
Desempleo y Desigualdad: Un Análisis de Impulso Respuesta

Alejandro Támara*

Versión: Marzo 2003

Resumen

Este trabajo presenta un análisis de la relación entre la tasa de desempleo y el coeficiente de Gini en los Estados Unidos en la segunda mitad del siglo XX. Se encuentran principalmente dos resultados: (a) los shocks a la tasa de desempleo afectan en forma positiva, significativa y relativamente persistente a la desigualdad y (b) el incremento de la desigualdad en el último cuarto del siglo estaría influido sustancialmente por el aumento del desempleo inducido por la crisis petrolera.

Código de Clasificación JEL: C1, D3

Abstract

This work presents an study of the relationship between the unemployment rate and the Gini coefficient in the United States during the second half of the 20th century. Two main results are found: (a) unemployment shocks affects in a positive, significant and persistent way the Gini coefficient, and (b) the increased inequality of the last quarter of the century would have been substantially influenced by the increased unemployment induced by the oil crisis.

JEL classification codes: C1, D3

* CEDLAS/UNLP y FCE-UNCuyo. atamola@yahoo.com atamola@fcemail.uncu.edu.ar

I Introducción

El objetivo de este trabajo es presentar un análisis de las interrelaciones entre el desempleo y la desigualdad en la distribución del ingreso. En particular se intenta desentrañar la respuesta de la desigualdad ante un shock en la tasa de desempleo y viceversa. Como resultados destacables se encuentran: (a) la dinámica que sigue la desigualdad a partir de un shock en la tasa de desempleo, y (b) la identificación de los cambios en la desigualdad atribuibles al incremento de la desocupación inducido por la crisis del petróleo.

Conceptualmente, la metodología seguida para discernir las relaciones existentes entre la desigualdad en la distribución del ingreso y la tasa de desempleo parte de la suposición de que, efectivamente, existe entre ellas una relación y que la misma puede ser, al menos en principio, recíproca. En otras palabras, no se descarta (inicialmente) que el desempleo pueda afectar a la desigualdad de la distribución del ingreso, ni que la desigualdad pueda afectar a la tasa de desempleo¹. Luego, a través del análisis de los datos, se resuelve sustituir la premisa de reciprocidad y se restringe la relación de las variables a una sola dirección y a partir de ello se encuentran, entre otros, los resultados mencionados al comienzo de esta introducción.

La exposición de este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se realiza la presentación de los datos y la metodología utilizada. En la sección III se exponen los principales resultados, y en la sección IV se recogen brevemente las conclusiones de esta investigación.

II Presentación de los Datos y Metodología Utilizada

Datos Utilizados

Los datos utilizados son de frecuencia anual y corresponden a la tasa de desempleo y coeficiente de Gini del ingreso familiar para los Estados Unidos². También se utilizó, como variable exógena, la relación entre el precio del petróleo y el Índice de Precios Mayoristas (WPI) de Estados

¹ A modo de ejemplo de los caminos que podrían tejer una relación entre la desigualdad y la tasa de desempleo, se presentan los siguientes casos hipotéticos. (a) Un aumento de la tasa de desempleo puede llevar a algunas familias a sufrir una pérdida de ingresos, lo cual puede afectar la medición del coeficiente de Gini (cabe mencionar que este trabajo utiliza como medida de desigualdad al coeficiente de Gini del ingreso familiar). Por otra parte, una reducción de los ingresos de algunas familias puede inducir a alguno de sus miembros a incorporarse a la fuerza de trabajo, afectándose de esta manera la medición de la tasa de desempleo. Desde luego, estos son argumentos informales que sólo buscan ejemplificar las relaciones argumentadas.

² Se utilizaron datos correspondientes a este país dado que presentaba la serie más extensa de mediciones de desigualdad.

Unidos³. La Serie del coeficiente de Gini abarca el período 1947-01, la serie de desempleo abarca el período 1948-02 y se cuenta con los precios relativos del petróleo para el período 1948-00⁴.

Cabe notar, antes de avanzar hacia la discusión del tratamiento econométrico, que los valores del coeficiente de Gini a partir de 1993 fueron modificados y que se ha utilizado esta serie modificada en lugar de la original. Las razones y metodología de esta modificación se explican con detalle en la sección A.1 del Apéndice.

Representación Econométrica

El punto de partida para el estudio de la relación entre la desigualdad y el desempleo es la hipótesis de que ambos conceptos se encuentran relacionados y que pueden influirse mutuamente. A partir de esta hipótesis se decide estudiar la relación entre ambos conceptos partiendo de un contexto de vectores autorregresivos. Así, el proceso de selección de la representación más adecuada comienza con el planteo del siguiente sistema:

$$g_t = A_{10} + A_{11}(L)g_{t-1} + A_{12}(L)u_{t-1} + e_{1t} \quad (II.1)$$

$$u_t = A_{20} + A_{21}(L)g_{t-1} + A_{22}(L)u_{t-1} + e_{2t} \quad (II.2)$$

donde,

A_{ij} = polinomios en el operador rezagos

e_{it} = términos de error i.i.d., tales que $E(e_{it}) = 0$, $E(e_{it}^2) = \sigma_i^2$, $E(e_{it}e_{it-t}) = 0$ para $t \neq 0$ y $E(e_{1t}e_{2t})$ es posiblemente distinta de cero.

A_{i0} = representan vectores fila que contienen una constante y una variable exógena, *prel*, que representa el precio del petróleo.

L = Número de rezagos.

g_t = Coeficiente de Gini

u_t = Tasa de desempleo.

³ Se utilizó el Índice de Precios Mayoristas para deflactar a los precios del petróleo con el objeto de captar modificaciones del precio del petróleo en términos reales. En la sección A.3 del Apéndice se discute en más detalle sobre esta variable y la relevancia de su inclusión.

⁴ A los efectos de simplificar la lectura, se establecen a partir de este punto las siguientes convenciones, salvo mención en contrario: "Gini", "coeficiente de Gini" y "desigualdad" serán sinónimos de "coeficiente de Gini del ingreso familiar"; "desempleo" lo será de "tasa de desempleo" y "precio del petróleo" indicará "la relación entre el precio del petróleo y los Precios Mayoristas de Estados Unidos".

El siguiente paso en este proceso de selección es determinar el número de rezagos adecuados y la presencia de correlación entre los e_{it} . En relación a este punto se determinó el número de rezagos en dos ($L=2$), en tanto que el coeficiente de correlación entre los residuos resultó ser positivo y significativo⁵. De esta manera, el sistema II.1-2 toma la siguiente forma particular:

$$g_t = a_{10} + a_{11}g_{t-1} + a_{12}u_{t-1} + a_{13}g_{t-2} + a_{14}u_{t-2} + d_1 \text{prel}_t + e_{1t} \quad (\text{II.3})$$

$$u_t = a_{20} + a_{21}g_{t-1} + a_{22}u_{t-1} + a_{23}g_{t-2} + a_{24}u_{t-2} + d_2 \text{prel}_t + e_{2t} \quad (\text{II.4})$$

Dados los objetivos de este trabajo, el siguiente paso en esta etapa consiste en la adopción de un supuesto sobre la relación de las variables involucradas en el sistema que permita identificar el sistema estructural subyacente a II.3-4. En este sentido vale recordar que se ha determinado que la correlación entre e_{1t} y e_{2t} es significativa, por lo que el supuesto de identificación que se realice puede afectar fuertemente los resultados obtenidos a partir del mismo.

Una forma usual de identificar el sistema estructural subyacente a II.3-4 consiste en imponer un orden de precedencia entre las variables. Ese método, llamado descomposición de Choleski, restringe la relación contemporánea entre las variables a una sola dirección. Así, por ejemplo, puede suponerse que un shock (innovación ortogonal) a la tasa de desempleo no afecta, en el mismo período en que se produce, a la desigualdad o, contrario sensu, puede suponerse que shocks a la desigualdad no afectan contemporáneamente al desempleo (en el primer caso se dice que 'la desigualdad precede al desempleo' y en el segundo que 'el desempleo precede a la desigualdad'). En el caso que nos ocupa, y por las razones que se darán a continuación, utilizar la descomposición de Choleski implica decidir más que la precedencia de una variable: implica aceptar su exogeneidad.

Causalidad en Sentido de Granger, Descomposición de Choleski y Exogeneidad

El primer paso para entender porque para el caso en estudio utilizar la descomposición de Choleski implica aceptar la exogeneidad de una de las series consiste en notar que, tal como lo muestra el cuadro A.2.2 del Apéndice, la hipótesis de que la desigualdad no causa en sentido de Granger al desempleo no se rechaza a los niveles usuales, así como tampoco que se rechaza a los niveles usuales que el desempleo no causa a la desigualdad en el sentido de Granger. En forma más concisa y en

⁵ El detalle del proceso de selección del número de rezagos se encuentra en la sección A.2 del Apéndice.

términos de la notación de II.3-4: no se rechaza la hipótesis $a_{21}=a_{23}=0$ como así tampoco la hipótesis $a_{12}=a_{14}=0$.

El segundo paso reviste recordar que bajo condiciones de estacionariedad (cuyo cumplimiento se está suponiendo) el sistema II.3-4 puede escribirse como un sistema VMA(∞)

$$\begin{bmatrix} g_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{g} \\ \bar{u} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{11}(0) & \mathbf{f}_{12}(0) \\ \mathbf{f}_{21}(0) & \mathbf{f}_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{gt} \\ \mathbf{e}_{ut} \end{bmatrix} + \sum_{h=1}^{\infty} \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{11}(h) & \mathbf{f}_{12}(h) \\ \mathbf{f}_{21}(h) & \mathbf{f}_{22}(h) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{gt-h} \\ \mathbf{e}_{ut-h} \end{bmatrix}$$

donde \mathbf{e}_{it} representa la innovación pura de la variable i en el período t , y $\mathbf{f}_{ij}(h)$, para $h=0,1,2,\dots$, representa el efecto de la innovación de la variable j sobre la variable i dentro de h períodos.

Ahora bien, en términos de esta notación, la desigualdad no causa en sentido de Granger a la tasa de desempleo si y sólo si $\mathbf{f}_{21}(h)=0$ para $h=1,2,\dots$. Sin embargo, una innovación en la desigualdad todavía tiene un camino para afectar al desempleo y este es $\mathbf{f}_{21}(0)$. ¿Qué sucede entonces si bajo la hipótesis $a_{21}=a_{23}=0$ se decide identificar el sistema mediante la descomposición de Choleski que supone que el desempleo precede a la desigualdad? En ese caso se está suponiendo $\mathbf{f}_{21}(0)=0$, lo cual, bajo la hipótesis mencionada, es equivalente a suponer la exogeneidad de la tasa de desempleo⁶.

Por estas razones, entonces, utilizar la descomposición de Choleski para identificar el sistema estructural, en el contexto de los resultados hasta aquí obtenidos, implica aceptar la exogeneidad de una u otra serie.

Identificación del Sistema Estructural

A los efectos de determinar una hipótesis de identificación se procedió de la siguiente manera. Se establecieron 3 hipótesis alternativas, a saber: (a) exogeneidad de ambas series, (b) exogeneidad del coeficiente de Gini y endogeneidad del desempleo y (c) exogeneidad del desempleo y endogeneidad del coeficiente de Gini. Luego, bajo cada hipótesis se estableció el mejor modelo econométrico para las series. Finalmente se contrastaron los resultados de cada modelo (uno por cada hipótesis) con los resultados obtenidos de la estimación del sistema II.3-4 y con las propiedades teóricas que deberían reunir, y a partir de esta comparación se seleccionó una hipótesis.

⁶ Un argumento completamente análogo puede hacerse para el caso en que la desigualdad precede al desempleo.

Utilizando el procedimiento mencionado, cuyo detalle se presenta en la sección A.2 del Apéndice, se concluyó en utilizar la hipótesis de identificación que implica la exogeneidad del desempleo. Esto es, la descomposición de Choleski bajo la cual el desempleo precede a la desigualdad.

A partir de estos resultados, se procede a asumir la hipótesis de exogeneidad de la tasa de desempleo y endogeneidad del coeficiente de Gini, bajo la cual la mejor especificación resulta ser la siguiente:

$$g_t = b_{12}u_t + \mathbf{g}_{11}g_{t-1} + \mathbf{g}_{13}g_{t-2} + \mathbf{e}_{gt} \quad (\text{II.5})$$

$$u_t = b_{20} + \mathbf{g}_{22}u_{t-1} + \mathbf{g}_{24}u_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{pre}l_t + \mathbf{e}_{ut} \quad (\text{II.6})$$

donde ahora, a diferencia del sistema II.1-2, los términos de error no se encuentran correlacionados⁷.

Sobre este último sistema cabe notar dos puntos sobresalientes:

(i) La causalidad es unidireccional: el desempleo afecta la desigualdad, pero la desigualdad no afecta al desempleo⁸.

(ii) El precio del petróleo no afecta en forma directa a la desigualdad⁹.

III Principales Resultados: Efectos Dinámicos de un Shock al Desempleo e Impacto Distributivo de la Crisis del Petróleo

En el punto anterior se concluyó que el sistema dado por las ecuaciones II.5-6 resultaba la mejor representación para modelar la relación entre la desigualdad y el desempleo.

En esta sección se presentan los que se consideran los dos resultados más sobresalientes obtenidos a partir de la estimación del sistema II.5-6: la función de impulso respuesta de la desigualdad ante un shock a la tasa de desempleo, y el comportamiento de la desigualdad atribuible a modificaciones en el precio del petróleo a partir de la crisis de 1974.

⁷ Los resultados de la estimación de este sistema se presentan en la sección A.4 del Apéndice.

⁸ No resulta redundante recordar que las hipótesis de exogeneidad de ambas series y la de endogeneidad del desempleo y exogeneidad de la desigualdad fueron descartadas por no encontrar sustento en el análisis de los datos.

⁹ En las tres hipótesis se compararon modelos que incluían al precio del petróleo como regresor del coeficiente de Gini.

Función de Impulso Respuesta para la Desigualdad: Shock al Desempleo

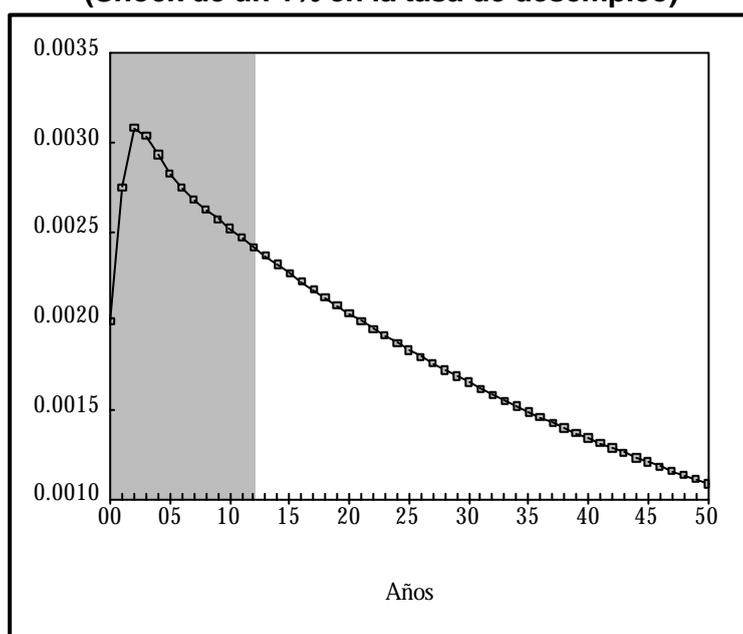
El gráfico III.1 a continuación muestra la función de impulso respuesta del coeficiente de Gini ante un shock de un punto en la tasa de desempleo. En relación al mismo vale resaltar los siguientes puntos:

(i) El máximo impacto de un shock a la tasa de desempleo sobre el coeficiente de Gini se materializa 2 años después de producido el mismo y comienza a descender a partir del tercer año.

(ii) El impacto de un shock en el desempleo sobre la desigualdad deja de ser estadísticamente significativo a partir del duodécimo año. La región sombreada indica el período en el cual el impacto es significativo al 5%¹⁰. El impacto del shock sobre la tasa de desempleo deja de ser significativo al cabo de 3 años.

(iii) Como corolario de los dos puntos anteriores, puede decirse que el impacto de un shock en la tasa de desempleo se traslada rápidamente hacia la desigualdad, pero se desvanece con lentitud.

Gráfico III.1
Función de Impulso Respuesta del Coeficiente de Gini
(Shock de un 1% en la tasa de desempleo)



Impacto Distributivo de la Crisis del Petróleo

Se presenta ahora el resultado de un ejercicio contrafáctico: ¿cuál hubiese sido la evolución del coeficiente de Gini de no haberse modificado el precio del petróleo a partir de 1974?

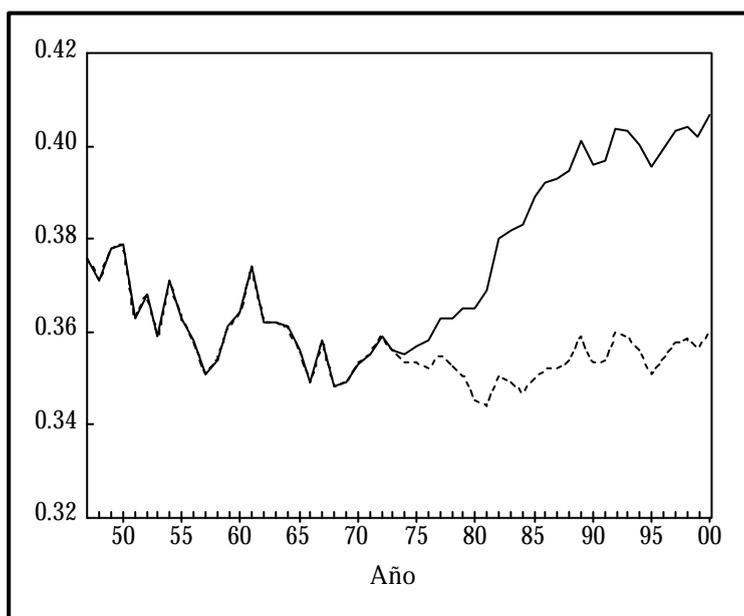
¹⁰ Este resultado se obtiene computando tests t sobre los coeficientes de la función de impulso respuesta.

El gráfico III.2 muestra el coeficiente de Gini efectivo y el coeficiente de Gini simulado suponiendo que el precio relativo del petróleo no se modifica a partir de 1973¹¹.

De acuerdo a este gráfico, de haberse mantenido el precio relativo del petróleo en su nivel de 1973, el coeficiente de Gini tomaría al año 2000 el valor 0.3601, en tanto que el valor efectivo para ese año es de 0.407, siendo el valor para 1973 igual a 0.356.

Para entender este resultado resulta conveniente presentar el comportamiento simulado de la tasa de desempleo bajo el mismo supuesto sobre el precio del petróleo. En forma similar a su predecesor, el gráfico III.3 muestra la evolución de la tasa de desempleo efectiva y simulada bajo el supuesto de constancia del precio relativo del petróleo a partir de 1973. En el se observa como los cambios en el precio del petróleo trasladaron hacia arriba la tasa de desempleo a partir de 1974. Es este incremento en la tasa de desempleo el que, de acuerdo al sistema II.5-6, generó la diferencia entre el coeficiente de Gini observado y el simulado¹².

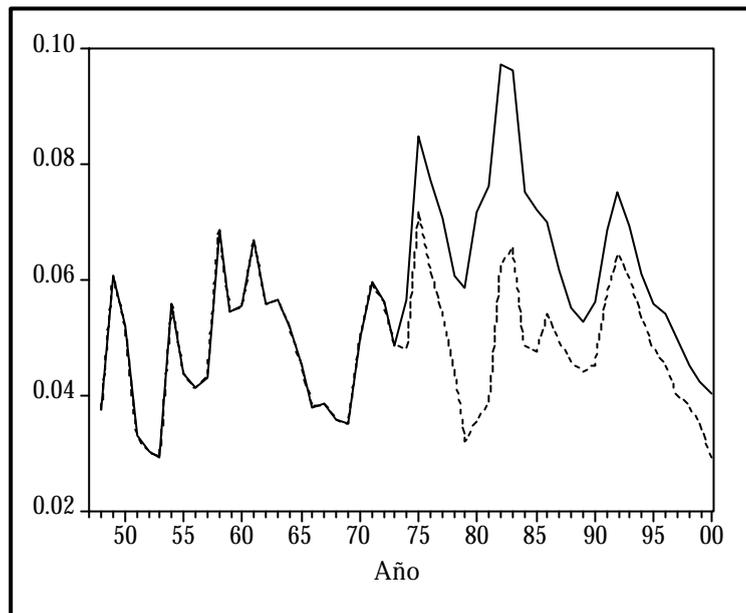
Gráfico III.2
Impacto de la Crisis del Petróleo
Coeficiente de Gini Efectivo y Simulado (línea punteada)



¹¹ La simulación del coeficiente de Gini bajo el supuesto de que el precio relativo del petróleo es invariante e igual al inicial para todo el período es virtualmente la misma que se obtiene bajo la simulación descrita.

¹² Un argumento que puede hacerse en relación a esta simulación es que la ecuación II.5 puede no estar correctamente especificada en el sentido de omitir variables relevantes. Más precisamente, puede argumentarse que en $g_t = b_{12}u_t + g_{11}g_{t-1} + g_{13}g_{t-2} + e_{gt}$ faltan regresores que capten factores tales como cambio tecnológico, modificaciones en los patrones de comercio y otros más. Este punto se trata en la sección A.5 del Apéndice, y de acuerdo a los resultados que allí se presentan la descomposición aquí presentada sobrevive a la consideración de esos argumentos.

Gráfico III.3
Impacto de la Crisis del Petróleo
Tasa de Desempleo Efectiva y Simulada (línea punteada)



IV Conclusiones

Del análisis llevado a cabo en este trabajo, se considera que existen dos resultados que merecen ser destacados.

El primero de ellos es que existe una relación directa y positiva entre la tasa de desempleo y la desigualdad en la distribución del ingreso, con un sentido de causalidad que va desde el desempleo hacia la desigualdad, que implica que los efectos sobre la desigualdad de un shock a la tasa de desempleo se prolonguen significativamente en el tiempo. En particular se encontró que un shock en la tasa de desempleo tiene su efecto máximo sobre el coeficiente de Gini al cabo de dos años y que los efectos de este shock persisten en forma significativa sobre la desigualdad durante 12 años.

El segundo resultado que se considera relevante es la identificación de los cambios en la desigualdad atribuibles a modificaciones en el precio del petróleo. Más precisamente, se ha encontrado que los movimientos en el precio del petróleo a partir de 1974 han incrementado en forma persistente la tasa de desempleo, causando un incremento sostenido de la desigualdad en el cuarto final del siglo pasado.

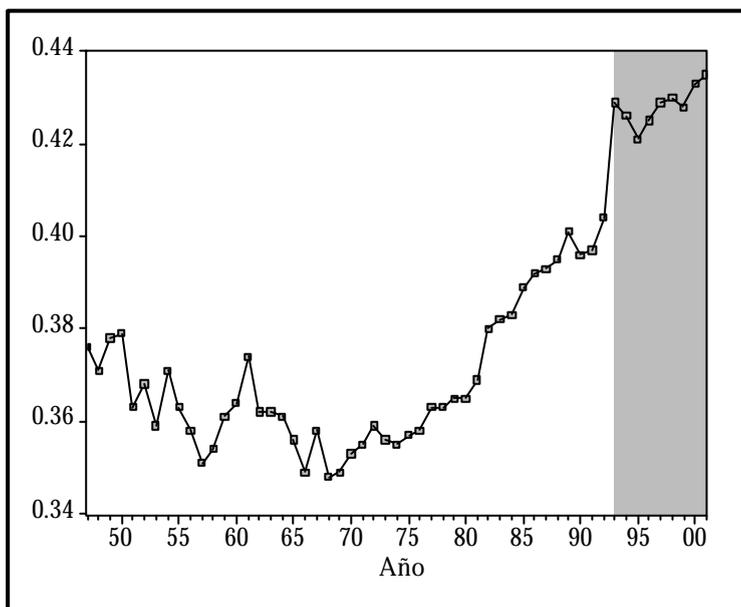
Apéndice

Sección A.1: Ajuste a la serie coeficiente de Gini

Los datos de desigualdad originales que se usan en este trabajo se refieren a los valores reportados por el U.S. Census Bureau para el coeficiente de Gini del ingreso familiar, abarcando el período 1947-2001. Esta oficina reporta que la comparabilidad de los datos pre y post-1993 puede estar comprometida a partir de una modificación en la recolección de datos de ingresos¹³.

El gráfico A.1.1 muestra la serie tal como es reportada (la región sombreada indica el año 1993 y subsiguientes) El cuadro A.1.1 reporta la media y el desvío estándar del cambio interanual del coeficiente de Gini para los siguientes períodos: pre-1993, post-1993 y para toda la muestra sin 1993. Dicho cuadro incluye también el valor correspondiente al cambio entre 1992 y 1993.

Gráfico A.1.1
Coeficiente de Gini 1947-2001



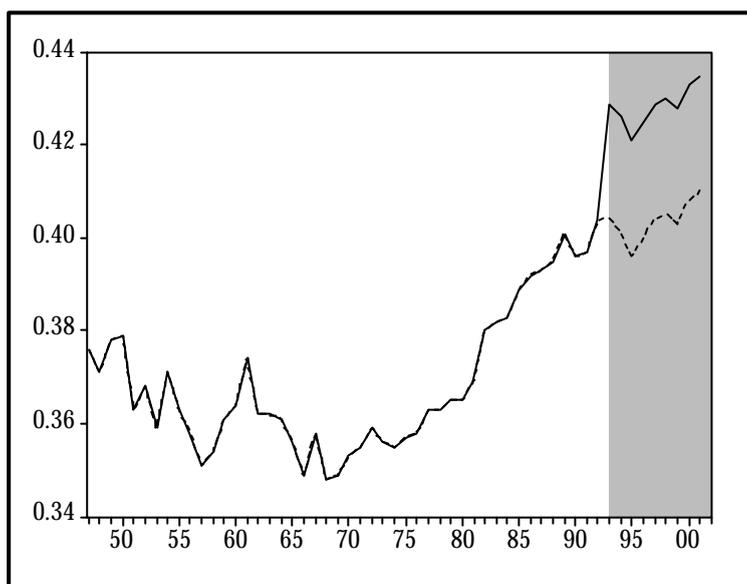
Cuadro A.1.1
Variación Interanual Coeficiente de Gini

	Pre-1993	Sin 1993	Post-93	1993
Media	0.00062	0.00064	0.00075	0.02500
Desvío Estándar	0.00613	0.00580	0.00369	-.-

¹³ Básicamente la introducción de sistemas informáticos en la declaración de ingresos de las familias de mayores ingresos.

A partir de la observación de la serie, de los resultados presentados en el cuadro anterior y de la advertencia que realiza el U.S.C.B. se opta por 'corregir' los valores del coeficiente de Gini a partir del año 1993. A estos efectos se tomó como valor correspondiente a 1993 el que surge del pronóstico de la especificación $g_t = a_{11}g_{t-1} + b_{11}g_{t-1} + a_{12}u_{t-1} + e_{gt}$ estimada sobre el período 1949-92¹⁴, y a partir de este valor se ajustó proporcionalmente al resto de la serie hacia delante. El gráfico A.1.2 muestra ambas series (con y sin ajuste).

Gráfico A.1.2
Coeficiente de Gini 1947-2001
Sin Ajustar y Ajustado (línea punteada)



Sección A.2: Selección del modelo

El proceso de selección del modelo utilizado comenzó con el siguiente sistema:

$$g_t = A_{10} + A_{11}(L)g_{t-1} + A_{12}(L)u_{t-1} + e_{1t} \quad (\text{A.2.1})$$

$$u_t = A_{20} + A_{21}(L)g_{t-1} + A_{22}(L)u_{t-1} + e_{2t} \quad (\text{A.2.2})$$

¹⁴ Esta no fue la especificación bajo la cual se realizó la corrección inicial. Primero se tomó el valor dado por el sistema

$$g_t = a_{10} + a_{11}g_{t-1} + a_{12}u_{t-1} + e_{1t}$$

$$u_t = a_{20} + a_{21}g_{t-1} + a_{22}u_{t-1} + d_2 \text{prel}_t + e_{2t},$$

donde g se refiere al coeficiente de Gini, u a la tasa de desempleo y $prel$ a la relación entre el precio del petróleo (Dubai spot) y los precios mayoristas de Estados Unidos. Luego, a partir de los resultados obtenidos, se recalculó la proyección del coeficiente de Gini para 1993 con la especificación indicada. La diferencia entre los valores proyectados de esta manera es del 0.1%.

donde,

A_{ij} = polinomios en el operador rezagos

e_{it} = términos de error i.i.d., tales que $E(e_{it}) = 0$, $E(e_{it}^2) = \sigma_i^2$, $E(e_{it}e_{it-t}) = 0$ para $t \neq 0$ y $E(e_{1t}e_{2t})$ es posiblemente distinta de cero.

A_{i0} = representan vectores fila que contienen una constante y una variable exógena, *prel*, que representa el precio del petróleo en relación al Índice de Precios Mayoristas (WPI) de Estados Unidos.

L = Número de rezagos.

g_i = Coeficiente de Gini

u_i = Tasa de desempleo.

Determinación del Número de Rezagos y Coeficiente de Correlación de los e_{it}

El sistema A.2.1-2 fue estimado por MCO¹⁵ usando rezagos de 1 a 5 años ($L = 5, 4, 3, 2$ y 1). Para la selección de número de rezagos adecuado se computó el estadístico de razón de verosimilitud $LR = (T - C)(\ln|\Sigma_r| - \ln|\Sigma_u|)$, el cual bajo la hipótesis nula de que las restricciones son válidas se distribuye $\chi^2(R)$, siendo:

R = Número de restricciones en el sistema.

T = Número de observaciones utilizables.

C = Número de parámetros estimado en cada ecuación del sistema irrestricto.

$\ln|\Sigma_r|$ = Logaritmo natural del determinante de la matriz de varianzas/covarianzas del sistema restringido.

$\ln|\Sigma_u|$ = Logaritmo natural del determinante de la matriz de varianzas/covarianzas del sistema irrestricto.

El cuadro A.2.1 resume los resultados del proceso de selección de rezagos utilizando el estadístico mencionado.

¹⁵ La estimación por MCO resulta adecuada, aún si los términos de error de ambas ecuaciones están correlacionados, dado que ambas ecuaciones utilizan las mismas variables explicativas.

Cuadro A.2.1
Test de Razón de Verosimilitud Número de Rezagos

Rezagos Modelo		Hipótesis Nula Rezagos = ...	Valor del Estadístico	Valores Críticos			Conclusión
Restringido	Irrestringido			10%	5%	1%	
4	5	4	8.600	7.779	9.488	13.277	No rechazo L=4
3	4	3	2.237	7.779	9.488	13.277	No rechazo L=3
3	5	3	10.663	13.362	15.507	20.090	No rechazo L=3
2	3	2	0.743	7.779	9.488	13.277	No rechazo L=2
2	4	2	2.394	13.362	15.507	20.090	No rechazo L=2
1	2	1	8.042	7.779	9.488	13.277	No rechazo L=1
1	3	1	9.116	13.362	15.507	20.090	No rechazo L=1

En base a los resultados de este test, no se rechaza la hipótesis $L = 1$. Sin embargo, teniendo en cuenta la frecuencia de los datos y las variables consideradas, el valor del estadístico obtenido cuando el modelo irrestringido tiene 2 rezagos es tomado como una señal de la conveniencia de seguir investigando sobre esa restricción. En esta línea se procede a analizar la hipótesis nula $L=1$ (tomando $L=2$ en el modelo irrestringido) utilizando el contraste de Wald. El valor obtenido del estadístico es 9.4596 (P -value = 0.05), con lo cual se concluye en el rechazo de la hipótesis nula ($L=1$). El modelo, a este punto, es entonces el siguiente:

$$g_t = a_{10} + a_{11}g_{t-1} + a_{12}u_{t-1} + a_{13}g_{t-2} + a_{14}u_{t-2} + d_1 \text{prel}_t + e_{1t} \quad (\text{A.2.3})$$

$$u_t = a_{20} + a_{21}g_{t-1} + a_{22}u_{t-1} + a_{23}g_{t-2} + a_{24}u_{t-2} + d_2 \text{prel}_t + e_{2t} \quad (\text{A.2.4})$$

Dado los objetivos de este trabajo, resulta esencial determinar la presencia de correlación entre los residuos del modelo estimado. A partir de la estimación del sistema A.2.3-4 por MCO se computó el coeficiente de correlación entre los residuos, obteniéndose el valor 0.4742 que resulta ser significativo al 0.04%. Esta correlación significativa entre los residuos estimados, es importante porque indica que el supuesto de identificación que se realice para recoger los parámetros estructurales puede afectar drásticamente las conclusiones obtenidas. A partir de este momento, entonces, el objetivo es encontrar alguna hipótesis de identificación que sea consistente, entre otros aspectos, con los resultados obtenidos de la estimación del sistema A.2.3-4.

Como un primer paso hacia la adopción de un supuesto particular de identificación del sistema estructural se procede a contrastar causalidad en el sentido de Granger entre las variables. Así, se contrastan alternativamente las hipótesis $a_{12}=a_{14}=0$ y $a_{21}=a_{23}=0$ (respectivamente, que la tasa de desempleo no causa en sentido de Granger al coeficiente de Gini y que el coeficiente de Gini no causa en el sentido de Granger a la tasa de desempleo). El cuadro A.2.2 presenta los resultados obtenidos utilizando un test F sobre cada ecuación del sistema en forma independiente y sobre el sistema en conjunto utilizando el test de Wald.

Cuadro A.2.2
Tests de Hipótesis

Hipótesis (H ₀)	Estadístico: F		Estadístico: Wald		Conclusión
	Valor	P-Value	Valor	P-Value	
$a_{12}=a_{14}=0$	1.020	0.368	2.047	0.359	No Rechazo H ₀
$a_{21}=a_{23}=0$	1.780	0.180	3.563	0.168	No Rechazo H ₀

De acuerdo a los resultados que se presentan en el cuadro precedente, no se rechaza que la tasa de desempleo no causa en sentido de Granger al coeficiente de Gini, ni tampoco que el coeficiente de Gini no causa en sentido de Granger a la tasa de desempleo. Si estos resultados hubiesen sido acompañados por un coeficiente de correlación no significativo para los residuos estimados del sistema A.2.3-4 se tendría un indicio a favor de la exogeneidad de las series y podría proseguirse en esa línea. Sin embargo, como se mostró, la correlación entre los residuos es significativa.

Para aclarar la importancia de los resultados encontrados hasta el momento, nótese lo siguiente. Una forma usual de identificar el sistema estructural subyacente al sistema A.2.3-4, es utilizar la descomposición de Choleski. Esta descomposición implica una asimetría en la relación entre las variables ya que, dependiendo de la elección que se haga, alguna de las variables no afecta en forma contemporánea a la otra. Si se decide utilizar esta descomposición para identificar el sistema A.2.3-4, dado los resultados obtenidos por los tests de causalidad de Granger, la asimetría en el sistema se torna mucho más aguda: al utilizar la descomposición de Choleski se está seleccionando a una de las variables como exógena.

Selección de Una Hipótesis de Identificación

Por lo tanto, a partir de estos resultados iniciales, se decidió optar por la siguiente estrategia para establecer una hipótesis de identificación plausible consistente con los resultados obtenidos de la estimación de A.2.3-4: (i) se plantean tres hipótesis, a saber: (a) exogeneidad de ambas series, (b) exogeneidad del coeficiente de Gini y endogeneidad de la tasa de desempleo y (c) exogeneidad de la tasa de desempleo y endogeneidad del coeficiente de Gini. (ii) Luego, bajo cada una de las hipótesis anteriores, se plantean los ‘mejores modelos’ para las series¹⁶. Y (iii), se comparan los resultados de los distintos modelos con los resultados teóricos que deberían mostrar y con los resultados de la estimación del sistema A.2.3-4. Finalmente, se selecciona una de las hipótesis (y por ende una restricción de identificación). A continuación se resumen los resultados obtenidos.

¹⁶ Para determinar el ‘mejor modelo’ bajo cada hipótesis se tuvieron en cuenta principalmente los siguientes estadísticos: t, R²-ajustado, F, SBC, Durbin-Watson y Q.

(a) Hipótesis Desempleo y Coeficiente de Gini Exógenos

Bajo esta hipótesis se determinó como mejor modelo el siguiente sistema.

$$g_t = \mathbf{g}_{11}g_{t-1} + \mathbf{g}_{13}g_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{gt} \quad (\text{A.2.3.a})$$

$$u_t = b_{20} + \mathbf{g}_{22}u_{t-1} + \mathbf{g}_{24}u_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{ut} \quad (\text{A.2.4.a})$$

Un punto relevante de esta especificación es que su estimación arroja un coeficiente de correlación entre los residuos de 0.8016, significativo al 0.00%. De ser correcta esta hipótesis, no debería presentarse correlación entre dichos conceptos. A partir de esto se descarta al sistema A.2.3-a - A.2.4.a como un proceso plausible para generar a A.2.3-4¹⁷

Se procede, ahora, a analizar la siguiente hipótesis

(b) Hipótesis Desempleo Endógeno y Coeficiente de Gini Exógeno

Para este caso el mejor modelo obtenido es el siguiente:

$$g_t = \mathbf{g}_{11}g_{t-1} + \mathbf{g}_{13}g_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{gt} \quad (\text{A.2.3.b})$$

$$u_t = b_{20} - b_{21}g_t + \mathbf{g}_{21}g_{t-1} + \mathbf{g}_{22}u_{t-1} + \mathbf{g}_{24}u_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{ut} \quad (\text{A.2.4.b})$$

La evidencia en contra de esta hipótesis es muy fuerte. El test de Wald de la hipótesis de que los coeficientes estimados de A.2.3-4 son consistentes con los obtenidos de la estimación de A.2.3-b - A.2.4-b toma el valor 202280.6369 (P-value = 0.0000), con lo cual se rechaza esta hipótesis. Además, el coeficiente de correlación de los residuos de la estimación de A.2.3-b - A.2.4-b toma el valor 0.6302, significativo al 0.00%.

Descartando esta hipótesis, se procede entonces a evaluar la siguiente.

¹⁷ El punto esencial para descartar este modelo (y por ende la hipótesis bajo la cual se lo obtiene) es la correlación significativa que presentan los residuos estimados. Si no se tuviera en cuenta esta correlación, los coeficientes estimados del sistema A.2.3-4 resultarían consistentes con los obtenidos de la estimación de A.2.3-a - A.2.4.a. Esta hipótesis se contrastó utilizando el test de Wald, que reportó un valor de 5.7379 (P-value = 0.92870).

(c) Hipótesis Desempleo exógeno y coeficiente de Gini endógeno

En este caso se determinó como mejor modelo estructural al siguiente:

$$g_t = -b_{12}u_t + \mathbf{g}_{11}g_{t-1} + \mathbf{g}_{13}g_{t-2} + \mathbf{e}_{gt} \quad (\text{A.2.3.c})$$

$$u_t = b_{20} + \mathbf{g}_{22}u_{t-1} + \mathbf{g}_{24}u_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{ut} \quad (\text{A.2.4.c})$$

Bajo esta hipótesis se encontraron los siguientes resultados:

Resultado A.2.C.1: Los términos de error de las ecuaciones A.2.3.c y A.2.4.c no están correlacionados.

El coeficiente de correlación de los residuos de la estimación de A.2.3-c - A.2.4-c toma el valor 0.1261, significativo al 38%.

Resultado A.2.C.2: Los coeficientes a_{i0} y a_{ij} obtenidos de la estimación del sistema A.2.3-4 no son distintos a los que se obtendrían utilizando los coeficientes estimados en A.2.3-c - A.2.4-c y se describiera el sistema A.2.3-c - A.2.4-c en la forma la forma de A.2.3-4.

El test de Wald de la hipótesis de que los coeficientes a_{i0} y a_{ij} estimados de A.2.3-4 son consistentes con los obtenidos de la estimación de A.2.3-c - A.2.4-c toma el valor 4.3727 (P-value = 0.9757).

Adicionalmente, de ser A.2.3-c - A.2.4-c el modelo subyacente a A.2.3-4, el término e_{1t} sería una combinación lineal de \mathbf{e}_{gt} y \mathbf{e}_{ut} de la forma $e_{1t} = \mathbf{e}_{gt} - b_{12}\mathbf{e}_{ut}$, a la vez que $e_{2t} = \mathbf{e}_{ut}$. El coeficiente de correlación entre \hat{e}_{1t} y $(\mathbf{e}_{gt} - \hat{b}_{12}\mathbf{e}_{ut})$ toma el valor 0.9912 (significativo al 0.00%), en tanto que el coeficiente de correlación entre \hat{e}_{2t} y \mathbf{e}_{ut} toma el valor 0.9626 (significativo al 0.00%). Más aún, el coeficiente de correlación entre \hat{e}_{1t} y \hat{e}_{2t} es 0.4742 (significativo al 0.04%) en tanto que el mismo concepto medido entre $(\mathbf{e}_{gt} - \hat{b}_{12}\mathbf{e}_{ut})$ y \mathbf{e}_{ut} es 0.4539 (significativo al 0.08%)

Teniendo en cuenta estos resultados, se selecciona como supuesto de identificación a la descomposición de Choleski bajo la cual la tasa de desempleo precede al coeficiente de Gini.

Sección A.3: Inclusión del Precio Relativo del Petróleo Como Variable Exógena

En esta sección se comentará brevemente sobre dos aspectos referidos a la inclusión del precio del petróleo como variable exógena relevante. El primero es la selección de un índice de precios particular para deflactar la serie, y el segundo es la pertinencia de su inclusión como variable explicativa.

En relación a la selección del WPI para deflactar la serie de precios del petróleo, puede argumentarse que es usual en los trabajos de comercio y macroeconomía internacional asociar la relación de precios entre bienes transables y no transables a la relación entre precios mayoristas y minoristas. En particular, los precios mayoristas de Estados Unidos son generalmente utilizados para aproximar la evolución del precio de los bienes transables internacionalmente. Por otra parte, generalmente se asume que los precios de los bienes no transables de un país en particular se ven afectados por las condiciones de su mercado de trabajo, en tanto que los precios de los bienes transables estarían menos afectados por estas condiciones. Por esta razón se utilizó el WPI en lugar del CPI para deflactar la serie de precios del petróleo. Sin embargo, dada la importancia de los Estados Unidos en los mercados internacionales de bienes, puede presentarse cierto recelo en relación al grado de exactitud supuesto de exogeneidad del precio relativo del petróleo en relación a la tasa de desempleo de los Estados Unidos. Sin entrar en detalles, vale comentar que este aspecto fue analizado a partir de los datos y se concluyó en que este es un supuesto razonable que no es rechazado por los mismos.

En cuanto a la pertinencia de la inclusión del precio relativo del petróleo en el sistema, como variable relevante en la determinación de la evolución de la tasa de desempleo, vale decir que existe un consenso relativamente alto en relación al hecho que la crisis del petróleo¹⁸ implicó un cambio en la tasa estructural de desempleo de Estados Unidos¹⁹. Esta hipótesis de cambio estructural es consistente con los resultados obtenidos con el contraste de Chow.

En efecto, de acuerdo a este test (sin controlar por el precio relativo del petróleo), el año en el cual resulta máxima la probabilidad de un cambio estructural en la tasa de desempleo es 1974.

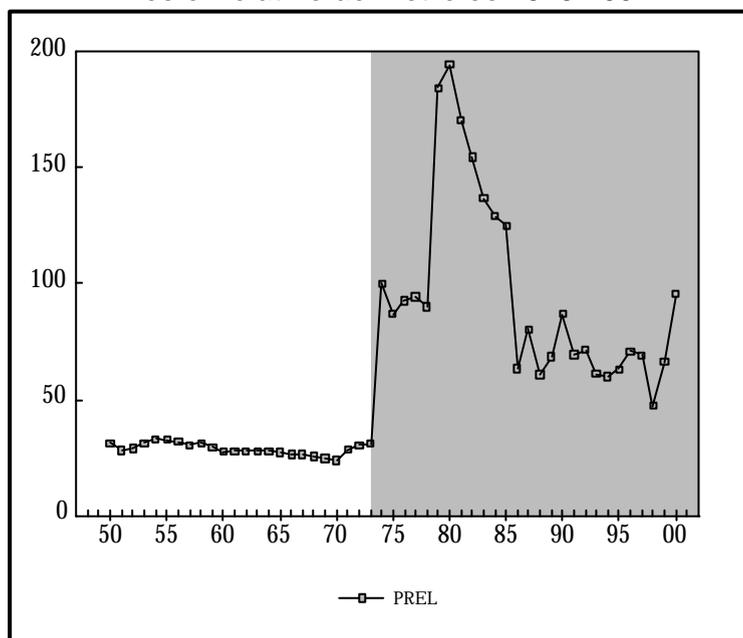
¹⁸ Entre 1973-74 el precio del crudo se multiplicó por 3. Entre 1979-80 Casi volvió a triplicarse. En relación al WPI, ente 1973-80 el precio del crudo se multiplicó por 6, y hacia el año 2000 la relación había descendido y era 3 veces la registrada en 1973. El cambio no fue sólo en el precio promedio, sino también en la volatilidad: el coeficiente de variación, del precio relativo, luego de 1974 resulta 5 veces superior al registrado para el periodo previo a esa fecha.

¹⁹ Se argumenta en forma similar sobre un cambio en la tasa de crecimiento del producto.

Con la inclusión del precio relativo del petróleo como variable explicativa de la tasa de desempleo, el contraste de Chow de cambio estructural no arroja valores significativos para ningún año a los niveles usuales²⁰.

Adicionalmente, el coeficiente estimado del precio relativo del petróleo en la ecuación de la tasa de desempleo resulta significativo a los niveles usuales para cualquier especificación razonable que pueda postularse. Más aún, la inclusión del precio relativo del petróleo como variable explicativa mejora (a veces sustancialmente) el ajuste obtenido (R2-ajustado, Criterio de Información de Akaike, Criterio Bayesiano de Schwarz) en relación a otras alternativas que sustituyen esta variable por otras tales como una dummy que tome valores positivos a partir de 1974 o los precios nominales del petróleo.

Gráfico A.3.1
Precio Relativo del Petróleo 1948-2001



Sección A.4: Resultados estimación sistema II.5-6

En esta sección se presentan los principales resultados de la estimación del sistema II.5-6²¹

$$g_t = b_{12}u_t + g_{11}g_{t-1} + g_{13}g_{t-2} + e_{gt} \quad (II.5)$$

$$u_t = b_{20} + g_{22}u_{t-1} + g_{24}u_{t-2} + d_2prel_t + e_{ut} \quad (II.6)$$

²⁰ Para 1977, que resulta el mejor candidato para rechazar la hipótesis de igualdad de los parámetros para cada submuestra, el test F resulta igual a 1.64 (P-value = 0.1818) y el test de razón de verosimilitud toma el valor 7.24 (P-value = 0.1238).

²¹ Bajo el supuesto de exogeneidad del desempleo y no correlación entre los residuos, cada ecuación fue estimada por MCO.

El coeficiente de correlación de los residuos de la estimación toma el valor 0.1261, significativo al 38%. El cuadro A.4.1 presenta un resumen del resto de los resultados.

Cuadro A.4.1
Resultados Estimación Sistema II.5-6

	G	U
Constante		0.0192 (3.4909)
U	0.2001 (4.4217)	
U(-1)		0.7521 (5.7445)
U(-2)		-0.2298 (-1.7872)
Prel		0.0001 (3.3618)
G(-1)	0.6234 (5.0794)	
G(-2)	0.3483 (2.8752)	
R2-Ajustado	0.9379	0.6527
Durbin-Watson	1.9022	2.0214
SBC	-10.4918	-9.1589
Estadístico F	362.54	32.32
Observaciones	51	51

Estadísticos t en paréntesis

Sección A.5: Sensibilidad de la Descomposición del Coeficiente de Gini a Modificaciones en la Especificación

En la Sección III de este trabajo se presenta la evolución del coeficiente de Gini a partir de 1974 bajo el supuesto que el precio relativo del petróleo permanece constante en su nivel de 1973, junto a la evolución efectiva de este índice. Las diferencias entre uno y otro serían atribuibles, entonces, a los cambios en los precios del petróleo a partir de 1974.

¿Qué tan sensible es este resultado a modificaciones en la especificación? En particular, puede argumentarse que a partir de la década del '80 se manifiestan cambios que podrían afectar sensiblemente la desigualdad, tales como modificaciones en los patrones de comercio, cambio tecnológico, etc... y que estos factores deberían ser considerados en la especificación de los determinantes de la desigualdad. En esta sección se intenta dar cuenta de estos argumentos.

A los efectos de considerar estos argumentos se supondrá que, en efecto, a partir de la década del '80 se produjeron cambios, en variables tales como las mencionadas, que afectaron a la desigualdad de la distribución del ingreso y que la modificación en estos factores puede representarse adecuadamente a través de la inclusión de un variable ficticia que tome el valor 1 a partir de la década del '80 y cero en los años previos.

El modelo a considerar, entonces, toma la siguiente forma:

$$g_t = b_{12}u_t + \mathbf{g}_{11}g_{t-1} + \mathbf{g}_{13}g_{t-2} + \mathbf{q}.D80_t + \mathbf{e}_{gt} \quad (\text{A.5.1})$$

$$u_t = b_{20} + \mathbf{g}_{22}u_{t-1} + \mathbf{g}_{24}u_{t-2} + \mathbf{d}_2 \text{prel}_t + \mathbf{e}_{ut} \quad (\text{A.5.2})$$

donde $D80_t$ es una variable ficticia que toma valor 1 a partir de la década del '80 y el resto de las variables tienen los significados ya mencionados²².

El gráfico A.5.1 a continuación compara la evolución hipotética del coeficiente de Gini en un escenario en el cual no se modifican los precios del petróleo, de acuerdo a los dos modelos: el dado por el sistema II.5-6 (Modelo Original) y el representado por A.5.1-2 (Modelo Alternativo). El coeficiente de Gini proyectado por el Modelo Original es 0.3601, en tanto que pronosticado por el Modelo Alternativo es 0.3639.

Para despejar dudas respecto de la validez de esta comparación basadas en la capacidad de la variable $D80_t$ para representar adecuadamente cambios en las variables mencionadas, se presenta el gráfico A.5.2.

A través del gráfico A.5.2, se intenta dar cuenta de la efectividad de la variable $D80_t$ para captar factores que afectaron la desigualdad a partir de la década del '80. Este gráfico muestra un ejercicio similar al realizado con los precios del petróleo: se simula la evolución de la desigualdad de no haberse producido cambios en el precio del petróleo (línea punteada) y, adicionalmente, presenta la evolución que hubiese tenido este índice de no haberse producido este cambio de precios ni en las variables representadas por $D80_t$.

A partir de la evidencia brindada por los gráficos A.5.1 y A.5.2, se concluye que los resultados del modelo original sobreviven, al menos de acuerdo a este análisis, a la crítica de la omisión de variables en la especificación de la ecuación de la desigualdad.

²² Dos consideraciones en relación a este sistema. La primera se refiere a la ecuación A.5.1: esta especificación para la desigualdad resulta, de hecho, competitiva de la dada por II.5; de acuerdo a los estadísticos t y al Criterio de Schwarz la ecuación II.5 resulta superior, en tanto que de acuerdo a los estadísticos Durbin-Watson y R^2 -Ajustado la dada en esta sección del Apéndice resulta levemente superior. La segunda se refiere a la omisión de la dummy en la ecuación A.5.2 (que resulta la misma que II.6): a través del análisis de los estadísticos mencionados, la especificación sin la dummy se juzgó más adecuada. Sin embargo esta alternativa también fue considerada, siendo los resultados virtualmente los mismos que los obtenidos con la especificación A.5.1-2.

Gráfico A.5.1
Impacto de la Crisis del Petróleo
Simulaciones Coeficiente de Gini
Modelo Original (línea punteada) y Alternativo (línea segmentos)

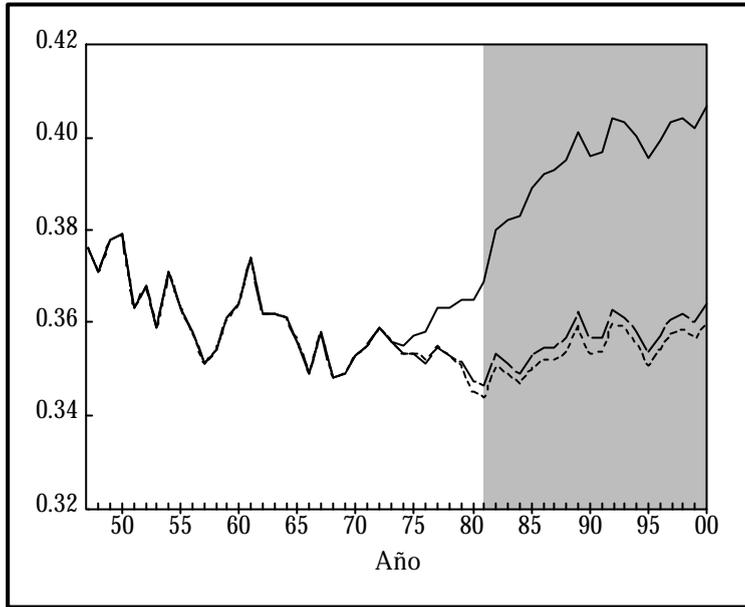
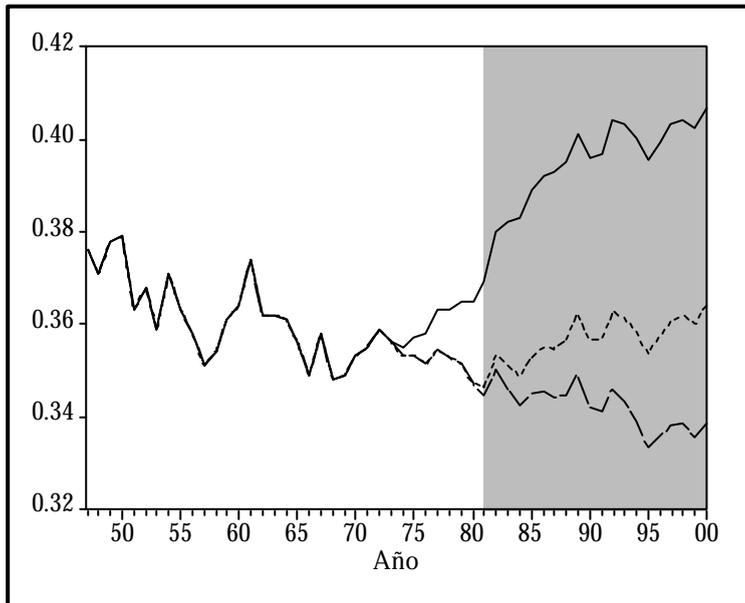


Gráfico A.5.2
Simulaciones Gini Modelo Alternativo
Sin Cambio de Precios (línea punteada) y
Sin Cambio de Precios ni Cambios Década del '80 (línea segmentos)



Bibliografía

Enders, Walter (1995), Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons.

F.M.I, International Financial Statistics CD-ROM – Agosto 2001.

Greene, William H. (1999), Análisis Económico, Prentice Hall Iberia.

Hamilton, James D. (1994), Time Series Analysis, Princeton University

Sturzenegger, F. (1989), Explicando las fluctuaciones del producto en la Argentina, *Económica*, La Plata, Vol. XXXV.

U.S. Census Bureau, Housing & Household Economic Statistics, Historical Income Tables. <http://www.census.gov>

U.S. Department of Labor, Labor Force Statistics from the Current Population Survey. <http://www.bls.gov>