

Los Fundamentos Estadísticos de El Otro Sendero*

Renzo G. Rossini
Jim J. Thomas

I. Introducción

Desde la fundación del Instituto Libertad y Democracia (ILD) en 1980, Hernando de Soto se ha destacado por ser un fuerte oponente a toda forma de monopolio. En una serie de artículos en el semanario peruano *Caretas* y el diario limeño *El Comercio* entre julio de 1985 y septiembre de 1986, el ILD presentó su posición contraria al intervencionismo gubernamental, manifestando que una de las principales causas del crecimiento del sector informal en el Perú es la pesada carga impuesta por controles burocráticos. En un conjunto de ejercicios empleando estudiantes universitarios, el ILD reportó que "estos jóvenes bien educados fueron forzados a gastar 289 días llenando formularios y cumpliendo otros requerimientos sólo para empezar una pequeña empresa tex-

til. Ellos inclusive recibieron 24 sugerencias de soborno. Formar una empresa de transporte público les tomó mil días. Es fácil ver por qué existen tan pocas empresas legalmente constituídas en el Perú" (Melloan, 1987).

Teniendo como marco la publicidad creada por estos artículos, de Soto publica su libro *El Otro Sendero* en noviembre de 1986, el cual rápidamente "alcanzó los primeros lugares de las listas de libros más vendidos en el Perú y Colombia y ha sido objeto de intenso debate político en el mundo de habla hispana" (Melloan, 1987).

El libro, además de presentar la ineficiencia burocrática de la economía peruana, contiene también algunos importantes resultados numéricos relacionados con la magnitud de la actividad informal. Así, dice que en 1984:

i) El número de personas dedicadas a actividades informales representó el 48% de la población económicamente activa.

* Agradecemos a The Suntory - Toyota International Center for Economics and Related Disciplines (STICERD) por el apoyo financiero al primero de los autores de este estudio. El segundo autor agradece a los participantes de los seminarios en las universidades de Medellín y los Andes, Bogotá, por los comentarios a una versión previa de este artículo.

ii) El sector informal empleó el 61.2% del total de horas trabajadas.

iii) El tamaño de la producción informal total (PBIIT) fue 38.9% del PBI registrado en las cuentas nacionales (PBIR).

iv) Así mismo, predice que para el año 2.000 el tamaño del PBIIT será 61.3% del PBIR (de Soto, 1986, p.13).

El hecho de que la actividad informal se desenvuelva fuera del marco legal implica que la medición de la importancia de dicha actividad presente dificultades especiales. Por ello, teniendo en cuenta estos problemas, es importante evaluar las cifras presentadas en *El Otro Sendero*, especialmente si se considera que los resultados del ILD vienen siendo citados en debates sobre el sector informal fuera del Perú¹.

El presente artículo intenta evaluar los aspectos estadísticos de la publicación del ILD. Los dos primeros indicadores se basan en mediciones directas usando información microeconómica, mientras que los dos últimos presentan estimaciones del PBIIT usando medidas indirectas de tipo macroeconómico. En la sección siguiente se examina el método de cálculo del número de personas envueltas en actividades informales y del número de horas-hombre trabajadas en el sector informal. El cálculo del tamaño del PBIIT relativo al PBIR presenta problemas especiales, que serán discutidos en la sección III, mien-

tras que las proyecciones del tamaño del sector informal desde 1985 hasta el año 2000 se discuten en la sección IV. Finalmente, nuestras conclusiones se presentan en la sección V².

II. Estimación del número de trabajadores y de horas-hombre trabajadas en el sector informal

El punto inicial para los cálculos del número de personas activas en el sector informal se basa en la información del Instituto Nacional de Estadística (INE) sobre la proporción de la actividad informal registrada en las Cuentas Nacionales para 1979³. Usando la matriz insumo-producto de dicho año, se emplearon los siguientes catorce sectores:

- a) Agropecuario
- b) Pesca
- c) Minería
- d) Manufactura
- e) Electricidad y agua
- f) Construcción
- g) Comercio
- h) Transporte y comunicaciones
- i) Banca y seguros
- j) Restaurantes y hoteles
- k) Alquiler de vivienda
- l) Servicios diversos
- m) Salud y educación
- n) Gobierno

1 Por ejemplo, en un reciente artículo sobre la economía subterránea en *The New Internationalist* (julio 1987), la información sobre Perú fue tomada básicamente del trabajo del ILD. Así, "...un nuevo conjunto de estudios en Lima han revelado que el sector informal representa 60% de toda la actividad económica y fue - aparte del comercio de cocaína y la bonanza del oro en la selva - el único sector con crecimiento en la declinante economía peruana" es atribuida a Hernando de Soto, ILD, Lima, 1984. Un gráfico de barras en la pág. 16 del artículo, sin especificar el año, muestra que el tamaño de la economía subterránea en el Perú es 60% del PBI y atribuye esta cifra al ILD, Lima, 1985. Este creciente interés internacional en las estadísticas del ILD nos condujo a llevar a cabo este análisis econométrico de *El Otro Sendero*.

2 *El Otro Sendero* no contiene el material estadístico usado en los cálculos del tamaño del sector informal pero, en la página ix, el autor ofrece proporcionar a los lectores interesados la información en dos volúmenes adicionales: *Compendio Técnico y Estadística de "El Otro Sendero"* y *Estimación de la Magnitud de la Actividad Económica Informal en el Perú*. Nuestro análisis se ha basado fundamentalmente en la información contenida en el segundo de estos volúmenes y estamos agradecidos con M. Mayorga del ILD por facilitarnos este material. Por conveniencia, el título del segundo trabajo se abreviará como EMAEIP en el texto.

3 La descripción en esta sección de los métodos usados por el ILD para construir los estimativos del número de trabajadores y de horas-hombre trabajadas está basada en EMAEIP, pp. 124-125.

El estudio del INE encontró que en 1979 el tamaño del sector informal registrado en el PBIR fue 16.3%, con participaciones importantes de los sectores Comercio (35.8%), Transporte y comunicaciones (40.5%) y Servicios diversos (29.0%).

El primer paso en el trabajo del ILD fue identificar aquellos sectores donde las barreras técnicas o los sistemas de control impiden que las actividades informales se lleven a cabo (por ejemplo, Electricidad y agua). El segundo paso fue estimar el número de personas que trabajan informalmente en cada sector, actualizando las cifras del INE por medio de encuestas realizadas por el ILD en los sectores Pesca, Manufactura, Construcción, Comercio y transporte. Los resultados se pueden encontrar en el cuadro 1 (EMAIP, p. 126) y son reproducidos en el cuadro 1, columna A⁴. Estos aspectos serán discutidos con mayor detalle más adelante.

Al pasar a la discusión de los métodos usados para calcular el número de horas-hombre trabajadas en el sector informal, surge cierta ambigüedad respecto a quiénes se considera informales dentro de las estimaciones del ILD. El ILD emplea la categoría de Personas Económicamente Activas pero, dados los supuestos en el cálculo de horas-hombre trabajadas, es claro que se distingue entre dos tipos de trabajadores activos en el sector informal: aquellos que trabajan tiempo completo en el sector informal y aquellos que trabajan tiempo completo en el sector formal, pero

que además trabajan un tiempo parcial adicional en el sector informal con el propósito de obtener ingresos suplementarios. Al presentar los estimativos del número de trabajadores dedicados a actividades informales, el ILD no hace esta distinción, omisión por demás extraña dada la relativa importancia de los trabajadores de tiempo parcial en el sector informal. Por ello, asumiremos que el número de informales estimados incluye a los trabajadores de tiempo parcial. Así, carece de sentido discutir acerca de la ponderación usada para convertir trabajadores de tiempo parcial a trabajadores de tiempo completo.

Al estimar el número de horas-hombre ofrecidas por los trabajadores en el sector informal, se consideran solamente las horas adicionales trabajadas en el sector informal por los individuos que trabajan tiempo completo en el sector formal. El ILD no hace referencia al número de horas-hombre por día o por año ofrecidas por trabajadores de *tiempo completo* en el sector informal.

Para estimar el número de horas-hombre que trabajadores en el sector formal dedican a actividades informales, el ILD asume que los trabajadores cuyos ingresos son menores que el promedio de su sector laboran en el sector informal hasta que alcanzan dicho ingreso promedio sin exceder una jornada de doce horas. A no ser que este supuesto se base en evidencia empírica no reportada, esta suposición es extremadamente arbitraria, en la medida en que no existe una buena razón para suponer que trabajadores cuyos ingresos son iguales o superiores al promedio del sector no intenten incrementar sus ingresos. Por qué debemos asumir que el ingreso promedio de un sector representa un tope a las aspiraciones de ingresos de los trabajadores de dicho sector?

4 Los 14 sectores originales son reducidos a 11, Hoteles y restaurantes son incorporados a Comercio, Salud privada y Educación son incluidos en Servicios diversos y Salud pública y Educación son incorporados al sector Gobierno. No es claro que suceda con Alquiler de Viviendas. Es también difícil ver cómo se empleó la información del ILD sobre Construcción, en la medida en que declaran (p. 124) que las cifras del INE sobre subempleo fueron usadas para este sector.

Cuadro 1

NUMERO DE TRABAJADORES, HORAS-HOMBRE POR AÑO Y HORAS PROMEDIO
POR DIA TRABAJADAS EN EL SECTOR INFORMAL EN 1984

Sector	A	B	C	D	E	F
Agropecuario	1517	2.49	0.84	2273	4	7.6
Pesca	110	1.91	0.64	395	10	1.0
Mineria	11	46.75	15.90	40	10	2.5
Manufactura	233	13.01	4.37	524	6	9.1
Electricidad y agua	0	22.22	0.00	0	0	0.0
Construcción	65	3.74	2.16	145	6	3.3
Comercio	325	9.24	3.12	3001	25	33.3
Transporte y comunicaciones	112	10.11	3.40	643	16	8.7
Banca y seguros	39	28.00	9.34	88	6	3.3
Servicios diversos	379	7.06	1.95	3241	23	30.0
Gobierno	0	2.54	n.d.	0	0	3.2
TOTAL	2791	7.14	2.33	10350	10	100.0

- A = Número de personas trabajando informalmente, en miles.
(EMAEIP, p.126, cuadro 1, columna 2).
- B = Productividad de actividades formales por sector, en intis por hora-hombre.
(EMAEIP, p. 127, cuadro 2).
- C = Productividad de actividades informales por sector, en intis por hora-hombre.
(EMAEIP, p. 127, cuadro 2).
- D = Millones de horas-hombre por año en la actividad informal.
(EMAEIP, p. 126, cuadro 1, columna 6).
- E = Número promedio de horas trabajadas por día en la actividad informal
(=1000D/365A).
- F = Importancia relativa del PBIIT por sector.
(EMAEIP, p. 128, cuadro 3, columna 5).

Para algunos sectores se asume que los trabajadores llevan a cabo sus actividades informales en el sector en el cual han sido clasificados y para otros se hacen los siguientes supuestos:

“1. Los trabajadores en actividades formales en los sectores Agropecuario, Pesca, Manufactura, Construcción y Comercio distribuyen sus horas de actividad informal en proporciones iguales en los sectores Comercio y Servicios diversos.

2. Los trabajadores en actividades formales en los sectores Transporte y Servicios diversos, distribuyen sus horas de actividad informal en proporciones iguales en los sectores Comercio, Servicios diversos y Transporte.

3. Los trabajadores del sector Gobierno distribuyen sus horas de actividad informal en proporciones iguales en los sectores Servicios diversos y Transporte.

4. Los trabajadores agropecuarios que realizan actividades informales, dedican 50% de su tiempo a actividades propiamente Agropecuarias y el resto, al Comercio y a Servicios diversos, en proporciones iguales.

5. Los trabajadores del resto de sectores realizan actividades informales dentro del mismo sector en que han sido clasificados”. (EMAEIP, p. 125).

Debemos asumir que estos supuestos están basados en detallada información microeconómica recolectada por el ILD, pero dado que dicha información no es presentada ni discutida, no podemos evaluar la validez de su procedimiento.

En el siguiente paso se emplea información recolectada por el ILD respecto a productividades sectoriales (en Intis por hora-hombre) tanto para la actividad formal, como para la informal. Estas son pre-

sentadas en el cuadro 2 en EMAEIP, p.127, y son reproducidas en las columnas B y C de nuestro cuadro 1.

Finalmente, dadas las estimaciones del PBIIT y de la productividad en la actividad informal por sectores, estas cifras son combinadas para producir estimaciones del número de horas-hombre por año en la actividad informal en cada sector. Estos son presentados en EMAEIP, p. 124, cuadro 1 y lo reproducimos en nuestro cuadro 1, columna D.

Ante la breve descripción dada por el ILD sobre sus métodos para construir las estimaciones del número de horas-hombre surgen importantes dudas, especialmente porque, aparentemente, el ILD describe dos métodos de estimación para las mismas estadísticas. El primero está basado en información microeconómica sobre la distribución del ingreso en cada sector, lo cual genera información sobre salarios de trabajadores cuyos ingresos son menores que el promedio del sector. Combinando esto con información sobre la productividad informal en cada sector, determinamos el número de horas que estos trabajadores deben dedicar al sector informal para elevar sus ingresos hasta alcanzar el promedio del sector.

No es posible reproducir los cálculos del ILD debido a que los datos originales no han sido publicados, pero de otro estudio (Paredes Cruzat, 1987, No. 1, p. 51, cuadro 44) se ha obtenido información que revela que, para 1983, el ingreso medio mensual para trabajadores en el sector informal en Lima metropolitana fue de 394.966 soles/mes para los trabajadores del sector Comercio y de 376.333 soles / mes para los trabajadores del sector Servicios. De la misma fuente, se ha obtenido información sobre la distribución del ingreso promedio mensual en el Comercio y los Servicios en el sector moderno de Lima

metropolitana en 1983, en miles de soles por mes. En el cuadro 2 reproducimos la parte baja de la distribución que incluye ingresos menores al promedio, por sector.

Dado que el ingreso promedio para el sector Comercio fue de 394.996 soles/ mes en 1983, un trabajador con un ingreso promedio inferior al ingreso sectorial promedio, por ejemplo 293.892 soles/ mes necesitaría ganar 101.104 soles adicionales al mes para incrementar su ingreso y así alcanzar la media sectorial. De acuerdo con el supuesto del ILD, los trabajadores en el sector Comercio distribuyen sus horas de trabajo informal en proporciones iguales entre Comercio y Otros servicios.

Usando la información sobre productividad publicada por el ILD y reproducida en el cuadro 1, vemos que los datos para 1984 fueron 3.120 soles por hora-hombre en Comercio y 1.950 soles por hora-hombre en Otros servicios. Suponiendo una distribución de las horas en proporciones

iguales entre los dos sectores, el promedio de productividad en 1984 fue 2.535 soles por hora-hombre. Antes de aplicar este dato de productividad a la información de ingresos de 1983, debemos deflactarlo tomando en cuenta el cambio en precios entre los dos años. Para ello se utilizó el Índice de Precios al Consumidor para Lima metropolitana (1970=100, 1983 = 84.297 y 1984 = 180.704)⁵. Así, multiplicamos el dato de productividad de 1984 por 0.466 (=84.297/180.704) y se obtuvo una productividad de 1.183 soles por hora-hombre a precios de 1983.

Si asumimos que el trabajador no incurre en costos al trabajar en el sector informal, el número de horas que debe trabajar para que su ingreso mensual alcance el promedio sectorial de 394.996 soles / mes es 101, 104/ 1, 183, u 85.5 horas-hombre /

5 El índice de precios se tomó del banco de datos del CIESUL de la Universidad de Lima.

Cuadro 2

**DISTRIBUCION DEL INGRESO PROMEDIO EN LOS SECTORES
COMERCIO Y SERVICIOS EN EL SECTOR MODERNO DE LIMA
METROPOLITANA, 1983**

Actividad	Comercio	Servicios
Ingreso (S./1000)	Media del grupo	Media del Grupo
1 - 49	34.342	18.068
50 - 99	74.227	78.725
100 - 249	174.240	156.809
250 - 349	293.892	294.470
350 - 499	407.663	425.706

Fuente: Paredes Cruzatt (1987), No. 1, p.49, Cuadro 42

mes. Así mismo, un trabajador con un ingreso promedio de 34.342 soles por mes, deberá trabajar 305 horas-hombre por mes adicionales o 70.4 horas-hombre por semana, lo que colocaría a este trabajador cerca del límite superior definido por el ILD como 12 horas-hombre por día de trabajo de dedicación tiempo parcial en alguna actividad informal. Si se hace este ejercicio para cada grupo de ingreso, se puede estimar el número total de horas-hombre por mes trabajadas de tiempo parcial en el sector informal por trabajadores formales.

Así, es difícil comprender cómo el ILD combina esto con las estimaciones del PBIIT por sector y la información de productividad para obtener el número de horas-hombre por año en el sector informal.

Con la información presentada en EMAEIP y sin haber tenido la oportunidad de examinar en detalle el material estadístico que soporta sus resultados, no es posible comentar las estimaciones del ILD respecto al número de trabajadores y horas-hombre trabajadas en el sector informal. Sin embargo, dadas estas estimaciones es posible considerar su consistencia, calculando el promedio de horas de actividad informal por trabajador por sector. Estos cálculos son presentados en el cuadro 1, columna E⁶.

Para los sectores con actividad informal, el número de horas-hombre por día trabajadas se ubica en el rango de 4 a 25 horas lo que determina problemas en ambos extremos del rango. En el extremo menor del rango, los valores de 4 horas-

hombre por día en el sector Agropecuario y 6 en Manufactura, Construcción, y Banca y seguros son irrealmente bajos, a no ser que el número de trabajadores de tiempo parcial domine al número de trabajadores de tiempo completo en actividades informales en estos sectores. En el otro extremo del espectro, mientras que 16 horas-hombre por día en Transporte y comunicaciones es irreal pero no imposible, las 23 horas-hombre por día en Otros servicios y las 25 horas-hombre por día en Comercio son, por demás imposibles.

Estas aparentes inconsistencias son relevantes en la medida en que la columna F muestra que Otros servicios y Comercio son los sectores más importantes en la actividad informal, contribuyendo con 30% y 33.3% respectivamente del total del PBIIT.

Nuestras estimaciones del promedio de horas-hombre trabajadas por día en el sector informal sugiere alguna inconsistencia en los cálculos del ILD sobre el número de trabajadores en el sector informal o del número de horas-hombre trabajadas en el sector informal (o ambas), pero no nos permite identificar la fuente del problema. Si el número estimado de personas trabajando en el sector informal es correcto, entonces el número de horas-hombre trabajadas en el sector informal se encuentra claramente sobreestimado. Por otra parte, si el número de horas-hombre trabajadas en el sector informal es correcto, entonces el número de personas trabajando en el sector informal debe estar subestimado.

Para explorar estas posibilidades, hemos asumido que es más fácil contar personas que calcular el número de horas que ellos trabajan y, por tanto para nuestros cálculos suponemos que el número de trabajadores en el sector informal esti-

6 Al convertir horas-hombre por año a horas-hombre por día, hemos usado un año de 365 días (aún cuando 1984 fue un año bisiesto). Esto asume que los trabajadores en el sector informal laboran todos los días del año. Si esto no es así, entonces sesgará hacia abajo el promedio de horas-hombre trabajadas por día.

mado por el ILD es relativamente más confiable que el número de horas-hombre trabajadas en el sector informal. Para ver las implicaciones de la eliminación de los supuestos referentes al número de horas-hombre trabajadas en el sector informal hemos realizado unos primeros estimativos (ver cuadro 3) .

Al revisar las estimaciones del PBIIT por sectores, se ha asumido que el número de horas-hombre trabajadas por día es correcta para aquellos sectores donde éste se ubica en el rango 0-12 horas por día. Las cifras irreales que encontramos en ciertos sectores (Comercio 25, Transporte y comunicaciones 16 y Servicios diversos 23), fueron sustituidas por aquella más realista de 12 horas por día⁷. Teniendo en cuenta estos cambios, recalculamos el PBIIT por sector (columna H, cuadro 3). El efecto global de esta revisión es que el PBIIT se reduce de 25.033 a 15.775 millones de intis. Así mismo, el tamaño del sector informal con relación al PBI registrado de 1984 se reduce de 38.9% a 24.5%.

Estos cálculos basados en supuestos "heróicos" *no deben* ser interpretados como nuestras estimaciones del tamaño del sector informal. Pretenden solamente ilustrar la posible inconsistencia interna de los cálculos del ILD sobre el número de trabajadores y el número de horas-hom-

bre trabajadas en el sector informal. Uno de ellos debe ser errado y hasta que este problema no haya sido resuelto, estos resultados deben ser tratados con cuidado. Sin embargo, la información básica recolectada por el ILD tiene obviamente un gran potencial por lo cual esperamos su publicación para así poder continuar con el análisis estadístico.

III. La estimación del tamaño del sector informal

Los cálculos discutidos anteriormente permitieron al ILD estimar algunos aspectos del sector informal durante 1984. Con el propósito de estudiar el comportamiento del sector informal a través del tiempo, fue necesario usar métodos de estimación diferentes. Los economistas del ILD basaron sus cálculos en una serie de métodos desarrollados para estimar el tamaño de la economía subterránea en los países desarrollados. Debido a que la economía subterránea implica ilegalidades en la producción o distribución de los bienes y servicios (tales como evasión de impuestos y/o regulaciones industriales), muchos economistas son escépticos de la utilidad del uso de técnicas microeconómicas, como por ejemplo encuestas de familias, firmas o individuos, con el argumento de que los encuestados no responden o mienten. Por este motivo, la mayor parte de los economistas que han trabajado sobre la economía subterránea, han preferido emplear métodos indirectos para estimar su tamaño con base en información macroeconómica⁸.

7 La elección de 12 horas es obviamente arbitraria pero no irreal como un límite razonable. Paredes Cruzatt (1987, No. 4, p. 13, cuadro 8) presenta información en términos de horas semanales trabajadas por sector para el sector informal y el sector moderno. En la manufactura informal, la mediana en horas fue 42 por semana, con 8.8% de trabajadores laborando entre 61 y 80 horas por semana y 3.8% trabajando más de 81 horas por semana. Para Comercio, la mediana es 47 horas por semana, con 19.4% trabajando entre 61 y 80 horas por semana y 8.5% trabajando más de 81 horas por semana. En Servicios, la mediana es de 43 horas, con 10% trabajando entre 61 y 80 horas por semana y 5.4% trabajando más de 81 horas por semana.

8 Todos estos métodos macroeconómicos indirectos de medición del tamaño de la economía subterránea están sujetos a severas críticas (Thomas 1986.a, y las referencias allí citadas) pero, aún si aceptamos estas medidas, su relevancia para estimar el tamaño del *sector informal* es cuestionable. Ellas han sido diseñadas para detectar actividades monetarias de aquellos que desean esconder sus actividades económicas del gobierno *por cualquier causa*. En la medida en que existan aquellos

Cuadro 3

**RECALCULO DEL TAMAÑO DEL SECTOR INFORMAL CON BASE EN
CIFRAS REVISADAS HIPOTÉTICAS DE HORAS-HOMBRE**

Sector	E	G	E*	H
Agropecuario	4	1904	4	1904
Pesca	10	253	10	253
Minería	10	636	10	636
Manufactura	6	2291	6	2291
Electricidad y agua	0	0	0	0
Construcción	6	313	6	313
Comercio	25	8333	12	4000
Transporte y comunicaciones	16	2186	12	1640
Banca y seguros	6	822	6	822
Servicios diversos	23	7506	12	3916
Gobierno	0	0	0	0
TOTAL	-	25033	-	15775

- E = Número promedio de horas-hombre trabajadas por día en la actividad informal. (cuadro 1, columna E).
- G = PBIIT por sector. (EMAEIP, p. 128, cuadro 3, columna 5).
- E* = Número promedio revisado de horas trabajadas por día en la actividad informal, asumiendo un máximo de 12 horas-hombre por día.
- H = Estimaciones revisadas del PBIIT por sector basados en las cifras ajustadas de la columna E*.

La primera de estas aproximaciones se debe a Peter Gutmann (1977), quien asumió que, para proteger sus actividades ilegales, los agentes que operaban en la economía subterránea en los Estados Unidos usaban circulante y no depósitos bancarios. Dada la mayor disponibilidad de activos líquidos perceptores de interés en los Estados Unidos y el incremento del uso de tarjetas de crédito, se podía predecir una caída de la demanda por circulante en relación a otras formas de liquidez. Cuando Gutmann grafica la razón Circulante a Depósitos, encuentra que éste se venía incrementando e interpretó esto como un incremento de la demanda de circulante en relación a los depósitos. Su explicación fue que el incremento de demanda por circulante era usada en la economía subterránea. Feige (1979), asumió que aquellos agentes envueltos en la economía subterránea en los Estados Unidos podrían estar usando cheques además de billetes y monedas y, a diferencia de Gutmann, emplea la Teoría Cuantitativa del Dinero para identificar la relación entre el total de transacciones y el ingreso nacional.

Tal como fue originalmente aplicado, ambas aproximaciones fueron medidas de *coeficiente fijo*, debido a que era necesario asumir un año base en el cual la economía subterránea no existía, o en el cual su tamaño era algún porcentaje pequeño (y arbitrario) del ingreso registrado. Por otro lado, Tanzi (1980), especificando las variables que conducen a la evasión fiscal tales como presión tributaria, propuso el uso de análisis de regresión para estimar el tamaño de la economía subterránea. Esta metodología tiene las ventajas de i) evitar

el supuesto arbitrario del año base y ii) permitir la evaluación de hipótesis con base en los resultados econométricos.

Para ilustrar los métodos de construcción de una medida del tamaño del sector informal (como porcentaje del PIB registrado) usados en el estudio del ILD, consideraremos el método de Gutmann, que asume que el único medio de pago empleado en el sector informal es el circulante. Aquí (i) y (f) son empleados para referirnos a los sectores informal y formal y definimos las siguientes variables:

C	= Circulante total
D	= Depósitos en cuenta corriente
M1	= Dinero (=C+D)
PBIF	= PBI del sector formal
PBIR	= PBI registrado en las Cuentas Nacionales
PBIIT	= PBI informal total, registrado y no registrado

Dado el supuesto que sólo se emplea circulante para transacciones informales, $D(i) = 0$, por lo tanto:

$$M1(i) = C(i) \quad (1)$$

Definiendo la razón de circulante a cuentas corrientes para el sector formal como:

$$k(f) = C(f) / D(f) = C(f) / D \quad (2)$$

donde $D(i) = 0$

Entonces, dado que el circulante mantenido por el sector formal es $C(f) = k(f)D$, el circulante mantenido por el sector informal es obtenido por:

$$C(i) = C - k(f) D \quad (3)$$

El dinero mantenido por el sector formal, $M1(f)$, está dado por:

que fuera del sector informal están involucrados en actividades criminales, esta medida indirecta es incapaz de discriminarlas. Es difícil calcular esta distorsión en el Perú, pero es claro que estos métodos indirectos tienden a sobreestimar el tamaño del sector informal.

$$M1(f) = C(f) + D = [1 + k(f)] D \quad (4)$$

La etapa final en los cálculos es obtener las velocidades de circulación del dinero en los sectores formal e informal. Primero, asumiendo que el PIB en el sector formal está relacionado con el PBI registrado por:

$$PBIF = f \cdot PBIR \quad (5)$$

podemos definir la velocidad de circulación del dinero del sector formal, $V(f)$, como

$$V(f) = PBIF/M1(f) = f \cdot PBIR/[1 + k(f)] D \quad (6)$$

Para el sector informal, la velocidad de circulación, $V(i)$, es:

$$V(i) = PBIIT/M1(i) = PBIIT/[C - k(f)D] \quad (7)$$

El supuesto crucial ahora es que $V(f) = V(i)$, por lo que igualando (6) y (7) y despejando el *grado de informalidad*, I , obtenemos:

$$I = PBIIT/PBIR = f[(C/D) - k(f)] / (1 + k(f)) \quad (8)$$

o, definiendo $C/D = k$

$$I = f[k - k(f)] / [1 + k(f)] \quad (9)$$

La razón I depende de C/D , que puede ser medido directamente, y de f y $k(f)$ que tienen que ser estimados de alguna manera. El *ILD* estima f con base en cálculos del *INE* para 1979, en el cual el *PBI* informal registrado representó 16.3% del *PBIR*, por ello para 1979, $(1-f) = 0.163$. El *ILD* asume además que $(1-f)$ creció a una tasa constante desde 0.01 en 1951 hasta 0.163 en 1979 y se mantuvo constante en dicho valor desde 1979 hasta 1984. Si bien estos supuestos son bastante arbitrarios,

es posible que el *ILD* tenga evidencia para justificar tal sendero de crecimiento para $(1-f)$.

Entre las múltiples soluciones para $k(f)$, dos son exploradas. Primero, siguiendo a Gutmann (1977), se asume $k(f)$ constante y se obtiene igualando $k(f)$ a la razón C/D en algún año en el cual se asume que el sector informal no existía.

La segunda aproximación que fue desarrollada por Tanzi (1980), consiste en obtener valores anuales para $k(f)$ por análisis de regresión. El estudio del *ILD* sigue este procedimiento y aplica distintas regresiones, siendo su versión preferida:

$$\log(C/D) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(1+CSS) + \alpha_2 \log R + \alpha_3 \log P + u \quad (10)$$

donde:

CSS representa la razón de las Contribuciones al Seguro Social con respecto al *PBI*⁹,
 R es la tasa real de interés y
 P es la tasa de inflación.

Habiendo estimado la ecuación (10), el valor de $\log(C/D)$ en ausencia del sector informal se obtiene fijando $\log(1+CSS) = 0$, así:

$$\log(\hat{C}/D) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_2 \log R + \hat{\alpha}_3 \log P \quad (11)$$

Entonces los valores estimados de $k(f)$ pueden obtenerse aplicando antilogaritmos a la parte izquierda de la ecuación (11).

9 Dado que Tanzi asumió que la evasión tributaria era la mayor razón para que la gente entrara a la economía subterránea en los Estados Unidos, sus regresiones originales incluyeron la tasa impositiva. La carga tributaria no es el mayor incentivo para ubicarse en la actividad informal en el Perú, por lo que el *ILD* emplea variables como *CSS* y *EP* para capturar los efectos de la carga burocrática.

Los otros métodos discutidos por el ILD son elaboraciones del enfoque básico de Gutmann/Tanzi. Por ejemplo, el método generalizado de Gutmann asume que los informales operan con cuentas corrientes.

El método de Feige propuesto por el ILD asume que el sector informal usa circulante y depósitos a la vista. Utiliza la razón de circulante a dinero, $C/M1$, obteniendo $C(f)/M1(f)$ por análisis de regresión de la ecuación:

$$\log(C/M1) = \beta_0 + \beta_1 \log(1 + CSS) + \beta_2 \log R + \beta_3 \log P + u \quad (12)$$

fijando $\log(1+CSS) = 0$

El método de Tanzi, tal como es presentado por el ILD, aplica la razón de circulante al total de liquidez en moneda nacional, $C/M2$. En este caso, $C(f)/M2(f)$ se obtiene estimando la ecuación:

$$\log(C/M2) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(1+EP) + \gamma_2 \log R + \gamma_3 \log P + u \quad (13)$$

donde EP representa la razón de empleados públicos al total de la PEA ocupada, fijando $\log(1+EP) = 0$.

Una de las reglas estadísticas para el análisis del movimiento de cocientes en el tiempo es examinar la conducta de las series individuales, en la medida en que un incremento de un cociente puede ser causado o por un incremento en el numerador o por una caída en el denominador. De hecho, las primeras críticas al trabajo de Gutmann fueron estudios que examinaban el comportamiento de C y D separadamente, encontrando que el incremento en C/D , que Gutmann atribuía a un aumento de la demanda de circulante, podía ser explicado por una caída relativa de la demanda por D en lugar de un incremen-

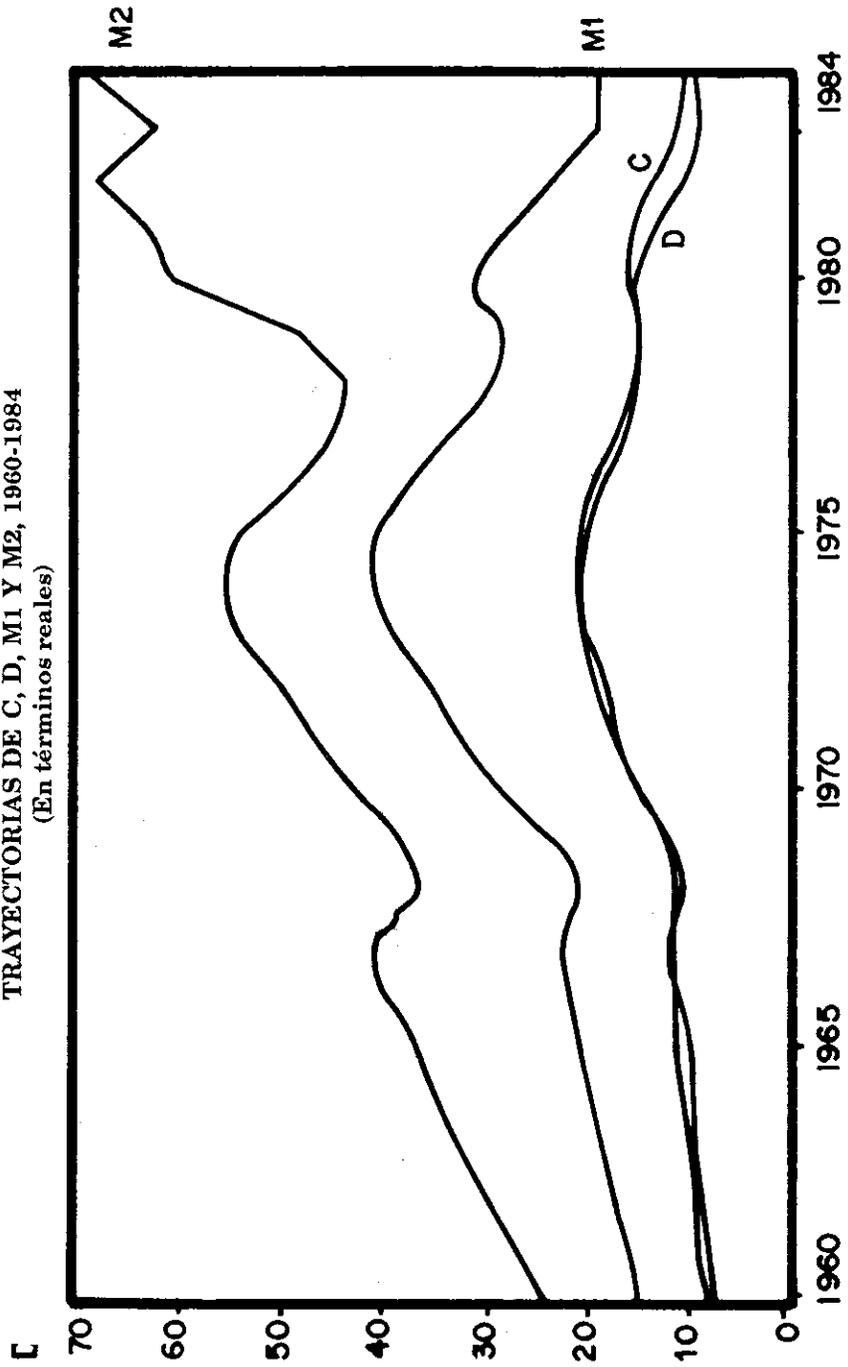
to de la demanda por C (ver García y Pak, 1979 y Bowsher, 1980).

En el gráfico 1 se presentan los movimientos de C, D, M1 y M2 para el período 1960-1984, usando los datos proporcionados por el ILD en EMAEIP, p.80, cuadro 1. Para obtener información en términos reales empleamos el Índice de Precios al Consumidor para Lima metropolitana.

Nuestras cuatro series muestran una clara tendencia creciente hasta 1974 y desde allí caídas hasta 1979. Las cuatro series empiezan a crecer nuevamente, pero C, D y M1 encuentran una nueva cima en 1980, y desde entonces caen fuertemente entre 1980 y 1984. Sólo M2 mostró cierto crecimiento en el período 1980-1984. Estos resultados son muy interesantes, en la medida en que la demanda por C - la forma más líquida de dinero que de acuerdo al enfoque de Gutmann debió estar creciendo con el tamaño del sector informal - de hecho cayó desde 1975, como sucedió con D y M1. Asimismo, en la medida en que sólo M2 creció en términos reales, la lógica del argumento debería sugerir que el crecimiento del sector informal operó por medio de activos menos líquidos en M2, en vez del circulante.

Estas observaciones iniciales en cuanto al movimiento individual de las series son confirmadas cuando se examinan los cocientes C/D , $C/M1$ y $C/M2$ para el período 1960-1984, como se puede apreciar en el gráfico 2. Hay poca evidencia de una tendencia incremental de C/D , pues aunque hay un significativo aumento entre 1980 y 1982, la razón cae en 1984 al valor que tuvo en 1981. Este mismo patrón puede ser observado en $C/M1$ y solo $C/M2$ muestra importantes fluctuaciones. Este cociente tiene una clara tendencia creciente de 1967 a 1976, año a partir del cual esta tendencia se revierte, alcanzando para 1984 el 50% del valor de 1960.

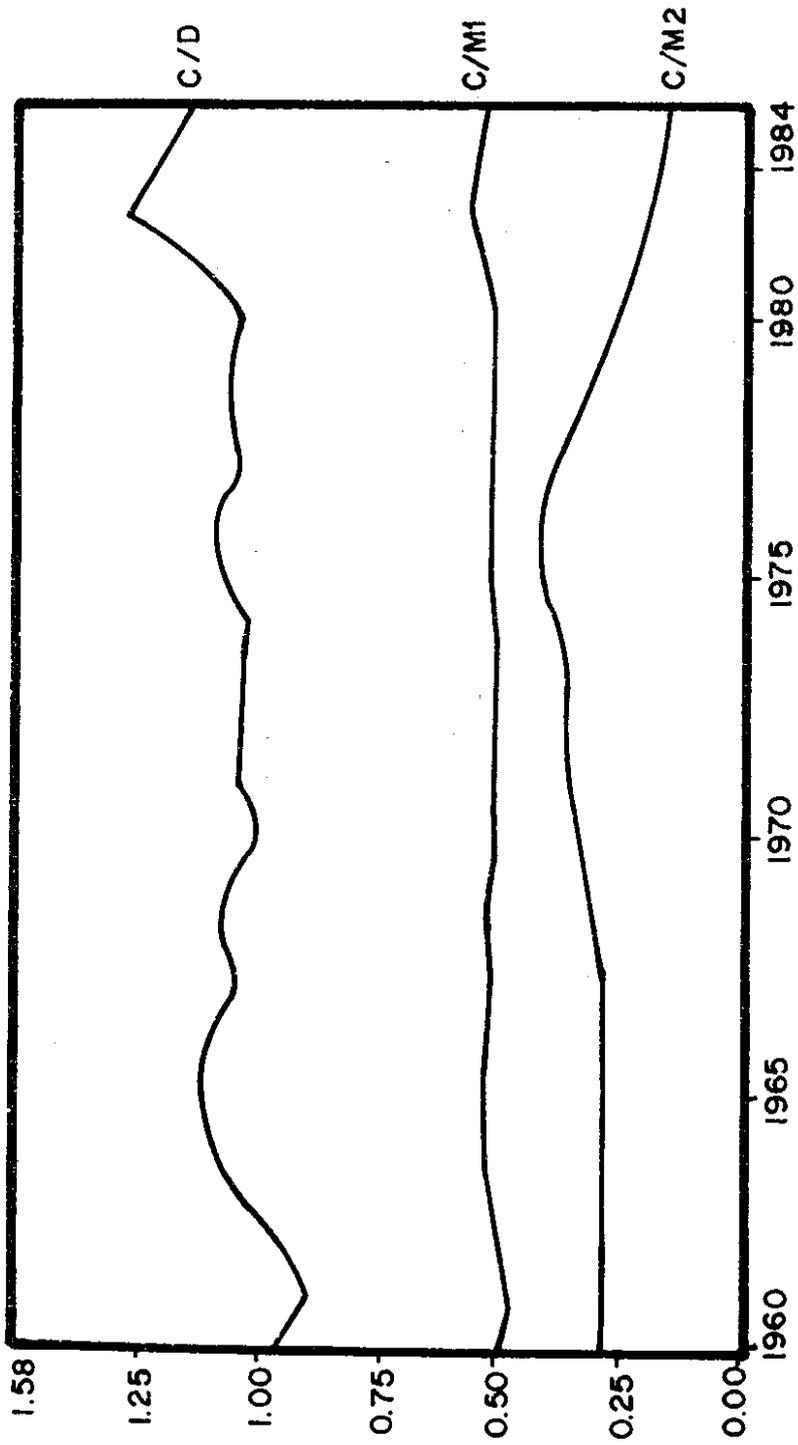
Gráfico I
TRAYECTORIAS DE C, D, M1 Y M2, 1960-1984
(En términos reales)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Gráfico 2

TRAYECTORIAS DE C/D, C/M1 Y C/M2, 1960-1984



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Dado el movimiento de C, D, M1, M2 y las razones C/D, C/M1 y C/M2, resulta difícil entender cómo el ILD puede justificar la aplicación de los métodos de Gutmann, Feige y Tanzi al caso de la economía peruana. Todos estos métodos asumen un incremento excesivo en la demanda por C o M1 explicable solamente por el crecimiento de la economía subterránea, cuando para el Perú es claro que C, D y M1 han decrecido desde 1975 hasta 1984.

Las regresiones del ILD relacionadas con las ecuaciones (10), (12) y (13) son presentadas en EMAEIP, pp.88-90, cuadros 4-6. En cada caso, el cuadro contiene los diez mejores resultados de las estimaciones usando mínimos cuadrados ordinarios para los cocientes bajo análisis. Se utilizó información anual para el período 1960-1984 (ver EMAEIP, pp.80-84)¹⁰. Además de las variables especificadas en las ecuaciones (10), (12) y (13), las siguientes variables (en logaritmos) fueron también empleadas en las regresiones: consumo privado/PBI, PBI per-cápita, impuestos/PBI, y el tipo de cambio. Ninguna de estas variables tuvo un estadístico-t significativo en las regresiones reportadas en los cuadros 4-6.

$$L(C/D) = - 2.172 + 2.983L(1+CSS) \\ (3.18) \quad (1.25) \\ + 0.438LR + 0.067LP \quad (10) \\ (3.02) \quad (4.64)$$

$$\bar{R}^2 = 0.563, \quad F = 11.32, \quad DW = 1.071$$

10 Usando la información del EMAEIP, nos es posible reproducir los resultados del ILD para las ecuaciones (10) y (12), pero no nos es posible reproducir sus resultados de la ecuación (13), donde obtuvimos:
 $L(C/M2) = 6.648 + 14.269L(1+EP) - 1.763LR - 0.319LP$
 (2.90) (2.80) (-3.70) (-6.07)
 $\bar{R}^2 = 0.592, F=12.61, DW=1.010, \text{ Chow test } F=10.04$
 Hasta el momento no tenemos explicación para esta discrepancia.

$$L(C/M1) = -1.707 + 1.558L(1+CSS) \\ (5.13) \quad (1.34) \\ + 0.204LR + 0.032LP \quad (12) \\ (2.88) \quad (4.51)$$

$$\bar{R}^2 = 0.557, \quad F = 11.06, \quad DW = 1.045$$

$$L(C/M2) = 1.278 + 14.084L(1+EP) \\ (0.96) \quad (4.64) \\ - 0.579LR - 0.206LP \quad (13) \\ (2.15) \quad (11.01)$$

$$\bar{R}^2 = 0.834, \quad F = 11.24, \quad DW = 0.706$$

Dada la ausencia de cualquier diagnóstico distinto del estadístico Durbin-Watson, y la presencia de fuerte autocorrelación positiva en las tres regresiones presentadas, hemos usado la información presentada en el EMAEIP para llevar a cabo pruebas econométricas adicionales.

Nuestras estimaciones empleando mínimos cuadrados ordinarios confirman la presencia de una fuerte autocorrelación y la prueba de estabilidad (prueba de Chow usando las cuatro últimas observaciones) produjo estadísticos F para las tres ecuaciones (10), (12) y (13) de 1.960, 1.717 y 10.040, respectivamente. El último es altamente significativo y sugiere un severo problema de inestabilidad en la ecuación (13).

A continuación, reestimamos las ecuaciones empleando la transformación de Cochrane-Orcutt con el objetivo de remover los efectos de la autocorrelación. Los resultados son:

$$L(C/D) = -1.974 + 0.358L(1+CSS) \\ (-2.35) \quad (0.11) \\ + 0.404LR + 0.069LP \quad (10AR) \\ (2.24) \quad (3.49)$$

$\bar{R}^2 = 0.636$, $F = 11.05$, $DW = 1.717$,
Chow test $F = 2.644$

$$L(C/M1) = -1.609 + 0.270L(1+CSS) \\ (-3.97) \quad (0.16) \\ + 0.187LR + 0.033LP \quad (12AR) \\ (2.14) \quad (3.40)$$

$\bar{R}^2 = 0.636$, $F = 11.03$, $DW = 1.711$,
Chow test $F = 2.241$

$$L(C/M2) = -2.052 + 2.020L(1+EP) \\ (-0.32) \quad (0.32) \\ - 0.110LR - 0.025LP \quad (13AR) \\ (-0.31) \quad (-0.38)$$

$\bar{R}^2 = 0.884$, $F = 45.16$, $DW = 0.325$,
Chow test $F = 3.150$

Para las ecuaciones (10) y (12), el efecto de la transformación es mejorar el estadístico de Durbin-Watson, pero a cambio de un deterioro en la estabilidad de las ecuaciones estimadas, como lo indican las pruebas de Chow. En ninguna de las ecuaciones la variable $\log(1+CSS)$ es significativa, sembrando dudas adicionales respecto a la relación entre tenencias monetarias y el sector informal¹¹. Sin embargo, para la ecuación (13) el efecto de la transformación de Cochrane-Orcutt es producir un deterioro en el estadístico DW, a cambio de alguna mejora en la estabilidad de la ecuación. Ninguna de las variables explicativas fueron significativas.

El fracaso de la transformación de Cochrane-Orcutt para eliminar los problemas estadísticos de la estimación original por mínimos cuadrados ordinarios, sugiere la posibilidad de un problema de mala especificación dinámica, por lo que procedimos a estimar nuevamente las ecuaciones incluyendo un rezago de la variable dependiente. Los resultados son (h: estadístico h de Durbin).

$$L(C/D) = -1.860 + 1.809L(1+CSS) \\ (-3.15) \quad (0.82) \\ + 0.384LR + 0.044LP \\ (3.07) \quad (2.96) \\ + 0.448L(C/D) \quad (10D) \\ (2.85)$$

$\bar{R}^2 = 0.671$, $F = 12.71$, $h = 1.175$,
Chow test $F = 1.140$

$$L(C/M1) = -1.247 + 0.920L(1+CSS) \\ (-3.82) \quad (0.85) \\ + 0.178LR + 0.450LP \\ (2.93) \quad (2.87) \\ + 0.450LP \quad (12D) \\ (2.84)$$

$\bar{R}^2 = 0.663$, $F = 12.34$, $h = 1.291$,
Chow test $F = 0.922$

$$L(C/M2) = 0.710 + 4.077L(1+EP) \\ (0.93) \quad (1.60) \\ - 0.166LR - 0.094LP \\ (-0.94) \quad (-3.51) \\ + 1.000L(C/M2) \quad (13D) \\ (13.18)$$

$\bar{R}^2 = 0.968$, $F = 175.86$, $h = 1.823$,
Chow test $F = 1.185$

La inclusión de un rezago de la variable dependiente en las ecuaciones (10) y (12) mejora la estabilidad de las ecuaciones y, como se puede juzgar por el estadístico-h

11 Un resultado similar fue obtenido en el modelo original de Tanzi para los Estados Unidos. Nuestra reestimación de las ecuaciones de Tanzi con la información publicada por él (1983), Thomas (1986.c) encontró evidencia de un cambio estructural en la relación en 1945, y que las variables impositivas, cruciales para la medida de Tanzi del tamaño de la economía subterránea, fueron estadísticamente insignificantes en el período 1946-1980.

de Durbin, no hay problemas de autocorrelación. La significancia del coeficiente del rezago de la variable dependiente sugiere la posibilidad de ajuste dinámico, mientras que la variable $\log(1+CSS)$, cuyo rol es enlazar al sector informal con las razones monetarias, no es significativo en las ecuaciones. La reespecificación dinámica reduce considerablemente el problema de autocorrelación y da estabilidad a la ecuación (13). Anotamos nuevamente que la variable que supuestamente relaciona al sector informal con la razón monetaria, $\log(1+EP)$, no es significativa.

Así, con respecto a las medidas efectuadas por el ILD sobre el tamaño del sector informal, podemos concluir lo siguiente:

i) Un análisis gráfico de los movimientos de C,D,M1 y M2, así como de las razones C/D, C/M1 y C/M2 muestra que, para el Perú en el período 1960-1984, ninguna de las variables exhibió las condiciones necesarias para la aplicación de los métodos de Gutmann, Feige o Tanzi, esto es, un excesivo *incremento* en la demanda por circulante con relación a otras formas monetarias. De hecho, los datos muestran que, en términos reales, C,D y M1 declinaron en el período de 1975 a 1984.

ii) Las ecuaciones estáticas, a las cuales el ILD aplicó mínimos cuadrados ordinarios para construir sus estimaciones de tamaño del sector informal, están mal especificadas. En una reespecificación dinámica de la ecuación que mostró ser estable y sin problema de autocorrelación, las variables que supuestamente ligaban el sector informal a la demanda por circulante resultaron estadísticamente insignificantes. En la medida en que estos parámetros no significativos tienen un rol crucial en la generación de las estimaciones del ILD sobre el tamaño del sector informal, se puede sugerir que nuestras conclusio-

nes proveen un buen fundamento para rechazar la serie estimada por el ILD del PBIIT.

IV. Evolución del tamaño del sector informal de 1985 al año 2000

El método de proyección usado en el estudio del ILD se describe en EMAEIP en una nota del cuadro 12 (p.97). Usando información anual de 1960 a 1984, una variable de tendencia fue ajustada al PBIR y al PBIIT y estas tendencias exponenciales fueron entonces empleadas para obtener datos proyectados de las dos variables desde 1985 hasta el año 2000. El tamaño proyectado del sector informal fue calculado entonces como el cociente de las dos variables independientemente proyectadas.

Las regresiones de tendencia usadas por el ILD en las proyecciones del PBIR y PBIIT no son reportadas en EMAEIP, pero cuando ajustamos las siguientes regresiones contra PBIR y PBIIT para el período 1960-1984, nos es posible reproducir sus proyecciones para el período 1985-2000.

$$\log(RGDP) = 5.160 + 0.0336T \quad (14)$$

(118.0) (17.80)

$$\bar{R}^2 = 0.929, SSR = 0.106636, DW = 0.334, \text{Chow test } F = 13.56$$

$$\log(TIGDP) = 3.733 + 0.0507T \quad (15)$$

(38.64) (12.14)

$$\bar{R}^2 = 0.859, SSR = 0.520652, DW = 0.419, \text{Chow test } F = 1.285$$

donde:

T es una variable lineal de tendencia, SSR es la suma de residuos al cuadrado y los estadísticos t se presentan en paréntesis.

Tratar de predecir cualquier serie desde 1985 hasta el año 2000 empleando regresiones aplicadas a un período tan corto como el de 1960 a 1984, es extremadamente ambicioso. Si el objetivo hubiese sido más modesto, por ejemplo proyectar el tamaño del sector informal (I= PBIIT/PBIR) hasta 1990, entonces hubiese sido preferible usar un método más sofisticado de proyección, como el modelo ARIMA de tipo Box-Jenkins, para recoger el patrón cíclico de las series. Sin embargo, si la intención es extrapolar tan lejos como hasta el año 2000, entonces la proyección de la tendencia podría ser más apropiada, siempre y cuando el modelo de la tendencia se encuentre bien especificado.

Observando los diagnósticos de las ecuaciones (14) y (15), la prueba de Chow indica que (14) es inestable y el estadístico Durbin-Watson señala la presencia de una significativa autocorrelación positiva. Esto último podría esperarse con base en que una simple tendencia exponencial no puede explicar el comportamiento cíclico de las series, que será recogido por el término de error. Sin embargo, una revisión cuidadosa de los residuos de las ecuaciones (14) y (15) muestra a los mismos con valores negativos al comienzo y al final del período y positivos para el período intermedio.

Dado que una función lineal tiende a sobre-predecir al comienzo y al final de un período y a sub-predecir en el intermedio, esto es un buen indicador de que el modelo lineal es una mala especificación de un modelo no-lineal. Reestimando (14) y (15) usando una tendencia cuadrática (T2 representa el término cuadrático):

$$\begin{aligned} \log(\text{RGDP}) = & 4.621 + 0.0062T \\ & (73.02) \quad (14.38) \\ & - 0.0012T^2 \\ & (-9.02) \end{aligned} \quad (16)$$

$$\bar{R}^2 = 0.984, \text{SSR} = 0.022707, \text{DW} = 1.142, \text{Chow test } F = 7.909$$

$$\begin{aligned} \log(\text{TIGDP}) = & 2.777 + 0.1480T \\ & (13.04) \quad (7.15) \\ & - 0.0022T^2 \quad (17) \\ & (-4.75) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.927, \text{SSR} = 0.256963, \text{DW} = 0.658, \text{Chow test } F = 4.308$$

De la significativa reducción en la SSR de ambas ecuaciones, es claro que la introducción del término cuadrático T2 conlleva a una considerable mejora en el ajuste de los modelos de tendencia. Este efecto se confirma visualmente en los gráficos 3 y 4, en los cuales se han usado antilogaritmos para mostrar las tendencias exponenciales y cuadráticas graficadas contra el PBIR y PBIIT efectivos, con la ventaja de la tendencia cuadrática de seguir la curvatura de las series.

Como una demostración adicional de la superioridad de las tendencias cuadráticas sobre las tendencias exponenciales, hemos calculado los porcentajes de desviaciones del PBIR efectivo de la tendencia exponencial [=100(PBIR-PBIR1)/PBIR] y de la tendencia cuadrática [=100(PBIR - PBIR2)/PBIR]. El cuadro 4 contiene las desviaciones estándar y los rangos para estas series, así como la serie de PBIIT.

La mejora es más obvia en el caso de PBIR, donde la desviación estándar es reducida de 6.936% alrededor de la tendencia exponencial a 3.095% alrededor de la tendencia cuadrática, produciéndose una marcada disminución en el rango de las desviaciones. Para el PBIIT, los ajustes no son tan buenos como para el PBIR, pero hay aún una disminución en la desviación estándar de 16.052% alrededor de la tendencia exponencial a 10.257% alre-

Gráfico 3

ESTIMADOS DE PBIR USANDO TENDENCIA EXPONENCIAL (PBIR1) Y
TENDENCIA CUADRATICA (PBIR2) VS PBIR OBSERVADO

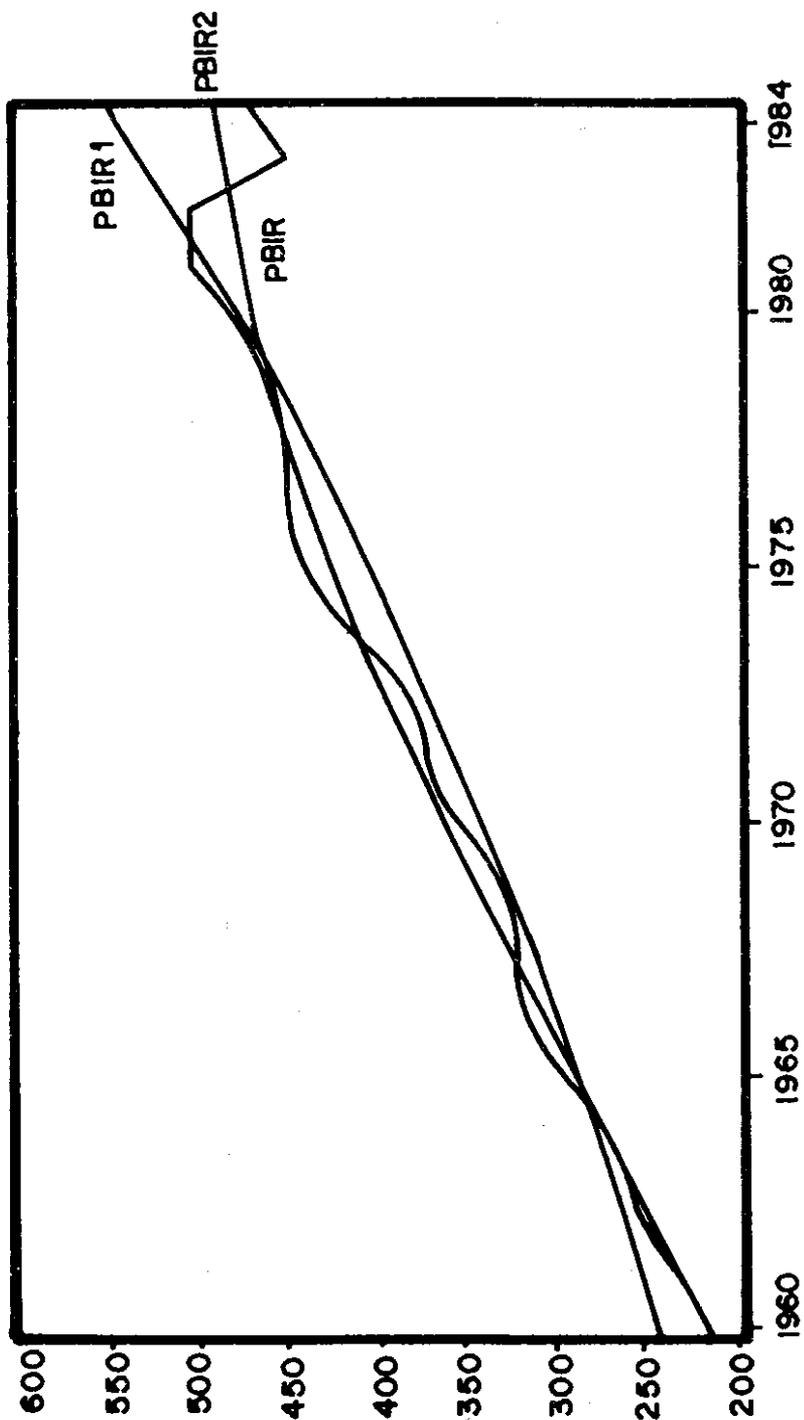
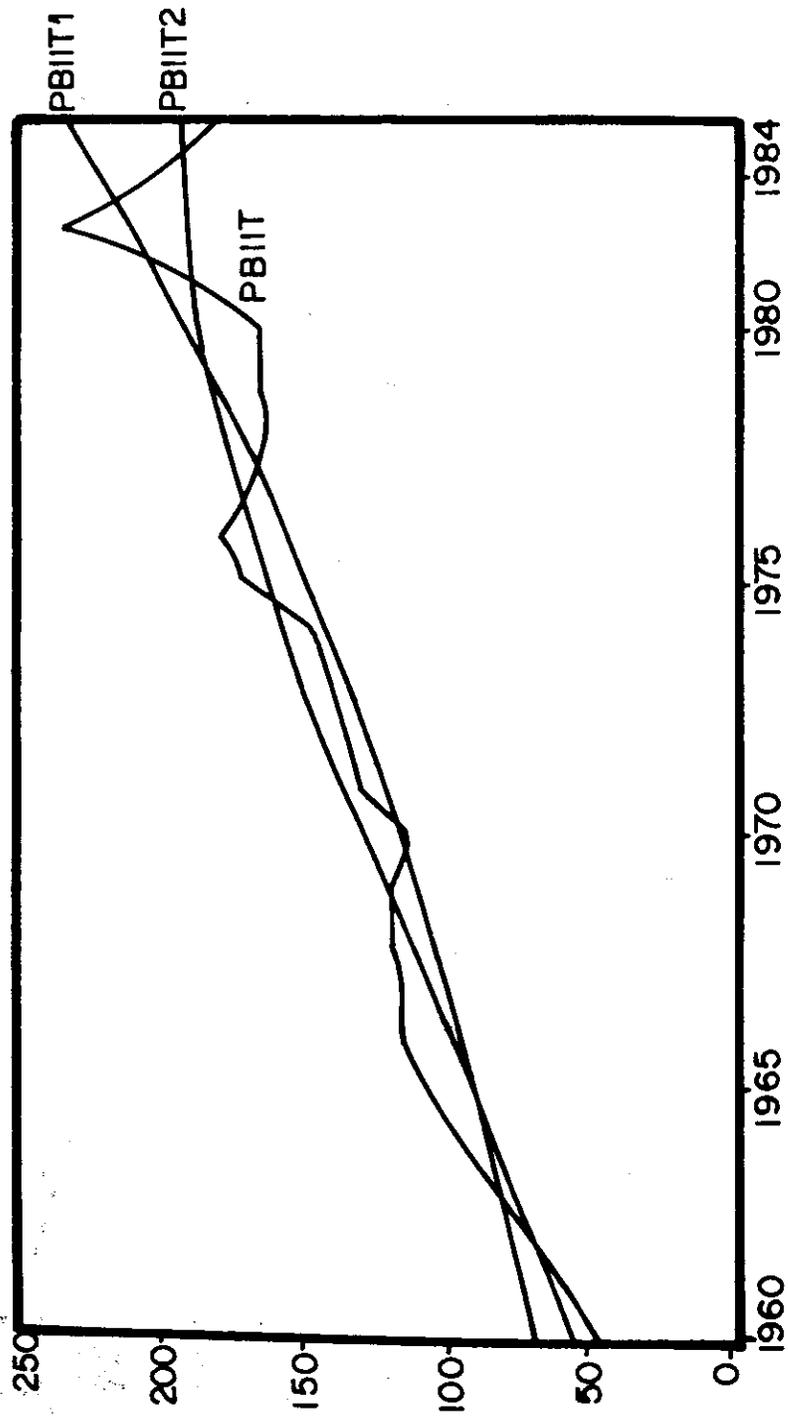


Gráfico 4

ESTIMADOS DE PBIIT USANDO TENDENCIA EXPONENCIAL (PBIIT1) Y
TENDENCIA CUADRÁTICA (PBIIT2) VS PBIIT OBSERVADO



Cuadro 4

**DESVIACIONES DE PBIR Y PBIIT CON RESPECTO A TENDENCIAS
EXPONENCIALES Y CUADRATICAS (EN PORCENTAJES)**

	Desviación Estándar	Rango	
		Mínimo	Máximo
1. Desviación del PBI respecto			
PBIR1	6.936	-17.453	8.493
PBIR2	3.095	-7.756	5.2
2. Desviación del PBIIT respecto			
PBIIT1	16.052	-49.406	18.084
PBIIT2	10.257	-21.879	19.161

Cuadro 5

**COMPARACION DE PROYECCIONES EXPONENCIALES Y
CUADRATICAS PARA PBIR,PBIIT E I, 1985-2000**

Año	PBIR	PBIR2	PBIIT	PBIIT2	I	I2
1985	547.47	488.07	246.11	189.96	45.0	38.9
1986	564.16	488.02	258.90	188.23	45.9	38.6
1987	581.36	486.75	272.35	185.70	46.8	38.2
1988	599.08	484.27	286.50	182.40	47.8	37.7
1989	617.33	480.60	301.39	178.36	48.8	37.1
1990	636.15	475.78	317.05	173.05	49.8	36.5
1991	655.54	469.82	333.82	168.30	50.9	35.8
1992	675.52	462.79	350.85	162.40	51.9	35.1
1993	696.11	454.72	369.08	156.01	53.0	34.3
1994	717.32	445.67	388.26	149.22	54.1	33.5
1995	739.19	435.72	408.43	142.09	55.3	32.6
1996	761.72	424.93	429.65	134.71	56.4	31.7
1997	784.93	413.37	451.98	127.14	57.6	30.8
1998	808.86	401.12	475.46	119.47	58.8	29.8
1999	833.51	388.27	500.17	111.76	60.0	28.8
2000	858.91	374.89	526.16	104.09	61.3	27.8

dedor de la tendencia cuadrática, con una relativa disminución en el rango de las desviaciones.

Como comparación final, el cuadro 5 contiene las proyecciones del ILD del PBIR, PBIIT e I (=PBIIT/PBIR) y nuestras proyecciones basadas en tendencias cuadráticas, esto es PBIR2, PBIIT2 e I2(=PBIIT2/PBIR2).

Comparadas con 1984, para el año 2000, las proyecciones del ILD muestran un incremento del PBIR de 470.78 a 858.91, es decir un aumento de 82.4% en términos reales, en tanto que el PBIIT crece 187.0% en términos reales (de 183.35 hasta 526.16). En contraste, nuestras proyecciones muestran una caída del 23% en el PBIR y de 45.5% en el PBIIT.

Nuevamente, vale la pena anotar que más que afirmar que nuestras proyecciones son las correctas, lo que queremos destacar es la sensibilidad de las proyecciones a la elección del modelo de tendencia¹²; al escoger un modelo mejor especificado que el del ILD para el período 1960-1984, hemos hallado resultados totalmente diferentes. Dadas nuestras críticas previas a las estimaciones del ILD sobre el PBIIT, debemos manifestar escepticismo acerca de cualquier proyección del tamaño del sector informal construida con base en su información agregada.

V. Conclusiones

El mensaje global de *El Otro Sendero* es político: la gente rechaza la burocrati-

zación, y dado que la mayor parte de países en desarrollo probablemente sufren de un exceso de burocracia, es importante que se anoten sus efectos. Este es un mensaje esencial y puede hacer una importante contribución al mejoramiento de la eficiencia económica.

Sin embargo, cuando hemos examinado los resultados cuantitativos de *El Otro Sendero*, sentimos que por concentrarse en medidas macroeconómicas indirectas del tamaño del sector informal, los investigadores del ILD no se han percatado del potencial de investigación en esta área. Si bien dramáticas predicciones, como que para el año 2000 la producción informal representará 61.3% del PBIR, puede capturar titulares y la imaginación del público, las deficiencias estadísticas de tal predicción debilitan completamente su utilidad para el campo de análisis de políticas.

Podría ser argumentado que medidas macroeconómicas indirectas desarrolladas para el análisis de la economía subterránea en países desarrollados no son apropiadas para el análisis del sector informal en países en desarrollo. Al concentrarse en medidas monetarias de las transacciones involucradas en el PBI y excluyendo transacciones intermedias, estas medidas están esencialmente involucradas con el lado de la *demanda* de la economía. Esto es desafortunado en la medida en que las actividades del sector informal que son discutidas en *El Otro Sendero*, tales como comercio y transporte informal, son esencialmente aspectos del lado de la *oferta* de la economía y por tanto requieren de métodos diferentes de estudio.

Al rechazar la posibilidad de obtener información relevante a través de un método microeconómico como las encuestas, pensamos que los investigadores del

¹² La proyección de reducción del PBIR y del PBIIT no ocurre sólo por la elección de la tendencia cuadrática, sino que refleja las características de la información. Otros modelos tratados, incluyendo combinación de tendencias, modelos autorregresivos y modelos autorregresivos puros mostraron tal efecto aún en forma más marcada.

ILD han sido muy pesimistas respecto a lo que se puede hacer. Por ejemplo, los estudios realizados en la ciudad de Cali, Colombia, por Birbeck (1978) sobre trabajadores de un relleno sanitario, Bromley (1978) sobre vendedores ambulantes y Gerry (1987) sobre vendedores de loterías, ilustra las posibilidades de manipulación de una rica fuente de información por medio de técnicas de encuestas y de análisis de corte transversal. Adicionalmente, Salmen (1987) da interesantes ejemplos de evaluación participante-observador del fenómeno urbano en América Latina¹³.

Lo que es necesario, si lo que se quiere es eliminar las trabas burocráticas, es estudiar las formas que éstas toman en sectores urbanos e industriales particulares. Esta información no puede ser obtenida por medio de métodos indirectos macroeconómicos, pero sí se puede lograr con un enfoque microeconómico y el uso de encuestas y análisis de corte transversal. El ILD debería trabajar en esta línea, dejando de lado el análisis macroeconómico indirecto inapropiado para el estudio del sector informal, y realizando y publicando estudios a nivel microeconómico con base en información de corte transversal.

13 Para una discusión sobre las posibles técnicas de encuestas para obtener información sobre la economía subterránea ver Thomas (1986.b). Posterior a la prepa-

ración de este artículo, Lee (1987) evalúa el uso de técnicas de respuestas estocásticas en el estudio de la economía subterránea.

BIBLIOGRAFIA

- Birkbeck, C., "Self-employed proletarians in an informal factory: the case of Cali's garbage dump", *World Development*, 6 Sep/Oct 1978, 1173-85.
- Bowsher, N.N., "The demand for currency: is the underground economy undermining monetary policy?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 62 Jan 1980, 11-17.
- De Soto, H. *El Otro Sendero: La Revolución Informal*, Lima, Editorial el Barranco, 1986.
- Feige, E.L. "How big is the irregular economy?", *Challenge*, Nov/Dec 1979, 5-13.
- García, G. and Pak, S. "The ratio of currency to demand deposits in the United States", *Journal of Finance*, 34, June 1979.
- Gerry, C. *The Fool's Tax: Disguised Unemployment Among Lottery and Chance Ticket Sellers in Cali Colombia*. University College of Swansea, Center for Development Studies, New Series No. 3, January 1987.
- Gutmann, P.M. "The subterranean economy", *Financial Analysts Journal*, 34, Nov/Dec 1977, 24-27.
- Lee, R.M. *Methodological Approaches to the Study of the 'Black' Economy: Final Report*. Unpublished report for the Department of Employment, London, 1987.
- Melloan, G. "A new Latin hero has a message for capitalists", *The Wall Street Journal - Europe*, 18 March 1987.
- Paredes Cruzatt, P. *Segmentación del Mercado Laboral en Lima Metropolitana*, Cuaderno de Informaciones No.1, Planificación del Mercado Laboral - Proyecto Per/85/007, Lima 1987.
- Paredes Cruzatt, P. *Condiciones de Trabajo de los Trabajadores del Sector Informal Urbano de Lima*

Metropolitana, Cuaderno de Informaciones No. 4, Planificación del Mercado Laboral- Proyecto Per/85/007, Lima, 1987.

Salmen, L.F. *Listen to the People: Participant-Observer Evaluation of Development Projects*, Oxford University Press for the World Bank, 1987.

Tanzi, V. "Underground economy and tax evasion in the United States: estimation and implications", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 48, 1980.

Tanzi, V. "The underground economy in the United States: annual estimates, 1930-80", International Monetary Fund, *Staff Papers*, 39, June 1983, 283-305.

Thomas, J.J. *Incorporating Informal Economic Activity into a Macroeconomic Model*, Unpublished manuscript, The London School of Economics, June 1986. A Spanish translation of this paper is appearing as *Incorporando la Actividad Económica Informal en un Modelo Macroeconómico*, Avances de Investigación No. 13, CIESUL, Universidad de Lima, Mayo 1987.

Thomas, J.J. *The Measurement of the Black Economy: A Suitable Case for Inter-Disciplinary Treatment?*, Unpublished manuscript, The London School of Economics, October 1986.

Thomas, J.J. "The underground economy in the United States: a comment on Tanzi", International Monetary Fund, *Staff Papers*, 33, Dec 1986, 782-89.