

El empleo informal en la frontera norte de México y el caso de Sonora: un análisis de expectativas en los ingresos

Luis Huesca Reynoso*

Resumen: En el presente documento se muestra la distribución de los ingresos para trabajadores formales e informales en la frontera norte y en Sonora; se observó más participación de los jornaleros agrícolas informales y de quienes trabajan por cuenta propia. Con la base de datos de la Encuesta nacional de ocupación y empleo de 2006, se calculó un escenario contrafactual con la asunción de lo que pasaría con la distribución de los salarios si los informales se desempeñaran como empleados formales. Los resultados indican que los informales asalariados y por cuenta propia están en mejor situación, y es menos favorable la expectativa para los segundos en Sonora, así como para los jornaleros agrícolas en ambos lugares. Los informales por cuenta propia no cambian sustancialmente sus ingresos, si se ubican en la parte alta de la distribución en Sonora, y hay una polarización de las percepciones en los asalariados en la frontera.

Palabras clave: sector informal, distribución, mercado de trabajo, remuneraciones, correspondencia, propensión probabilística.

* Investigador titular del Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A.C., Departamento de Economía. Coordinación de Desarrollo Regional, teléfono (662) 289 2400. Apartado postal 1735, C. P. 83000, Hermosillo, Sonora, México. Correo electrónico: lhuesca@ciad.mx. Se agradecen los atinados comentarios de dos dictaminadores anónimos.

Abstract: This article shows the earnings distribution by subgroups of formal and informal workers in Sonora and the northern Mexican border, where more informal participation of both agricultural and self-employed workers can be observed. The *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo 2006* [2006 National Occupation and Employment Survey] is used to estimate a counterfactual scenario, assuming what would happen with the wage distribution if informal workers decide to become formal employees. Results indicate an improvement for wage-earners and those self-employed in the informal sector, with a less favorable impact on the self-employed in Sonora as well as on agricultural workers in both the northern border and Sonora. There is no substantial change in income for self-employed individuals located at the top distribution level in Sonora, and there is an increase in income polarization for wage-earners in the border region.

Key words: informal sector, distribution, labor market, earnings, matching, propensity score.

Introducción

El sector informal en México ha representado una oportunidad para todo trabajador incapaz de insertarse en la dinámica laboral formal, ya sea contratado o independiente, y que en la mayoría de los casos se desempeña como emprendedor en negocios familiares de escala productiva reducida. En México han sido insuficientes los esfuerzos por integrar a la legalidad las actividades económicas informales, ya que debido a la crisis actual, donde las desigualdades son grandes, las cifras muestran a un sector informal estructural y creciente, cuyo mercado laboral es heterogéneo y de percepciones más dispersas, donde confluyen unas muy reducidas y otras altas. La evidencia empírica reciente expone la relevancia de estudiar la problemática, y la necesidad de considerar las cualidades regionales y estatales de

cada mercado laboral, para elaborar políticas de trabajo acordes al entorno económico y las capacidades humanas de cada zona.

La informalidad ha persistido a través del tiempo, debido a la falta de capacidad constante para generar empleos formales suficientes, o a que una gran proporción de ellos son precarios y con baja remuneración. A diferencia de los mercados segmentados, en un entorno competitivo y donde los individuos buscan colocarse en forma digna, el sector informal representa un espacio económico que absorbe ciertas actividades que no han logrado insertarse en la dinámica legal y estructurada (Shneider 2004). Y se ha abierto camino para subsistir, incluso acceder a créditos en determinados casos, y desarrollar capacidad endógena de generar su propio historial crediticio (De Soto 2000).

En México, el grueso de la población trabajadora es asalariada y no cuenta con un seguro de desempleo, por ende, existe la hipótesis de que el empleado medio tendería a valorar más la estabilidad laboral que contar con salarios mejores en el sector formal; si bien documentarlo queda fuera del alcance de este estudio, resulta importante indagar las expectativas de mejora en los ingresos en el mercado laboral formal por parte de los informales, que al considerar actividades productivas genuinas buscan el bienestar personal y de sus familias, situación que sí se pretende analizar y responder en esta investigación.

Debido a la falta de un estudio que focalice la situación por regiones y en Sonora, el presente analiza la problemática para comprender si las oportunidades de obtener un empleo formal en ambas zonas contribuyen a mejorar los sueldos de las personas, o al menos de los vinculados con la economía informal. Se utiliza el concepto más reciente aceptado por la Organización Internacional del Trabajo, OIT (Cervantes et al. 2008), que establece como asalariado informal a quien carece de algún esquema público o privado de seguridad social, y al trabajador por cuenta propia al que no tiene registro del negocio. Los resultados destacan que los informales sí ganan más al desempeñarse en el segmento formal, tanto en la frontera norte como en Sonora, pero con diferencias que favorecen en mayor medida a los asalariados de la frontera. Se observaron cambios que polarizan a los independientes y modificaciones

casi imperceptibles en la distribución de los jornaleros agrícolas informales, tanto en Sonora como en la franja fronteriza. Definitivamente, la ubicación geográfica y la posición laboral del individuo son esenciales para el diseño de una política adecuada de formalización del empleo.

En la primera parte se muestra la evidencia empírica reciente del tema y se expone la metodología; en la segunda se explica el modelo y se describen los datos; en la tercera se especifica la población ocupada formal e informal en la región fronteriza y en Sonora, con las posiciones laborales consideradas en el estudio. En la cuarta se exponen los resultados y en la quinta las conclusiones.

Evidencia empírica y técnica metodológica

Al analizar los mercados laborales en Ghana y Kenya, Hart (1971; 1973) y la OIT (1972) introdujeron el término de informalidad o sector informal, en la década de 1970. Fueron los primeros estudios en su tipo que cuantificaron sistemáticamente su actividad, y que permitieron advertir a esos gobiernos de su gran utilidad para generar los empleos que el sector formal era incapaz de crear. En la actualidad, al sector informal se le reconoce como un espacio laboral donde persiste la actividad emprendedora y otros tipos de empleos alternos a los habituales y de baja productividad; ha cobrado gran relevancia tanto en México como en el contexto internacional (Taylor 1996; Marcouiller et al. 1997; Le 1999; Charmes 2000; Parker 2004; Van Der Sluis 2004).

La dualidad como punto de partida

Para los enfoques tradicionales, los modelos duales son los que consideran al sector informal como una situación transitoria, debido a la mayor preferencia por los puestos formales, cuyos salarios son establecidos de manera institucional (Fields 1975; Magnac 1991; Agénor y Aizenman 1994; Edwards y Cox-Edwards 2000). Por tanto, el salario determina la posición laboral del individuo, fenómeno que implica la existencia de un mercado “dual”, donde el sueldo

del trabajador informal es inferior al que sería su remuneración potencial, dentro del ámbito formal (Fields 1975, 176). En suma, más que la fijación salarial institucional, el factor determinante que segmenta los mercados es la existencia de salarios superiores a los establecidos por el mercado de trabajo formal, lo que ocasiona la citada división (Agénor y Aizenman 1994; Edwards y Cox-Edwards 2000).

En esta investigación se asume que la racionalidad de los agentes condiciona su permanencia laboral en determinadas ocupaciones, de tal forma que el trabajador informal no considera las expectativas de mejorar su salario sólo por el hecho de convertirse en formal por dos motivos; primero, porque en época de crisis los empleos formales son más escasos y segundo, debido a que conseguirlos depende más bien de las características de los individuos y de la demanda del mercado laboral. Entre otros factores, la regulación excesiva y burocracia merman toda posibilidad para que el ramo productivo incorpore al sector formal de manera eficiente.

Hay una variedad amplia de estudios referentes al ámbito informal, pero la mayor parte a escala nacional (Rendón y Salas 1993; Jusidman 1993, 1995; Roubaud 1995; Maloney 1999, 2002; Cervantes et al. 2008; Huesca y Camberos 2009), mientras que para la regional o por entidad federativa la evidencia empírica es reducida. En México Huesca (2005) presenta que los trabajadores por cuenta propia no mejoran sus ingresos si se incorporan a la formalidad, por su parte Huesca y Camberos (2009) indican que las mujeres están en desventaja, respecto a los hombres, si decidieran convertirse a la formalidad, mientras que los asalariados, sin importar el sexo, sí mejoran los ingresos. Camberos y Yáñez (2003) calcularon un grado de informalidad debido a la carencia de seguridad social, por el orden de 39.4 por ciento para la frontera y de 46.6 para Sonora ().

La técnica contrafactual en el entorno formal-informal

La metodología utilizada aquí es semiparamétrica (Dinardo, Fortin y Lemieux, DFL, (1996), y junto con técnicas *matching* (Heckman, Ichimura y Todd 1998; Becker e Ichino 2002; Huesca 2009)

proporciona validez de comparación entre grupos distintos, para responder a la pregunta de ¿qué pasaría con las remuneraciones de los individuos informales si trabajaran en el sector formal? La técnica DFL considera los estudios de capital humano de Becker (1962) y Mincer (1974) para estimar la densidad de las percepciones ponderándolas con la aplicación de un modelo logístico, que permite asignar la probabilidad condicionada de un sector hacia el otro en el mercado laboral. El proceso de medición con DFL es semejante a la descomposición de Oaxaca (1973), pero la supera en la medida que examina toda la distribución y la densidad respectiva, además de usar la propensión de probabilidades (*propensity score*), con el fin de seleccionar a los individuos más parecidos en ambos segmentos laborales.¹

El método DFL se expresa por $f_j^I(w)$ y $f_j^F(w)$, y la función distribución relativa de los sueldos para trabajadores informales (I) y formales (F) respectivamente, observados en su locación laboral j , donde (w) es el salario representado en términos logarítmicos. Entonces, la expresión de la estimación directa para comparar ambas densidades de forma conjunta se escribe así:

$$f_{i,j}(w) = \int f_{i,j}(w|x)h_{i,j}(x)dx; i = I, F_t \quad (1)$$

donde $f_{i,j}(w|x)$ es la respuesta sobre el salario ante cambios en las características observables x , y $h_{i,j}(x)$ es la densidad de éstas en la posición j para trabajadores en el grupo i (informal o formal). El paso siguiente es asumir que la expresión (1) puede estimarse al considerar los rasgos observados de los individuos ubicados en el sector informal, y el contrafactual requerido es:

¹ Es un proceso bayesiano que, a través del cálculo de probabilidades, permite obtener una razón que sirve de ponderador sobre la distribución, para asegurar que los individuos en tratamiento son los más parecidos pero ubicados en segmentos distintos. El procedimiento utilizado en este caso es el del *nearest neighbour* (el vecino más cercano) con la aplicación del paquete para el manejo estadístico Stata, con los comandos *pscore.ado* y *attnd.ado*, elaborados por Becker e Ichino (2002). Véase Heckman et al. (1998) para una explicación formal de la técnica.

$$\hat{f}_{I,j}(w) \equiv \int f_{E,j}(w|x)h_{E,j}(x)dx \quad (2)$$

La expresión (2) representa la distribución estimada de las remuneraciones de los trabajadores informales, pero considerando la forma en que fueron retribuidas las peculiaridades de los formales: $f_{E,j}(w|x)$.

Para este cálculo, el método DFL sugiere reescribir la densidad como:

$$\hat{f}_{I,j}(w) \equiv \int f_{E,j}(w|x)h_{E,j}(x) \frac{h_{I,j}(x)}{h_{E,j}(x)} dx \quad (3)$$

Lo que es equivalente a reponderar la distribución Φ de los ingresos del sector formal por un factor $\theta\{\Phi(h(x_f))\}$, y que según el teorema de Bayes queda como sigue:

$$\theta = \frac{h_{I,j}(x)}{h_{E,j}(x)} = \frac{\frac{P(I|x)}{1-P(I|x)}}{\frac{P(I)}{1-P(I)}} \quad (4)$$

donde θ es la propensión de probabilidades. $P(I|x)$ puede ser estimado con una especificación logística de probabilidad hacia el sector informal, mientras que $P(I)$ se refiere a la proporción de trabajadores informales en la muestra.² Si se considera Φ como la función de distribución acumulada en condiciones de normalidad y en forma logística, se resume su comparabilidad (*matching*) de cómputo en la expresión (5):

² En este estudio se utiliza un modelo tipo logit que detecta los trabajadores informales con respecto del sexo, edad, edad cuadrática (para capturar la experiencia), estado civil, zona rural-urbana, escolaridad y rama económica desagregada en seis actividades. El autor puede proporcionar los resultados de estos modelos auxiliares, a petición del lector.

$$\Pr\{D_{i=l} = 1|x\} = \Phi(h(x_F)) \quad (5)$$

donde $D = \{0, 1\}$ indica la exposición de los grupos de individuos (formales e informales) al tratamiento que minimiza su distancia con el de control $C(i)$ como la diferencia entre sus propensiones probabilísticas respectivas ($C(i) = \min \|\theta_i - \theta_j\|$), y de esta manera se puede asegurar que ambos grupos de trabajadores seleccionados en la muestra son comparables entre sí, independientemente del sector al que pertenezcan (Heckman, et al. 1998).

La base de datos y aplicación del modelo

Aquí se utiliza la Encuesta nacional de ocupación y empleo (ENOE) del tercer semestre de 2006 (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, INEGI 2006), que desagrega la información de los atributos y los sueldos de la población ocupada y en edad de trabajar, sus características en el empleo y otras de microdatos. Se usa la información individual con los atributos de cada empleado en su ámbito laboral (formal e informal), y se condicionan sus rasgos con las remuneraciones en pesos corrientes del tercer trimestre de 2006. El concepto de informalidad usado es el aceptado por la OIT (Cervantes et al. 2008).

Para obtener el efecto conjunto de la región frontera, se seleccionaron las seis entidades colindantes con Estados Unidos, y se consideraron tanto a hombres como mujeres entre 16 y 65 años, como asalariados, jornaleros agrícolas y por cuenta propia, y se eliminaron de la muestra a los individuos con ingresos cero, debido a su aporte nulo, con el objetivo de probar la hipótesis de mejora salarial. La variable dependiente es el logaritmo del salario mensual neto en pesos corrientes, el cual considera las prestaciones de ley en caso de tenerlas.

Como punto de partida, se asumió que el sesgo de selección no influiría en las decisiones individuales en las tres opciones de trabajo, gracias a la técnica de *matching* empleada y ya descrita. Además,

una de las ventajas de los métodos no paramétricos es que la información y los datos hablan por sí mismos, y así no se atribuyen demasiadas restricciones o formas funcionales (Schmertmann 1994; Dinardo et al. 1996; Duclos 2001; Greene 2003).

Con el objetivo de tener consistencia, y evitar problemas de endogeneidad al introducir variables con causalidad en ambos lados del modelo logístico, se realizó la prueba de Hausman (Grenne 2003, 82), y se rechazó la hipótesis de igualdad en los coeficientes para cada uno de los tres modelos estimados en la región y el caso de Sonora.³

Las kernel se calculan con las fórmulas (6) y (7) fundamentadas en el espíritu de Silverman (1986):

$$\hat{f}_{lj}(x_j) = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_j - x_i}{h}\right) \forall j \quad (6)$$

donde h es la banda óptima y K es la función kernel que en este caso es de tipo gaussiano.⁴ Para ponderar y desagregar los subgrupos que subyacen y componen la kernel con su función de distribución de probabilidad (FDP) se considera el trabajo de Jenkins y Van Kerm (2005). Primero se obtiene el cálculo de las densidades por subgrupos de la fórmula (6) con $k = (1, \dots, K)$, y después se pondera por su participación con sus pesos relativos, como se indica en la expresión (7):

$$f(x) = \sum_{i=1}^n \mathbf{v}^k f^k(x) \quad (7)$$

La función de densidad $f(x)$ para los ingresos x en la expresión (7) es una suma ponderada de las FDP para cada subgrupo k , donde \mathbf{v}^k es la participación poblacional del grupo k , y f^k es la FDP del k .

³ Las pruebas de Hausman muestran valores χ^2 con 12 grados de libertad, estadísticamente significativos para los tres modelos estimados en cada categoría ocupacional. Véase cuadro A3 del anexo, para ver los resultados por tipo de ocupación utilizada.

⁴ Una desventaja es que este tipo de funciones puede sobreesuavizar la densidad estimada, y por ello se emplea un estimador kernel adaptativo. Véase Silverman (1986) y Van Kerm (2003) para comprender mejor esta técnica.

Población ocupada formal e informal en las regiones de México

A continuación se describe de manera breve la población ocupada en el sector informal de Sonora y de la frontera norte de México. Esta región fronteriza está integrada por Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas, seis entidades que han estado expuestas directamente al comercio internacional con Estados Unidos. De acuerdo con la información, la figura 1 indica que la informalidad es superior en la región en su conjunto (63.6 por ciento), comparada con Sonora (51.7 por ciento). Por ocupación, el grueso de los informales trabaja por cuenta propia, con una proporción superior a 70 por ciento en la franja fronteriza y 60 en Sonora, cantidad nada despreciable. Esto refleja que las oportunidades en estas zonas para el trabajador-emprendedor son reducidas, e indican una alerta para la gestión gubernamental y de apoyo a dicho colectivo laboral.

En suma, tanto el trabajo por cuenta propia como el de los jornaleros agrícolas tienen el mayor grado de informalidad en ambas zonas, pero siempre superior en la frontera. Dicho parámetro es el más reducido entre los asalariados, que constituye el grupo más

Figura 1

Distribución y pesos por subgrupos en la posición laboral en el sector formal-informal. Frontera norte y Sonora, 2006 (población ocupada de 16 a 65 años)

	Frontera			Sonora		
	Formales	Informales	Total	Formales	Informales	Total
Población ocupada (PO)	2 737 458	4 783 030	7 520 488	443 327	474 535	917 862
% de PO	36.4	63.6	100.0	48.3	51.7	100.0
Asalariados	53.4	46.6	100.0	51.2	48.8	100.0
Cuenta propia	20.8	79.2	100.0	39.9	60.1	100.0
Jornaleros	34.9	65.1	100.0	53.9	46.1	100.0

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

numeroso en Sonora, con 49 por ciento, y 46 para la franja fronteriza.

Tan sólo el criterio de la seguridad social permite recoger la esencia del trabajo informal en su mayor dimensión (Cervantes et al. 2008),⁵ como la población ocupada o subempleada que no está sujeta a una relación contractual y por tanto no recibe seguridad social. Sin importar su situación ocupacional, sus empleadores tampoco la pagan como una condición de empleo. En contraste, los jornaleros muestran otra cara del mercado laboral con una cobertura reducida de seguridad social, como reflejo también de la elevada temporalidad de empleo en dicho segmento, con 65 por ciento de informalidad y un aproximado de 35 de cobertura en el trimestre del año analizado.

Resultados empíricos: el caso de la frontera norte y Sonora Desigualdad y análisis semiparamétrico

Un factor clave para analizar los salarios de los sectores formal-informal es su desigualdad, puesto que permite detectar la heterogeneidad entre los puestos laborales de los individuos, y revela aspectos importantes (véase figuras 2 y 3). Para la frontera norte de México, el índice de Gini muestra que en 2006 entre los informales hubo más desigualdad, con excepción de los asalariados. Los índices estimados en conjunto con sus errores estándar —*bootstrap*—⁶ muestran una confianza estadística de 95 por ciento, de que entre los trabajadores por cuenta propia existe la diversidad más grande, con un índice de 0.534 en los informales (véase figura 2), hallazgo paralelo con los resultados obtenidos en otros países en

⁵ Cervantes et al. (2008) estimaron para México hasta 50 por ciento de informalidad en el mercado laboral con dicho criterio, y comprueban que no se modifica sustancialmente su valor, sin importar que existan cruces o interacciones con otros conceptos de informalidad.

⁶ La técnica *bootstrap* es no paramétrica, y permite realizar inferencia estadística para cualquier índice presuponiendo la muestra como un estimador consistente de la población, a través de un proceso aleatorio simple bayesiano, que reproduce la distribución de los estadísticos con un reemplazo sobre la muestra, al repetirla en muchas ocasiones, y con 100 veces en esta aplicación. Véase Efron y Tibshirani (1993) para comprenderla en detalle.

personas con el mismo puesto (Cohen y House 1996; Parker 2004) y para México (Maloney 2002; Alcaraz et al. 2008).

En promedio, la desigualdad en las remuneraciones fue superior para la frontera, y más para quienes laboraban por cuenta propia y los jornaleros, como indicador de una dispersión mayor de los salarios e ingresos en estos grupos, ya que de seguro existen más tipos de empleo informal en dicha región que representan más ganancias para los independientes, a diferencia de lo que podría suceder en Sonora. Por su parte, el trabajo asalariado formal o informal tiende a ser más homogéneo entre ambas regiones.

Figura 2

Desigualdad de los ingresos por posición en el trabajo formal e informal en la frontera norte de México, 2006 (índice de Gini)

	Total	Formales	Informales
Asalariado	0.3630 (0.0028)	0.3523 (0.0054)	0.3469 (0.0083)
Cuenta propia	0.4878 (0.0085)	0.4077 (0.0138)	0.5345 (0.0108)
Jornalero	0.4373 (0.0215)	0.3616 (0.0243)	0.4528 (0.0300)

Errores estándar *bootstrap* con 100 replicaciones entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

Figura 3

Desigualdad de las remuneraciones por posición en el trabajo formal e informal en Sonora, 2006 (índice de Gini)

	Total	Formales	Informales
Asalariado	0.3597 (0.0031)	0.3386 (0.0114)	0.3284 (0.0201)
Cuenta propia	0.4363 (0.0094)	0.4389 (0.0261)	0.5077 (0.0233)
Jornalero	0.3784 (0.0461)	0.3408 (0.0102)	0.4513 (0.0169)

Errores estándar *bootstrap* con 100 replicaciones entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

Entonces, la desigualdad es muy superior para las actividades informales con énfasis en las realizadas por cuenta propia, lo cual prueba una gran heterogeneidad en los ingresos en estas posiciones, y que con seguridad muestran habilidades y destrezas que inducen a una mayor dispersión en la distribución de sus ingresos.

Un hallazgo esperado fue la menor desigualdad de los jornaleros con respecto al resto de categorías, lo cual está probado estadísticamente, y así lo muestra también en Sonora el colectivo de los informales en dicha posición, como señal de remuneraciones más homogéneas, pero más reducidas en comparación con el resto de los puestos laborales. La dispersión del trabajo asalariado fue muy similar en Sonora y la frontera, debido a lo parecido de las diferencias entre los ingresos del grupo citado, ya que los tipos de empleos están más estandarizados y vinculados con la industria maquiladora.

El índice de Gini calculado aquí refleja el comportamiento en la parte media de la distribución, con la desventaja de no considerar su proporción completa, y por tanto reduce el análisis. Por ello se evaluó el reparto de las remuneraciones de forma completa, con la técnica semiparamétrica descrita, y que permite al mismo tiempo visualizar lo ocurrido; los resultados están en las figuras 4, 5 y 6. En la 4 aparecen las distribuciones para todas las posiciones laborales ponderadas por sus pesos relativos, lo que permitió redimensionar su participación e importancia en los segmentos formal e informal. La actividad formal fue superior sólo en los asalariados y apenas perceptible en los jornaleros sonorenses solamente, en tanto que para los independientes la mayor participación fue en el sector informal, y su densidad superó la distribución formal.

Este análisis es más descriptivo, y si bien ayuda para observar la diversidad entre los puestos laborales, no permite inferir más allá con respecto a la decisión de formalizarse, por ello a continuación se muestran las estimaciones contrafactuales en las figuras 5, 6 y 7 para cada puesto, suponiendo que los informales, con sus mismas características, trabajaran ahora en el sector formal. Del análisis se desprenden resultados diversos; primero, los asalariados mejoraron sus remuneraciones en el caso de Sonora, sin embargo no sucedió así para la frontera, en donde se detectó una polarización de ellas al ampliarse la densidad hacia los extremos, señal de un proceso

simultáneo de mejora y deterioro en las percepciones. Segundo, el campesino no mejoró sus ingresos, al permanecer casi inalteradas las funciones de densidad inicial y contrafactual en Sonora y en la frontera y tercero, el trabajo por cuenta propia presentaría cambios positivos y negativos en la distribución, al distanciarse los ingresos de forma similar como sucedería con los asalariados, sin embargo esta modificación favoreció más a la frontera que a Sonora.

En suma, en los asalariados de Sonora hubo una mejoría reducida pero más uniforme para todos los trabajadores que en la frontera, sin cambios relevantes para los jornaleros agrícolas y de forma similar con polarización para quienes laboraban por cuenta propia, con más injerencia en la frontera que en Sonora, de acuerdo con las diferencias obtenidas mostradas en los paneles inferiores de las figuras respectivas.

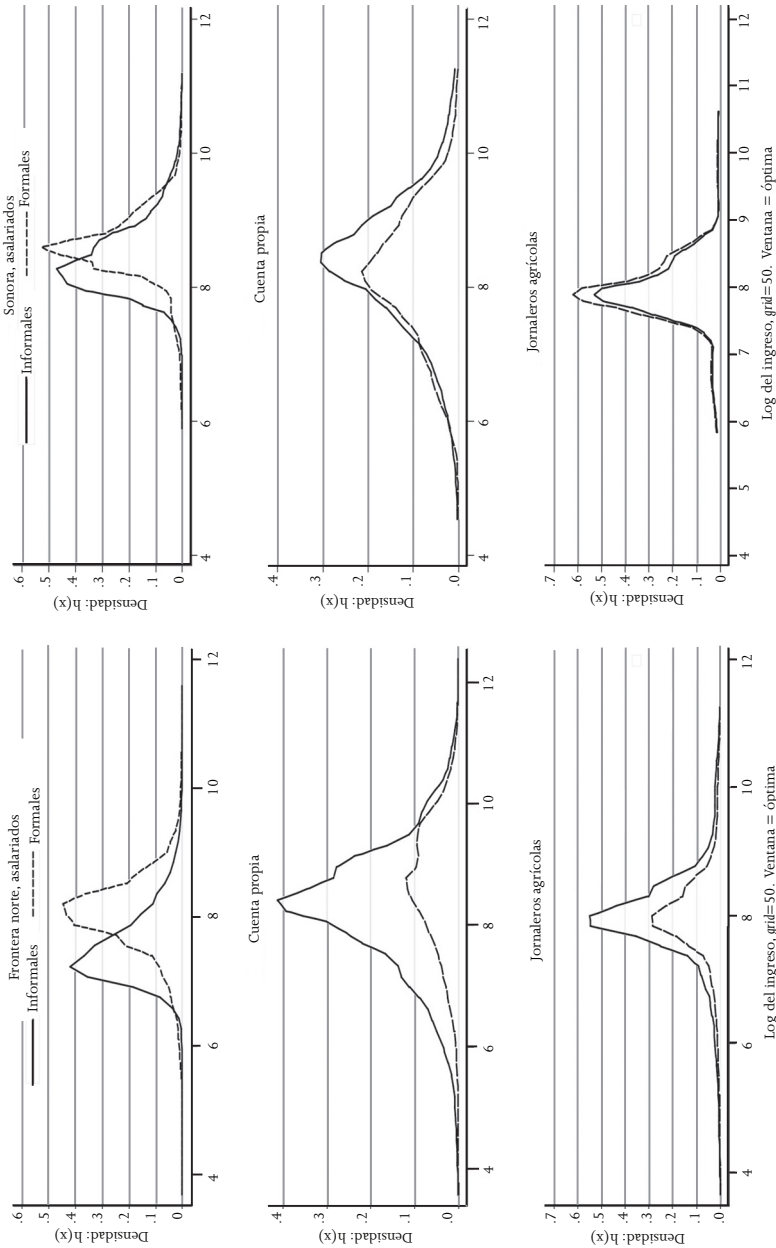
Para los jornaleros ambas distribuciones permanecieron iguales, lo que permite argumentar que la aportación de las cuotas de seguridad social no ayuda a mejorar el sueldo de este colectivo, donde con seguridad la productividad laboral es alta en ambos segmentos, formal e informal.

En forma paralela con los hallazgos de este análisis, Azevedo (2004) muestra, en el caso de Río de Janeiro, Brasil, que las actividades por cuenta propia informales serían mejor remuneradas en el sector formal y que los trabajadores encontrarían una posición eficiente al ubicarse en ese ámbito, sin embargo, los estudios no son comparables del todo debido a que la muestra empleada por dicho autor se refiere a los cinturones de miseria y zonas pobres de esa ciudad. En dirección similar, Huesca y Camberos (2009) pronosticaron una mejoría reducida para los trabajadores independientes a escala nacional en México, lo que refleja lo heterogéneo del mercado laboral y las implicaciones verdaderamente distintas que la política pudiera tener según la región del país.

Conclusiones

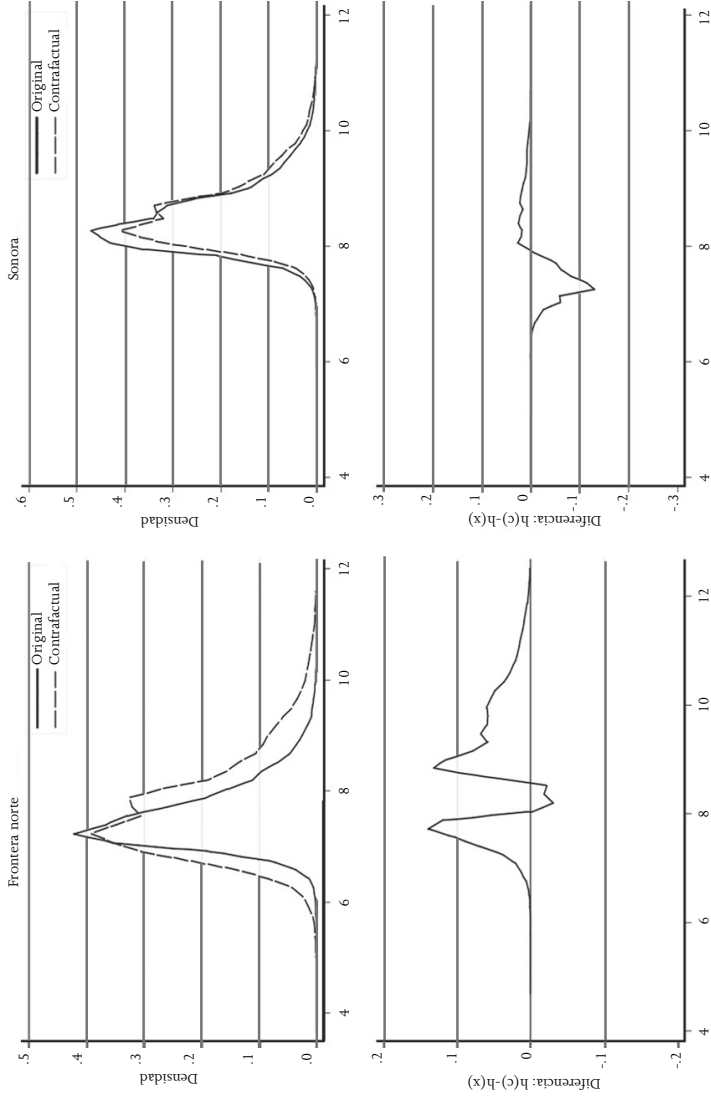
En este estudio se realizó una evaluación comparativa de la distribución de los ingresos entre los subgrupos de trabajadores formales

Figura 4. Remuneraciones por posición en el trabajo formal e informal en la frontera norte y Sonora



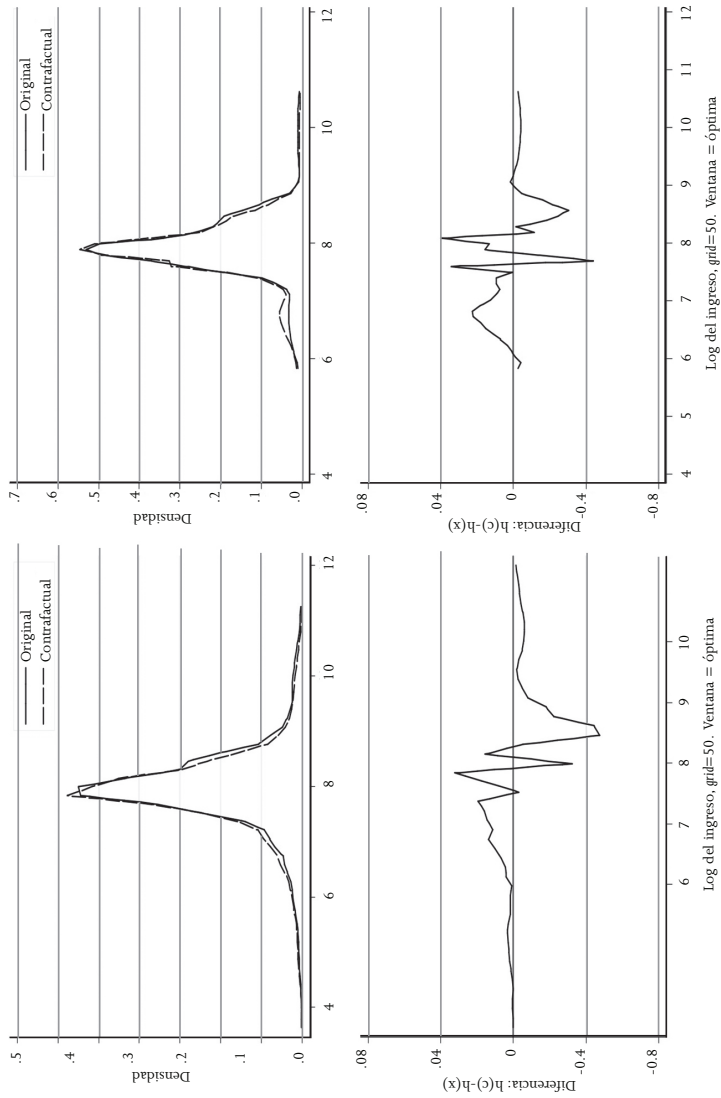
Fuente: elaboración propia, con base en la ENOE III, 2006.

Figura 5. Expectativas de ingreso en asalariados informales. Frontera norte y Sonora



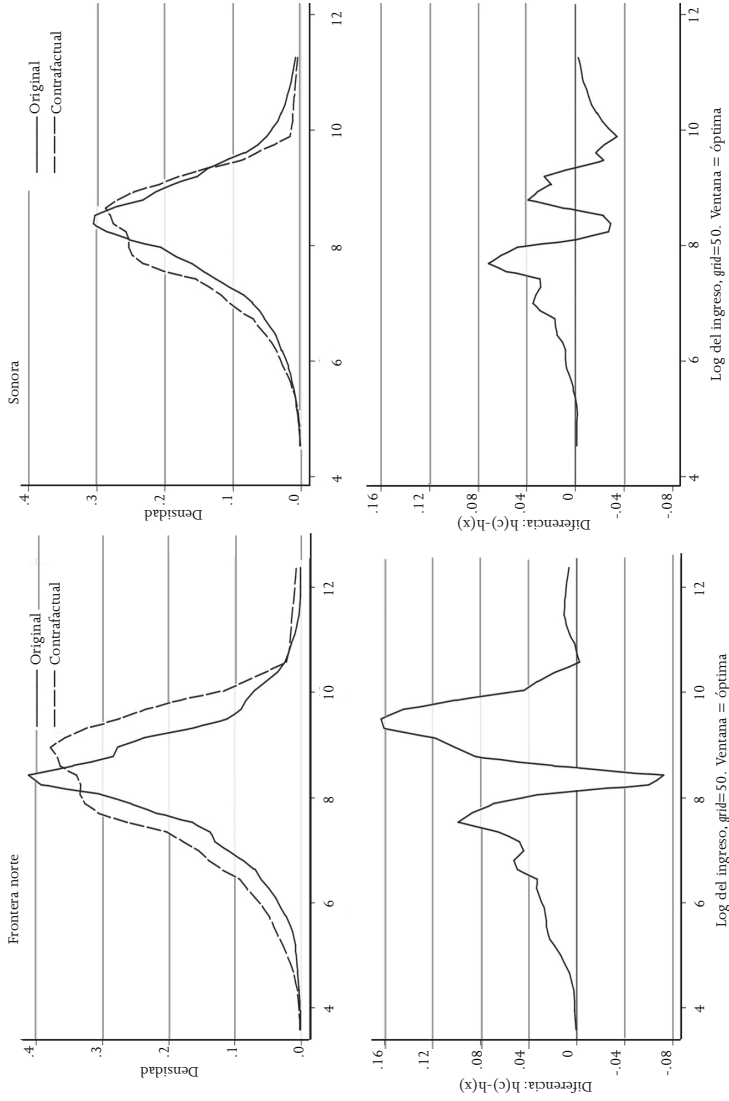
Fuente: elaboración propia, con base en la ENOE 2006 III.

Figura 6. Expectativas de ingreso en jornaleros informales. Frontera norte y Sonora



Fuente: elaboración propia, con base en la ENOE 2006 III.

Figura 7. Expectativas de ingreso en cuenta propia informales. Frontera norte y Sonora



Fuente: elaboración propia, con base en la ENOE 2006 III.

e informales en la frontera norte de México y en Sonora, con el criterio de la OIT sobre cotización a la seguridad social y el registro del negocio. Con datos del tercer trimestre de 2006 de la ENOE, se estimó un escenario contrafactual mediante un modelo de regresión semiparamétrico, y se obtuvo que entre los asalariados de Sonora hubo una mejoría reducida pero más uniforme para todos, que en la frontera, sin cambios relevantes para los jornaleros agrícolas y de forma similar con polarización para los trabajadores independientes, con mayor injerencia en la frontera que en Sonora.

En la franja fronteriza fue mayor la participación informal de los jornaleros agrícolas y de quienes trabajan por su cuenta, seguidos de los asalariados, y en Sonora destacó la informal entre los independientes. La situación contrafactual de los ingresos mejoró para los asalariados y sin cambio para los jornaleros agrícolas, en tanto que para quienes laboran por cuenta propia hubo modificaciones que polarizarían la distribución, señal de la necesidad urgente de apoyar con énfasis a estos grupos en su afán por formalizarse, para aprovechar su experiencia y la oportunidad de implementar proyectos que permitan aumentar la generación de riqueza.

Ante el esquema de un mercado laboral dual y segmentado, y sin importar distinciones, la oferta de trabajo se abre camino dentro de las actividades informales en la medida en que el sector formal se muestra incapaz de absorber la mano de obra, incluso cuando ésta sea calificada y con más experiencia.

Debido a la dificultad para cumplir con las reglas de operación del seguro social, la carga tributaria y el difícil acceso al mercado de crédito para financiamiento productivo, persiste la falta de oportunidades en el sector formal. Con la crisis de 2008-2009, se requiere atender a los emprendedores con una difusión eficiente tanto de los apoyos gubernamentales como de la capacitación, en las entidades que den continuación y fortalezcan los programas dirigidos hacia la microempresa, y así incrementar los beneficios del autoempleo. Las políticas de apoyo deben estar acompañadas de una reducción significativa en la presión fiscal y del pago de las cuotas al seguro social por cada empleo generado, en al menos los primeros dos años de vida del negocio.

Recibido en abril de 2009
Revisado en septiembre de 2009

Bibliografía

- Agénor, P. R. y J. Aizenman. 1994. Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets. Working paper 4769. National Bureau of Economic Research (NBER).
- Alcaraz, Carlo, Daniel Chiquiar y M. Ramos-Francia. 2008. Diferenciales salariales inter-sectoriales y el cambio en la composición del empleo urbano de la economía mexicana en 2001-2004. Documentos de investigación. Banco de México.
- Azevedo, J. P. 2004. An Investigation of the Labour Market Earnings in Deprived Areas: Evaluating the Sources of Wage Inequality in the Slums. Ponencia presentada en EGD and UNU-WIDER, Helsinki.
- Becker, Gary. 1962. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, Part II: Investment in Human Beings. *Journal of Political Economy* 70 (5): 9-49.
- Becker, Sascha O. y Andrea Ichino. 2002. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *The Stata Journal* 2 (4): 358-377.
- Camberos, Mario y Jaime Yáñez. 2003. La informalidad de los mercados laborales de Sonora y la frontera norte de México. *región y sociedad* XIV (27): 153-178.
- Cervantes Niño, José J., E. Gutiérrez y L. Palacios. 2008. El concepto de la economía informal y su aplicación en México: factibilidad, inconvenientes y propuestas. *Estudios Demográficos y Urbanos* 23 (1): 21-54.
- Charmes, J. 2000. The Contribution of Informal Sector to GDC in Developing Countries: Assessment, Estimates, Methods, Organi-

- zations for the Future. Presentado en el 4th Meeting of the Expert Group on Informal Sector Statistics (Delhi Group), Ginebra.
- Cohen, B. y W. J. House. 1996. Labor Market Choices, Earnings, and Informal Networks in Khartoum, Sudan. *Economic Development and Cultural Change* 44 (April): 589-618.
- De Soto, H. 2000. *The Mystery of Capital. Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else?* Londres: Bantam Press.
- Dinardo, John, Nicole Fortin y Thomas Lemieux. 1996. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-parametric Approach. *Econometrica* 64 (5): 1001-44.
- Duclos, Jean-Yves. 2001. Poverty and Equity: Theory and Estimation. Documento de trabajo del curso Topics in the Analysis of Income Distributions. Departamento de Economía Aplicada, Programa de Doctorado en Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Edwards, S. y A. Cox-Edwards. 2000. Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile. Working paper 7646. NBER.
- Efron, B. y R. J. Tibshirani. 1993. *An Introduction to Bootstrap*. Nueva York: Chapman and Hall.
- Fields, Gary S. 1975. Rural-urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment, and Job Search Activity in LDCs. *Journal of Development Economics* 2: 165-87.
- Grenne, William H. 2003. *Econometric Analysis*. Nueva Jersey: Prentice Hall.
- Hart, J. K. 1973. Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. *Journal of Modern African Studies* 11 (1): 61-89.

- . 1971. Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. En *ThirdWorld Employment: Problems and Strategy*, editado por R. Jolly et. al. Harmondsworth: Penguin.
- Hanson, Gordon H. 2004. What has Happened to Wages in Mexico Since NAFTA? En *FTA A and Beyond: Prospects for Integration in the Americas*, editado por Toni Stevadeordal, et al. Cambridge: Harvard University Press.
- Heckman, James. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47 (1): 153-61.
- , H. Ichimura y P. E. Todd. 1998. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies* 65: 261-294.
- Huesca, Luis. 2009. Predicting Counterfactual Densities with the DFL Ado-file: A Pertinent Constructive Critique. Ponencia presentada en First Mexican Stata Users' Group Meeting 2009, Stata Users Group, Universidad Iberoamericana, Santa Fe, México.
- . 2005. La distribución salarial del trabajo en México: un análisis de la informalidad. Tesis doctoral, Departament d'Economia Aplicada, Universidad Autònoma de Barcelona.
- y M. Camberos. 2009. El mercado laboral mexicano 1992 y 2002: Un análisis contrafactual de los cambios en la informalidad. *Economía Mexicana* XVIII (1): 5-43.
- INEGI. 2006. ENOE III, 2006. México.
- Jenkins, Stephen y Phillippe Van Kerm. 2005. Accounting for Income Distribution Trends: A Density Function Decomposition Approach. *Journal of Economic Inequality* 3: 43-62.
- Jusidman, Clara. 1995. Tendencias en la estructura económica y el sector informal en México. Cuadernos de trabajo (10). México: Secretaría del Trabajo y Previsión Social.

- _____. 1993. The Informal Sector in Mexico. Secretaría del Trabajo y Previsión Social y The United States Department of Labor. Working paper (2).
- Le, A. T. 1999. Empirical Studies of Self-employment. *Journal of Economic Surveys* 13(4): 381-416.
- Magnac, T. 1991. Segmented or Competitive Labor Markets. *Econometrica* 59: 165-87.
- Maloney, William. 2002. Distortion and Protection in the Mexican Labor Market. Working paper 138. The World Bank. Center for Research on Economic Development and Policy Reform.
- _____. 1999. Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico. *The World Bank Economic Review* 13 (2): 275-302.
- Marcouiller, D. V., R. De Castilla y C. Woodruff. 1997. Formal Measures of the Informal Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador and Peru. *Economic Development and Cultural Change* 45: 367-92.
- Mincer, Jacob. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York: Columbia University Press.
- Oaxaca, Ronald. 1973. Male-female Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14 (3): 693-709.
- OIT. 1972. *Employment Incomes and Equality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya*. Ginebra.
- Parker, Simon C. 2004. *The Economics of Self-employment and Entrepreneurship*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rendón, Teresa y Carlos Salas. 1993. El empleo en México en los ochenta: tendencias y cambios. *Comercio Exterior* 43 (8): 717-730.

- Roubaud, Francois. 1995. *La economía informal en México*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Schmertmann, C. 1994. Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models. *Journal of Econometrics* 60: 101-32.
- Schneider, Friedrich. 2004. The Size of the Shadow Economies of 145 Countries all over the World: First Results over the Period 1999 to 2003. Discussion papers series IZA DP 1431. Bonn.
- Silverman, B. W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Londres: Chapman and Hall.
- Taylor, M. P. 1996. Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self-employed? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58 (2): 253-66.
- Tokman, Victor E. 1989. Policies for a Heterogeneous Informal Sector in Latin America. *World Development* 17: 1067-76.
- Van der Sluis J., M., Van Praag y W. Vijverberg. 2004. Entrepreneurship Selection and Performance: A Meta-analysis of the Impact of Education in Less Developed Countries. Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2003-046/3.
- Van-Kerm, Phillipe. 2003. Adaptive Kernel Density Estimation. *Stata Journal* 3 (2): 148-56.

Anexo

Figura A1

Descripción de variables
Individuos de 16 a 65 años en la frontera norte de México

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Tipo
Log ingreso	25448	8.343	0.745	3.738	12.447	Continua
Informal	25448	0.396	0.489	0	1	Dummy
Cuenta propia formal	25448	0.048	0.213	0	1	Dummy
Cuenta propia informal	25448	0.178	0.383	0	1	Dummy
Asalariado formal	25448	0.556	0.497	0	1	Dummy
Asalariado informal	25448	0.218	0.413	0	1	Dummy
Jornalero formal	25448	0.350	0.021	0	1	Dummy
Jornalero informal	25448	0.650	0.047	0	1	Dummy
Escolaridad	25448	9.798	5.045	0	21	Continua
Sexo	25448	0.637	0.481	0	1	Dummy
Edad	25448	36.137	12.358	14	65	Continua
Edad ²	25448	1458.578	951.380	196	4225	Continua
Estado civil	25448	0.505	0.500	0	1	Dummy
Urbano – rural	25448	0.834	0.372	0	1	Dummy
Ingreso < media	25448	0.742	0.437	0	1	Dummy
Construcción	25448	0.094	0.291	0	1	Dummy
Manufacturas	25448	0.224	0.417	0	1	Dummy
Comercio	25448	0.199	0.399	0	1	Dummy
Servicios	25448	0.402	0.490	0	1	Dummy
Otros	25448	0.014	0.095	0	1	Dummy
Agropecuario	25448	0.067	0.250	0	1	Dummy
Baja California	25448	0.173	0.378	0	1	Dummy
Chihuahua	25448	0.147	0.354	0	1	Dummy
Coahuila	25448	0.168	0.374	0	1	Dummy
Nuevo León	25448	0.202	0.402	0	1	Dummy
Sonora	25448	0.148	0.355	0	1	Dummy
Tamaulipas	25448	0.163	0.369	0	1	Dummy

Nota: dummy (sí = 1 y no = 0).

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

Figura A2

Descripción de variables
Individuos de 16 a 65 años en Sonora, 2006-III

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Tipo
Log ingreso	3921	8.339	0.733	4.787	11.082	Continua
Informal	3921	0.399	0.490	0	1	Dummy
Cuenta propia formal	3921	0.067	0.250	0	1	Dummy
Cuenta propia informal	3921	0.162	0.368	0	1	Dummy
Asalariado formal	3921	0.534	0.499	0	1	Dummy
Asalariado informal	3921	0.237	0.425	0	1	Dummy
Jornalero formal	3921	0.540	0.041	0	1	Dummy
Jornalero informal	3921	0.460	0.049	0	1	Dummy
Escolaridad	3921	10.199	5.282	0	21	Continua
Sexo	3921	0.627	0.484	0	1	Dummy
Edad	3921	36.435	12.517	14	65	Continua
Edad2	3921	1484.136	965.867	196	4225	Continua
Estado civil	3921	0.459	0.498	0	1	Dummy
Urbano – rural	3921	0.825	0.380	0	1	Dummy
Ingreso < media	3921	0.709	0.454	0	1	Dummy
Construcción	3921	0.110	0.313	0	1	Dummy
Manufacturas	3921	0.175	0.380	0	1	Dummy
Comercio	3921	0.217	0.412	0	1	Dummy
Servicios	3921	0.405	0.491	0	1	Dummy
Otros	3921	0.017	0.109	0	1	Dummy
Agropecuario	3921	0.076	0.265	0	1	Dummy

Nota: dummy (sí = 1 y no = 0).

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

Figura A3

Pruebas de endogeneidad de Hausman
del sector formal-informal y posición laboral
frontera norte y Sonora, 2006.
(población ocupada de 16 a 65 años)

	Frontera Wald χ^2	Sonora Wald χ^2
Asalariados	405.2	377.3
<i>Prob>chi2 (12)</i>	0.0	0.0
Cuenta propia	76.0	106.5
<i>Prob>chi2 (11)</i>	0.0	0.0
Jornaleros	293.2	99.3
<i>Prob>chi2 (11)</i>	0.0	0.0

Test Ho: diferencia no sistemática en los coeficientes.

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (2006).

