097913	-0.706152	0.4819
D(LEVN(-5))	-0.065097	0.097894	-0.664977	0.5078
D(LEVN(-6))	0.211641	0.098018	2.159217	0.0335
D(LEVN(-7))	-0.051213	0.100207	-0.511077	0.6105
D(LEVN(-8))	0.314813	0.100335	3.137631	0.0023
R-squared	0.178950	Mean dependent var	0.004169	
Adjusted R-squared	0.105968	S.D. dependent var	0.013033	
S.E. of regression	0.012323	Akaike info criterion	-5.868147	
Sum squared resid	0.013668	Schwarz criterion	-5.632227	
Log likelihood	299.4733	Durbin-Watson stat	1.970655	

**TABLA 9: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE LA SERIE ESPERANZA DE VIDA (DLEVN)**

Null Hypothesis: D(LEVN) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.760571	0.0744
Test critical values: 1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LEVN,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1909 2007  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEVN(-1))	-0.390333	0.221708	-1.760571	0.0817
D(LEVN(-1),2)	-0.610307	0.217608	-2.804615	0.0062
D(LEVN(-2),2)	-0.641652	0.213469	-3.005825	0.0034
D(LEVN(-3),2)	-0.639644	0.197124	-3.244884	0.0016
D(LEVN(-4),2)	-0.645431	0.179189	-3.601964	0.0005
D(LEVN(-5),2)	-0.646626	0.159627	-4.050868	0.0001
D(LEVN(-6),2)	-0.370517	0.137151	-2.701534	0.0082
D(LEVN(-7),2)	-0.367500	0.097323	-3.776100	0.0003
R-squared	0.613553	Mean dependent var		-7.57E-05
Adjusted R-squared	0.583827	S.D. dependent var		0.019346
S.E. of regression	0.012480	Akaike info criterion		-5.851960
Sum squared resid	0.014174	Schwarz criterion		-5.642254
Log likelihood	297.6720	Durbin-Watson stat		1.996809

**TABLA 10: MODELIZACIÓN VAR CON LAS EXPRESIONES LOGARÍTMICAS DE LAS VARIABLES**

Estimation Proc:

=====

LS 1 1 LSUIC LPIBR @ C LGINI LEVN LAM

VAR Model:

=====

$$LSUIC = C(1,1)*LSUIC(-1) + C(1,2)*LPIBR(-1) + C(1,3) + C(1,4)*LGINI + C(1,5)*LEVN + C(1,6)*LAM$$

$$LPIBR = C(2,1)*LSUIC(-1) + C(2,2)*LPIBR(-1) + C(2,3) + C(2,4)*LGINI + C(2,5)*LEVN + C(2,6)*LAM$$

VAR Model - Substituted Coefficients:

=====

$$LSUIC = 0.6135513639*LSUIC(-1) + 0.1984422123*LPIBR(-1) - 1.691602057 + 0.6621494951*LGINI - 0.8774930241*LEVN + 0.3939250731*LAM$$

$$LPIBR = - 0.03912990335*LSUIC(-1) + 0.7633997954*LPIBR(-1) + 0.5937111343 + 0.08450301851*LGINI + 0.683990343*LEVN - 0.02222990271*LAM$$

**TABLA 11: SELECCIÓN DEL RETARDO ÓPTIMO DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN LOGARÍTMICA**

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LSUIC LPIBR  
 Exogenous variables: C LGINI LEVN LAM

Sample: 1900 2007  
 Included observations: 105

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	116.3661	NA	0.000435	-2.064116	-1.861910	-1.982178
1	202.2627	161.9765*	9.15e-05	-3.624052	-3.320742*	-3.501145*
2	206.3150	7.487027	9.14e-05*	-3.625047*	-3.220634	-3.461171
3	208.5209	3.991752	9.46e-05	-3.590875	-3.085359	-3.386030

\* 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

**TABLA 12: CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACIÓN DE PIB REAL DEL VAR CON LAS VARIABLES EXPRESADAS EN LOGARITMOS**

Sample: 1900 2007  
 Included observations: 107

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *	.  *	1	0.126	0.126	1.7535	0.185
.  .	.  .	2	-0.028	-0.045	1.8424	0.398
** .	** .	3	-0.210	-0.204	6.7949	0.079
.* .	. .	4	-0.094	-0.046	7.7987	0.099
.  .	.  .	5	0.004	0.012	7.8006	0.168

.  *		.  .		6	0.082	0.038	8.5862	0.198
.  .		.* .		7	-0.027	-0.073	8.6694	0.277
.* .		.* .		8	-0.163	-0.163	11.805	0.160
.  .		.  *		9	0.020	0.087	11.852	0.222
.  .		.  .		10	0.033	0.010	11.979	0.286
.  *		.  .		11	0.101	0.028	13.229	0.279
.* .		.* .		12	-0.109	-0.149	14.684	0.259
** .		.* .		13	-0.203	-0.174	19.797	0.100
** .		.* .		14	-0.204	-0.132	25.014	0.034
.  .		.  .		15	0.025	0.001	25.093	0.049

**TABLA 13: PRUEBA DE WHITE DE HETEROCEDASTICIDAD DE LOS RESIDUOS PARA LA ESPECIFICACIÓN VAR CON LAS VARIABLES EXPRESADAS EN LOGARITMOS**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1900 2007

Included observations: 107

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
57.07289	30	0.0021

Individual components:

Dependent	R-squared	F(10,96)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.137299	1.527843	0.1412	14.69101	0.1437
res2*res2	0.212468	2.589973	0.0080	22.73402	0.0118
res2*res1	0.205161	2.477916	0.0110	21.95222	0.0153

**TABLA 14: PRUEBA DE DFA PARA LA SERIE SUICIDIOS EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (SUIC)**

Null Hypothesis: SUIC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.187313	0.7387
Test critical values:	1% level	-2.587387	
	5% level	-1.943943	
	10% level	-1.614694	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(SUIC)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1904 2007  
 Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUIC(-1)	0.002623	0.014001	0.187313	0.8518
D(SUIC(-1))	-0.382414	0.099158	-3.856603	0.0002
D(SUIC(-2))	-0.264669	0.102736	-2.576206	0.0115
D(SUIC(-3))	-0.181049	0.091739	-1.973524	0.0512
R-squared	0.149346	Mean dependent var		0.063179
Adjusted R-squared	0.123827	S.D. dependent var		1.911201
S.E. of regression	1.788963	Akaike info criterion		4.038851
Sum squared resid	320.0387	Schwarz criterion		4.140559
Log likelihood	-206.0203	Durbin-Watson stat		1.996742

*TABLA 15: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE SUICIDIOS EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (DSUIC)*

Null Hypothesis: D(SUIC) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.669648	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.587387
	5% level	-1.943943
	10% level	-1.614694

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(SUIC,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1904 2007

Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SUIC(-1))	-1.822627	0.210231	-8.669648	0.0000
D(SUIC(-1),2)	0.442682	0.157230	2.815505	0.0059
D(SUIC(-2),2)	0.180036	0.091141	1.975359	0.0510
R-squared	0.668740	Mean dependent var		0.012376
Adjusted R-squared	0.662180	S.D. dependent var		3.063192
S.E. of regression	1.780397	Akaike info criterion		4.019971
Sum squared resid	320.1510	Schwarz criterion		4.096252
Log likelihood	-206.0385	Durbin-Watson stat		1.995675

***TABLA 16: PRUEBA DE DFA PARA LA SERIE PIB REAL EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (PIBR)***

Null Hypothesis: PIBR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.628944	0.0320
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBR)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBR(-1)	-0.192457	0.053034	-3.628944	0.0004
D(PIBR(-1))	0.274808	0.095604	2.874431	0.0049
C	26253.96	7482.216	3.508848	0.0007
@TREND(1900)	778.6090	226.5020	3.437537	0.0009
R-squared	0.142196	Mean dependent var		3439.341
Adjusted R-squared	0.116967	S.D. dependent var		21505.81
S.E. of regression	20208.98	Akaike info criterion		22.70265
Sum squared resid	4.17E+10	Schwarz criterion		22.80315
Log likelihood	-1199.240	F-statistic		5.636104

Durbin-Watson stat      2.038501      Prob(F-statistic)      0.001294

***TABLA 17: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE PIB REAL EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (DPIBR)***

Null Hypothesis: D(PIBR) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.389529	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(PIBR,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007  
 Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIBR(-1))	-0.802631	0.095671	-8.389529	0.0000
R-squared	0.401314	Mean dependent var		22.62130
Adjusted R-squared	0.401314	S.D. dependent var		27597.12
S.E. of regression	21353.22	Akaike info criterion		22.78518
Sum squared resid	4.79E+10	Schwarz criterion		22.81031
Log likelihood	-1206.615	Durbin-Watson stat		1.982880

***TABLA 18: PRUEBA DE DFA PARA LA SERIE ALUMNOS MATRICULADOS EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (AM)***

Null Hypothesis: AM has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.888371	0.0501
Test critical values:		
1% level	-3.493129	
5% level	-2.888932	

10% level

-2.581453

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(AM)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AM(-1)	-0.028715	0.009942	-2.888371	0.0047
D(AM(-1))	0.057134	0.095995	0.595171	0.5530
C	2236.204	660.2718	3.386793	0.0010
R-squared	0.085886	Mean dependent var		430.6452
Adjusted R-squared	0.068136	S.D. dependent var		1592.604
S.E. of regression	1537.390	Akaike info criterion		17.54145
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion		17.61683
Log likelihood	-926.6971	F-statistic		4.838679
Durbin-Watson stat	2.007375	Prob(F-statistic)		0.009807

*TABLA 19: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE ALUMNOS MATRICULADOS EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (DAM)*

Null Hypothesis: D(AM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.625324	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(AM,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AM(-1))	-0.828433	0.096047	-8.625324	0.0000
R-squared	0.414685	Mean dependent var		-11.98164
Adjusted R-squared	0.414685	S.D. dependent var		2125.088
S.E. of regression	1625.818	Akaike info criterion		17.63480
Sum squared resid	2.78E+08	Schwarz criterion		17.65993
Log likelihood	-933.6443	Durbin-Watson stat		2.058278

*TABLA 20: PRUEBA DE DFA PARA LA SERIE ÍNDICE DE GINI EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (GINI)*

Null Hypothesis: GINI has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.348815	0.5572
Test critical values:		
1% level	-2.586753	
5% level	-1.943853	
10% level	-1.614749	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(GINI)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1901 2007  
 Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GINI(-1)	-0.000968	0.002775	-0.348815	0.7279
R-squared	0.000796	Mean dependent var		-0.000228
Adjusted R-squared	0.000796	S.D. dependent var		0.012226
S.E. of regression	0.012221	Akaike info criterion		-5.962070
Sum squared resid	0.015831	Schwarz criterion		-5.937090
Log likelihood	319.9707	Durbin-Watson stat		2.201835

***TABLA 21: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE ÍNDICE DE GINI EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (DGINI)***

Null Hypothesis: D(GINI) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.34196	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(GINI,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1902 2007  
 Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GINI(-1))	-1.100956	0.097069	-11.34196	0.0000
R-squared	0.550590	Mean dependent var		-2.90E-05
Adjusted R-squared	0.550590	S.D. dependent var		0.018229
S.E. of regression	0.012220	Akaike info criterion		-5.962066
Sum squared resid	0.015680	Schwarz criterion		-5.936939
Log likelihood	316.9895	Durbin-Watson stat		1.992862

***TABLA 22: PRUEBA DE DFA PARA LA SERIE ESPERANZA DE VIDA EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (EVN)***

Null Hypothesis: EVN has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.624248	0.9741
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(EVN)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1909 2007  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EVN(-1)	0.002665	0.001641	1.624248	0.1078
D(EVN(-1))	-0.043831	0.100094	-0.437895	0.6625
D(EVN(-2))	-0.064426	0.100226	-0.642807	0.5220
D(EVN(-3))	-0.047819	0.097701	-0.489447	0.6257
D(EVN(-4))	-0.003100	0.097583	-0.031771	0.9747
D(EVN(-5))	-0.054317	0.097590	-0.556578	0.5792
D(EVN(-6))	0.220309	0.097776	2.253206	0.0267
D(EVN(-7))	-0.041101	0.100336	-0.409632	0.6830
D(EVN(-8))	0.327967	0.100653	3.258403	0.0016
R-squared	0.178348	Mean dependent var		0.259091
Adjusted R-squared	0.105312	S.D. dependent var		0.720248
S.E. of regression	0.681268	Akaike info criterion		2.156785
Sum squared resid	41.77132	Schwarz criterion		2.392705
Log likelihood	-97.76088	Durbin-Watson stat		1.975306

*TABLA 23: PRUEBA DE DFA PARA LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE ESPERANZA DE VIDA EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (DEVN)*

Null Hypothesis: D(EVN) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.562888	0.1106
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(EVN,2)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1909 2007  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EVN(-1))	-0.318146	0.203563	-1.562888	0.1215
D(EVN(-1),2)	-0.682407	0.203660	-3.350723	0.0012
D(EVN(-2),2)	-0.702968	0.203849	-3.448474	0.0009
D(EVN(-3),2)	-0.697604	0.191941	-3.634466	0.0005
D(EVN(-4),2)	-0.648378	0.179156	-3.619061	0.0005
D(EVN(-5),2)	-0.649943	0.159917	-4.064258	0.0001
D(EVN(-6),2)	-0.376160	0.137830	-2.729159	0.0076
D(EVN(-7),2)	-0.371604	0.097870	-3.796907	0.0003
R-squared	0.624154	Mean dependent var		-0.003333
Adjusted R-squared	0.595242	S.D. dependent var		1.080425
S.E. of regression	0.687373	Akaike info criterion		2.165475
Sum squared resid	42.99577	Schwarz criterion		2.375182
Log likelihood	-99.19102	Durbin-Watson stat		1.997453

**TABLA 24: MODELIZACIÓN VAR CON LAS EXPRESIONES ORIGINALES DE LAS VARIABLES**

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1902 2007

Included observations: 106 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SUIC	PIBR
SUIC(-1)	0.542271 (0.09462) [ 5.73091]	229.4088 (1118.69) [ 0.20507]
SUIC(-2)	0.159344 (0.09092) [ 1.75266]	-613.5698 (1074.87) [-0.57083]
PIBR(-1)	-3.40E-06 (8.3E-06) [-0.40989]	1.059954 (0.09811) [ 10.8041]
PIBR(-2)	1.36E-05 (8.2E-06) [ 1.67075]	-0.267566 (0.09654) [-2.77155]
C	1.148658 (4.62783) [ 0.24821]	-146184.9 (54713.5) [-2.67182]
GINI	16.98638	46890.09

	(7.70422)	(91084.8)
	[ 2.20482]	[ 0.51480]
EVN	-0.198465	3750.893
	(0.08755)	(1035.10)
	[-2.26682]	[ 3.62369]
AM	7.05E-05	-0.511232
	(3.4E-05)	(0.40630)
	[ 2.05054]	[-1.25825]
R-squared	0.602650	0.977960
Adj. R-squared	0.574268	0.976385
Sum sq. resids	285.7679	3.99E+10
S.E. equation	1.707630	20188.82
F-statistic	21.23342	621.1977
Log likelihood	-202.9697	-1197.014
Akaike AIC	3.980561	22.73612
Schwarz SC	4.181575	22.93713
Mean dependent	12.42333	347348.4
S.D. dependent	2.617131	131377.1
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.16E+09
Determinant resid covariance		9.87E+08
Log likelihood		-1398.474
Akaike information criterion		26.68819
Schwarz criterion		27.09022

*TABLA 25: SELECCIÓN DEL RETARDO ÓPTIMO DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL*

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: SUIC PIBR  
 Exogenous variables: C GINI EVN AM

Sample: 1900 2007  
 Included observations: 105

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
0	-1496.072	NA	9.49e+09	28.64900	28.85121
1	-1391.810	196.6089	1.41e+09	26.73924	27.04255*
2	-1385.741	11.21304*	1.35e+09*	26.69983*	27.10425
3	-1384.521	2.208092	1.43e+09	26.75278	27.25830

\* 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

**TABLA 26: CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACIÓN DE SUICIDIOS DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL**

Sample: 1900 2007  
 Included observations: 106

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.*.	.*.	1	-0.077	-0.077	0.6415	0.423
.*.	.*.	2	-0.128	-0.135	2.4467	0.294
. .	.*.	3	-0.050	-0.073	2.7198	0.437
. *	. *	4	0.124	0.099	4.4531	0.348
. .	. .	5	0.004	0.009	4.4548	0.486
. .	. .	6	-0.055	-0.030	4.8021	0.569
. .	. .	7	-0.039	-0.033	4.9740	0.663
. .	. .	8	0.004	-0.025	4.9763	0.760
. *	. *	9	0.163	0.153	8.1157	0.523
. .	. .	10	-0.001	0.032	8.1158	0.618
.*.	. .	11	-0.082	-0.038	8.9240	0.629
. .	. .	12	-0.025	-0.018	9.0001	0.703
. *	. .	13	0.087	0.036	9.9269	0.700
.*.	.*.	14	-0.084	-0.092	10.805	0.701
.*.	.*.	15	-0.113	-0.099	12.398	0.649

**TABLA 27: CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACIÓN DE PIB REAL DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL**

Sample: 1900 2007  
 Included observations: 106

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.031	-0.031	0.1043	0.747
. *	. .	2	0.066	0.065	0.5861	0.746
.*.	.*.	3	-0.128	-0.124	2.3930	0.495
.*.	.*.	4	-0.100	-0.113	3.5246	0.474
. .	. .	5	-0.041	-0.032	3.7192	0.591
. *	. *	6	0.098	0.096	4.8086	0.569
. .	. .	7	0.040	0.026	4.9955	0.661
.*.	** .	8	-0.155	-0.195	7.7867	0.455
. .	. .	9	0.008	0.007	7.7950	0.555
. .	. .	10	-0.051	0.007	8.1089	0.618

.  *		.  .		11	0.073	0.049	8.7539	0.645
.*  .		.*  .		12	-0.081	-0.131	9.5433	0.656
.*  .		.*  .		13	-0.073	-0.128	10.197	0.678
.*  .		.*  .		14	-0.110	-0.061	11.715	0.629
.  .		.  .		15	-0.001	0.014	11.715	0.700

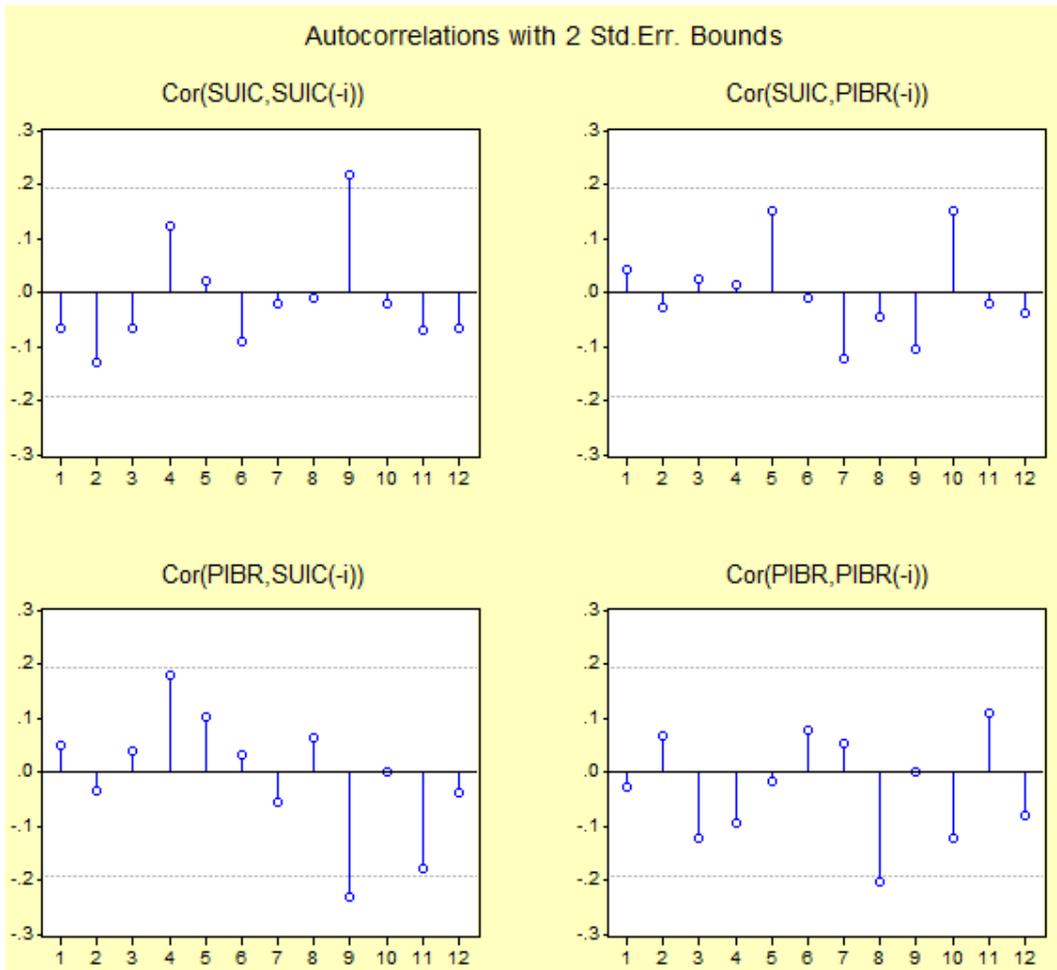
*TABLA 28: PRUEBA DE ESTABILIDAD DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL*

Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: SUIC PIBR  
 Exogenous variables: C GINI EVN AM  
 Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.735372 - 0.107992i	0.743260
0.735372 + 0.107992i	0.743260
0.323317	0.323317
-0.191836	0.191836

No root lies outside the unit circle.  
 VAR satisfies the stability condition.

**TABLA 29: CORRELOGRAMAS CRUZADOS DE LOS RESIDUOS DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (para 12 rezagos)**



**TABLA 30: PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN DE PORTMANTEAU PARA LOS RESIDUOS DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL**

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
H0: no residual autocorrelations up to lag h

Sample: 1900 2007  
Included observations: 106

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.781023	NA*	0.788461	NA*	NA*
2	3.562462	NA*	3.623389	NA*	NA*
3	5.545243	0.2358	5.663922	0.2257	4
4	12.11468	0.1462	12.49098	0.1306	8
5	15.97536	0.1924	16.54279	0.1676	12

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*TABLA 31: PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE PARA LOS RESIDUOS DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL*

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1900 2007

Included observations: 106

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.927638	0.2948
2	4.513507	0.3409
3	2.220276	0.6953
4	6.574930	0.1601
5	3.942927	0.4138
6	1.783622	0.7755
7	2.460314	0.6518
8	5.855254	0.2102
9	11.42163	0.0222
10	3.682763	0.4506
11	6.104013	0.1915
12	2.325619	0.6761
13	4.382113	0.3568
14	4.667433	0.3232
15	4.479711	0.3450
16	1.351495	0.8526
17	1.957295	0.7436
18	2.004618	0.7349
19	2.700441	0.6091
20	2.489589	0.6465

Probs from chi-square with 4 df.

*TABLA 32: PRUEBA DE JARQUE BERA DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DEL VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL*

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1900 2007

Included observations: 106

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
-----------	----------	--------	----	-------

1	0.362616	2.323000	1	0.1275
2	-0.325242	1.868821	1	0.1716
Joint		4.191821	2	0.1230

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.427836	0.808442	1	0.3686
2	2.577813	0.787236	1	0.3749
Joint		1.595678	2	0.4503

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.131442	2	0.2089
2	2.656057	2	0.2650
Joint		4	0.2156

*TABLA 33: PRUEBA DE WHITE DE HETEROCEDASTICIDAD DE LOS RESIDUOS PARA LA ESPECIFICACIÓN VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL*

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1900 2007

Included observations: 106

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
52.36483	42	0.1312

Individual components:

Dependent	R-squared	F(14,91)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.147831	1.127594	0.3454	15.67007	0.3339
res2*res2	0.205411	1.680326	0.0735	21.77353	0.0834
res2*res1	0.165964	1.293425	0.2270	17.59214	0.2260

**TABLA 34: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN PARA LA ESPECIFICACIÓN VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL**

Sample (adjusted): 1903 2007  
 Included observations: 105 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: SUIC PIBR  
 Exogenous series: GINI EVN AM  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.184401	31.75846	20.26184	0.0008
At most 1 *	0.093921	10.35601	9.164546	0.0296

Trace test indicates 2 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 *	0.184401	21.40246	15.89210	0.0061
At most 1 *	0.093921	10.35601	9.164546	0.0296

Max-eigenvalue test indicates 2 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):

SUIC	PIBR	C
-0.200869	2.52E-05	13.05643
-0.456301	-8.98E-06	-16.11413

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SUIC)	D(PIBR)	D(C)
0.582335	-7140.332	0.347775
	3936.694	

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -1389.699

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SUIC                  PIBR                  C

1.000000	-0.000125 (2.9E-05)	-64.99962 (29.5419)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SUIC)	-0.116973 (0.03405)	
D(PIBR)	1434.273 (403.035)	

*TABLA 35: MODELO DE VECTORES DE CORRECCIÓN DEL ERROR PARA LA ESPECIFICACIÓN VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (ecuación de suicidios normalizada)*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1903 2007  
Included observations: 105 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SUIC(-1)	1.000000	
PIBR(-1)	-0.000125 (2.9E-05) [-4.38225]	
C	-64.99962 (29.5419) [-2.20025]	

Error Correction:	D(SUIC)	D(PIBR)
CointEq1	-0.116973 (0.03405) [-3.43511]	1434.273 (403.035) [ 3.55868]
D(SUIC(-1))	-0.317759 (0.09704) [-3.27457]	-145.7361 (1148.52) [-0.12689]
D(SUIC(-2))	-0.173640 (0.08917) [-1.94726]	-565.5561 (1055.41) [-0.53586]
D(PIBR(-1))	-1.43E-05 (8.4E-06) [-1.70905]	0.264238 (0.09902) [ 2.66855]

D(PIBR(-2))	-4.83E-06 (8.7E-06) [-0.55778]	0.077812 (0.10257) [ 0.75866]
GINI	5.679414 (3.07062) [ 1.84960]	-63247.28 (36343.2) [-1.74028]
EVN	-0.263177 (0.09130) [-2.88261]	3319.993 (1080.58) [ 3.07241]
AM	5.04E-05 (3.4E-05) [ 1.47725]	-0.689645 (0.40342) [-1.70949]
R-squared	0.222007	0.150253
Adj. R-squared	0.165863	0.088931
Sum sq. resids	292.7023	4.10E+10
S.E. equation	1.737110	20560.03
F-statistic	3.954246	2.450223
Log likelihood	-202.8113	-1187.594
Akaike AIC	4.015454	22.77322
Schwarz SC	4.217660	22.97542
Mean dependent	0.062998	3272.734
S.D. dependent	1.901991	21540.11
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.26E+09
Determinant resid covariance		1.07E+09
Log likelihood		-1389.699
Akaike information criterion		26.83236
Schwarz criterion		27.31260

*TABLA 36: MODELO DE VECTORES DE CORRECCIÓN DEL ERROR PARA LA ESPECIFICACIÓN VAR CON LAS VARIABLES EN SU EXPRESIÓN ORIGINAL (ecuación de PIB real normalizada)*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1903 2007

Included observations: 105 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
PIBR(-1)	1.000000
SUIC(-1)	-7983.730

	(4343.37)	
	[-1.83814]	
C	518939.4	
	(201298.)	
	[ 2.57796]	
<hr/>		
Error Correction:	D(PIBR)	D(SUIC)
<hr/>		
CointEq1	-0.179650	1.47E-05
	(0.05048)	(4.3E-06)
	[-3.55868]	[ 3.43511]
D(PIBR(-1))	0.264238	-1.43E-05
	(0.09902)	(8.4E-06)
	[ 2.66855]	[-1.70905]
D(PIBR(-2))	0.077812	-4.83E-06
	(0.10257)	(8.7E-06)
	[ 0.75866]	[-0.55778]
D(SUIC(-1))	-145.7361	-0.317759
	(1148.52)	(0.09704)
	[-0.12689]	[-3.27457]
D(SUIC(-2))	-565.5561	-0.173640
	(1055.41)	(0.08917)
	[-0.53586]	[-1.94726]
GINI	-63247.28	5.679414
	(36343.2)	(3.07062)
	[-1.74028]	[ 1.84960]
EVN	3319.993	-0.263177
	(1080.58)	(0.09130)
	[ 3.07241]	[-2.88261]
AM	-0.689645	5.04E-05
	(0.40342)	(3.4E-05)
	[-1.70949]	[ 1.47725]
<hr/>		
R-squared	0.150253	0.222007
Adj. R-squared	0.088931	0.165863
Sum sq. resids	4.10E+10	292.7023
S.E. equation	20560.03	1.737110
F-statistic	2.450223	3.954246
Log likelihood	-1187.594	-202.8113
Akaike AIC	22.77322	4.015454
Schwarz SC	22.97542	4.217660
Mean dependent	3272.734	0.062998
S.D. dependent	21540.11	1.901991

---

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.26E+09
Determinant resid covariance	1.07E+09
Log likelihood	-1389.699
Akaike information criterion	26.83236
Schwarz criterion	27.31260

---

---