

El mercado laboral mexicano 1992-2002

Un análisis contrafactual de los cambios en la informalidad

Luis Huesca Reynoso y Mario Camberos Castro*

Fecha de recepción: 3 de enero de 2007; fecha de aceptación: 8 de agosto de 2008.

Resumen: En esta investigación se presentan evidencias empíricas de las remuneraciones en el mercado de trabajo mexicano para hombres y mujeres, considerando conjuntamente una serie de categorías laborales de trabajadores formales e informales, mediante el uso de la técnica contrafactual de Dinardo, Fortin y Lemieux (1996). La especificación semiparamétrica permite visualizar la distribución de los ingresos descomponiéndola por ocupación y subgrupos con ayuda de un modelo logístico. Encontramos que entre 1992 y 2002 los varones informales por cuenta propia resultaron mejor pagados que su contraparte, mientras que las mujeres parecían ser mejor remuneradas que los hombres en el sector asalariado formal. El escenario contrafactual predice una mejor situación para ambos sexos, al ubicarse en el sector formal y con los mismos atributos en 2002; para el año inicial se observó el fenómeno opuesto. Estos hallazgos son adversos a lo que sucede en la realidad, cuando las probabilidades resultantes de un modelo multinomial predicen que los trabajadores informales tienden a pertenecer a las actividades por cuenta propia conforme adquieren más experiencia.

Palabras clave: selección ocupacional, remuneraciones, mercado de trabajo, distribución, sector formal e informal.

The Mexican Labor Market, 1992-2002: A Counterfactual Analysis of Changes in the Informal Sector

Abstract: This research presents empirical evidence of the Mexican labor market earnings for males and females, pooling together a set of occupational categories into formal and informal workers using the counterfactual technique of Dinardo, Fortin and Lemieux (1996). The semi-parametric specification allows visualizing the earnings distribution according to the decomposition of subgroups and occupational process using a logistic model. We find that informal self-employment is better paid for men than for their counterpart between 1992 and 2002, meanwhile women seem to be better positioned as formal salaried than men. Counterfactuals predict an improvement for both informal women and males, had they decided to

* Luis Huesca Reynoso, lhuesca@ciad.mx, Mario Camberos Castro, mcamberos@ciad.mx, investigadores titulares del Departamento de Economía del CIAD (Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A.C.), Hermosillo, Son., México. Los autores agradecen las atinadas recomendaciones realizadas por dos dictaminadores anónimos. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

become formal workers and with the same attributes in 2002; an opposite trend was found for the initial year. This situation remains at odds when depicting predicted multinomial probabilities, as informal workers tend to develop entrepreneurial activities as long as they acquire more experience.

Keywords: occupational choice, earnings, labor market, distribution, formal and informal sector.

Clasificación JEL: J24, J31, J44, O15, O17.

Introducción

El análisis del sector informal del mercado de trabajo adquiere en la actualidad una gran relevancia en el contexto de los países emergentes y en vías de desarrollo. Este entorno laboral ofrece una explicación acertada de la falta de capacidad de las economías para generar empleos suficientes para su población trabajadora, y de la creciente precariedad de los empleos creados por el sector formal.

Así como en la mayoría de los países latinoamericanos, en México los individuos menos favorecidos derivan la mayor parte de su ingreso del empleo asalariado, y al no contar con un sistema de seguro de desempleo, la estabilidad del empleo tiende a ser más valorada que contar con mejores salarios; es por ello que resulta importante investigar las cualidades específicas del mercado de trabajo y el nuevo papel que desempeña el ámbito formal-informal de la actividad productiva y laboral.

La función del sector informal en el mercado de trabajo se ha caracterizado a través del tiempo como un espacio económico de absorción de aquellas actividades productivas que no han logrado insertarse en la dinámica económica legal y estructurada. Los factores inherentes a la informalidad han sido vinculados a deficientes niveles de productividad laboral o a fallas estructurales relacionadas con el sistema económico, siendo esta última una característica común de las economías en vías de desarrollo.

El discurso de la interacción entre la legislación gubernamental y las políticas para fomentar una inclusión de los mercados informales de trabajo en relación con la forma de vida de los individuos es parte crucial de la agenda laboral, por ello cabe plantear las siguientes preguntas: ¿Significará que en el caso de México no mejoran las remuneraciones de los trabajadores informales en caso de que decidan entrar al sector formal? ¿Será que el aumento del trabajo por cuenta propia en el sector informal –y su persistencia en México– se deben a los cambios ocurridos en la distribución por edades de la población? O más bien, ¿serán las escasas opor-

tunidades de obtener un trabajo formal y que las han encontrado de manera informal?

Esta investigación persigue dos objetivos: primero, determinar la posibilidad de mejora de los trabajadores asalariados y por cuenta propia en el sector informal si éstos decidieran desempeñar sus actividades dentro de la formalidad, considerando la distribución de sus remuneraciones, y segundo, analizar los perfiles en la selección ocupacional de los trabajadores, considerando su ubicación laboral y experiencia en México entre 1992 y 2002. Estos objetivos se plantean en un contexto donde la actividad emprendedora y otros tipos de empleos informales alternos a los tradicionales persisten y cobran 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 *et al.*, 2004).

A pesar de que el desempleo es reducido, prevalecen el subempleo y las condiciones precarias en los puestos de trabajo, donde casi la mitad de la población ocupada trabaja sin recibir prestación alguna. La economía informal absorbe la mayor parte del excedente de mano de obra, con niveles de hasta una tercera parte del empleo remunerado total.

Este trabajo muestra una aplicación empírica que en nuestro conocimiento no ha sido aplicada al caso del mercado de trabajo de México. La técnica empleada –no paramétrica– permite visualizar la distribución de las remuneraciones de manera completa y para las distintas categorías laborales investigadas, asumiendo lo que pasaría si los trabajadores decidieran formalizar sus actividades en el mercado laboral mexicano. Es importante comentar que esta investigación no pretende discutir las posibles implicaciones de política económica y su relevancia en la problemática de empleo informal, sino más bien determinar el impacto que presentan variables de corte individual, tales como la edad (que aproxima la experiencia laboral) y su efecto sobre la distribución de funciones y posiciones en el trabajo formal-informal.

La hipótesis que guía nuestro trabajo enfatiza que los trabajadores informales, tanto mujeres como varones, se mantienen en ese sector debido a que no consideran una mejora en sus remuneraciones sólo por el hecho de hacerse formales, toda vez que ello depende más bien de las características que posean los trabajadores en relación con las que demanda el mercado.

El orden del trabajo es el siguiente. En el primer apartado se procede con la explicación del marco teórico-conceptual y se realiza un repaso de la literatura empírica; en el segundo se describe la metodología y los datos empleados, y se realiza un análisis de la información y de las varia-

bles empleadas por sector formal-informal. El tercer apartado expone el modelo, y la siguiente sección muestra los resultados empíricos de la investigación. Por último, el documento muestra las principales conclusiones.

I. Marco teórico y definiciones

El término de informalidad o sector informal fue introducido a principios de los años setenta por Hart (1971 y 1973) en su análisis del mercado de trabajo de Ghana, y por la Organización Internacional del Trabajo (OIT) con su estudio realizado en Kenya (OIT, 1972), el cual fue el primero en su tipo que permitió cuantificar sistemáticamente la actividad del sector informal, y aconsejó al gobierno de ese país reconocer su gran utilidad. En tiempos recientes, la esencia de su concepto sigue siendo la misma, sólo que ahora se aplican distintos matices que permiten comprender, en el contexto de la nueva economía, el funcionamiento del mercado de trabajo en las economías subdesarrolladas.

El sector informal es heterogéneo (Tokman, 1989), y dichas actividades tienen mayor presencia en los negocios por cuenta propia y en el trabajo asalariado. Su máxima expresión se presenta en el primero de ellos, con niveles que van desde 70 por ciento en África al sur del Sahara, 62 por ciento en el norte de África, 60 por ciento en Latinoamérica, hasta 59 por ciento en Asia (OIT, 2002). Para México, la participación relativa en estos dos conceptos de informalidad se ubica en 44 y 50 por ciento de manera respectiva; dentro de la actividad por cuenta propia, la informalidad tiene mayor presencia en las ramas del comercio y los servicios, y sobresalen en esta última las actividades de tipo profesional y del turismo en años recientes (Huesca, 2008).

Los trabajos de Heckman y Sedlacek (1985) y de Maloney (2002) inspiran esta investigación, bajo el entendido de que es la racionalidad de los agentes la que condiciona su permanencia laboral en determinadas ocupaciones (de alta o baja productividad), además de la excesiva regulación y burocracia que merma toda posibilidad para el sector productivo de inserción en el sector formal de manera eficiente.

Esta investigación sustenta su aplicación y evidencia en el trabajo seminal de Dinardo, Fortin y Lemieux (1996) –en adelante DFL– bajo la técnica de la estimación contrafactual de las funciones de densidad Kernel, que parte de la propuesta básica de Silverman (1986). La técnica, calificada por Bourguignon (2005) como una poderosa herramienta para la construcción de distribuciones contrafactuales, es de tipo semiparamétrica y permite visualizar el comportamiento de los ingresos en su densidad

total (y no solamente enfocarse en un punto de la distribución, como la media o la mediana). La obtención de las diferencias de las Kernel permite a su vez detectar la existencia de cruces por arriba y por abajo de la media a lo largo de toda la distribución.

DFL sustentan su trabajo en el modelo clásico de capital humano (Becker, 1962; Mincer, 1974). El proceso permite estimar la densidad de las remuneraciones, reponderándolas con la aplicación de un modelo logístico que permite asignar la probabilidad condicionada de un sector hacia el otro en el mercado laboral.

La exposición del modelo de DFL presenta semejanza con la descomposición de Oaxaca (1973), con la diferencia de que no sólo se enfoca en la media de la distribución, sino que contempla la distribución y su densidad en forma completa. En el espíritu de Oaxaca (1973), el análisis contrafactual de este trabajo plantearía de manera sencilla: ¿Qué tan bien habría sido remunerado un trabajador con la media de los atributos del sector informal si hubiese trabajado en el sector formal? DFL subrayan que dicho método para tal efecto quedaría incompleto, debido a que ignora efectos de equilibrio general que dependen a su vez del ordenamiento de los factores o atributos explicativos de la distribución completa.

El procedimiento DFL tiene su fundamento en la función de probabilidad condicionada de la siguiente forma:

$$\int f^F(y)dy = \int f^F(y|x)h(x|s = F)dx \quad (1)$$

$$\int f^I(y)dy = \int f^I(y|x)h(x|s = I)dx \quad (2)$$

como la distribución de las remuneraciones (y) de los trabajadores y sus atributos (x) del sector (s) formal (F) e informal (I) respectivamente. Si consideramos la distribución contrafactual como aquella distribución en el sector informal que contempla los atributos de x como fueron empleados en la densidad del sector formal, y consecutivamente los comparamos con la distribución actual de las remuneraciones en el sector informal, tenemos:

$$\text{Original } f'_I(y) = \int f^I(y|x)h(x|s = I)dx \quad (3)$$

$$\text{Contrafactual } f^F_I(y) = \int f^F(y|x)h(x|s = I)dx \quad (4)$$

Donde la especificación contrafactual indica el ingreso que tendrían los trabajadores informales si fuesen remunerados como formales. Es común que la distribución contrafactual descrita en (4) difiera de su respectiva distribución actual, lo cual genera un proceso de excesiva integración en el vector de atributos de x ; por ello, $h(x)$ tendrá varios atributos explicativos que, al ser integrados, resultarían en un proceso tedioso y complicado por ser de múltiple dimensión. DFL plantean utilizar una variable de ponderación w , en forma tal que permita ponderar la distribución de las remuneraciones del sector informal de la siguiente manera: primero se utilizan los datos originales de la encuesta y se estiman las densidades en forma no paramétrica, obteniendo así la densidad original; después se ponderan con un modelo tipo *logit* obtenido en forma paramétrica, donde se combinan las muestras de formales e informales, pero estimando modelos por sexo para asalariados y cuenta propia por separado.

Para lograrlo, se considera la información completa del sector formal e informal, y en el espíritu de Heckman (1979) se calcula la propensión de probabilidades de resultados (*propensity score*) y se observa por definición que:

$$h(x_j = x_0) = \frac{h(x_j | s = F)P_F}{P(s = F | x_j = x_0)} \quad (5)$$

$$h(x_j = x_0) = \frac{h(x_j | s = I)P_I}{P(s = I | x_j = x_0)} \quad (6)$$

Para j características donde P_F y P_I son probabilidades no condicionadas obtenidas si el trabajador observado de la muestra es formal o informal respectivamente; por ello el término P_F / P_I refleja el nivel de la probabilidad no condicionada del sector formal hacia el informal. Las probabilidades asociadas con la pertenencia al sector formal o informal se representan como ρ^F o ρ^I :

$$\rho^F(x) \equiv P(s = F | x_j = x_0) \quad (7)$$

$$\rho^I(x) \equiv P(s = I | x_j = x_0) \quad (8)$$

El término $P(s = F, I | x_j = x_0)$ de las expresiones (7) y (8) representa en sí la propensión de resultados como la probabilidad para una observación en los datos de pertenecer a determinado sector, dado un conjunto de características observables. Entonces, combinando (5) y (6) para determinar la fracción formal-informal de la información en su conjunto, ponderada por las probabilidades respectivas de pertenencia en cada caso, se obtiene la expresión siguiente:

$$\begin{aligned}
 h(x_j | s = F) &= \frac{h(x_j = x_0)P(s = F | x_j = x_0)}{P(s = F)} = \\
 \frac{h(x_j | s = I)P(s = I)}{P(s = I) | x_j = x_0} \cdot \frac{P(s = F | x_j = x_0)}{P(s = F)} & \quad (8a)
 \end{aligned}$$

Y por lo tanto la densidad contrafactual por estimar en la aplicación empírica del trabajo queda establecida de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 f_t^F(y) &= \int f^F(y | x)h(x | s = I)dx \\
 &= \int \left(\frac{\rho^I(x)}{1 - \rho^I(x)} \right) \left(\frac{P^F}{P^I} \right) f^F(y | x)h(x | s = F)dx \\
 &= \int wf^F(y | x)h(x | s = F)dx
 \end{aligned} \quad (9)$$

I. 1. Evidencia empírica

Los trabajos empíricos que han aplicado técnicas visuales no paramétricas y semiparamétricas se han centrado en analizar, para el mercado de trabajo, la forma que presenta la distribución de los salarios (DFL, 1996; Fortin y Lemieux, 1998; Gradín y Rossi, 2001; Maloney, 2002; Lemos, 2004; Azevedo, 2004). DFL (1996), utilizando técnicas Kernel contrafactuals, concluyen que la reducción del grado de sindicalización, así como los *shocks* de oferta y de demanda, son factores cruciales para explicar los cambios presentados en la distribución de los salarios en el mercado de trabajo de EUA en el periodo 1973-1992.

También para EUA entre 1979 y 1991, Fortin y Lemieux (1998) muestran, en el mismo entorno metodológico, que las brechas salariales por género han decrecido en el periodo analizado, siendo el diferencial mucho menor en la parte baja de la distribución por debajo del vigésimo quinto percentil. Las densidades de las remuneraciones se estiman bajo la especificación contrafactual, y si tomamos la distribución masculina como referencia, expresan que la mayor experiencia y las mayores habilidades de la fuerza laboral femenina son los principales motivos que han contribuido a la reducción del diferencial de género en ese mismo país.

A través de una descomposición de las funciones –Kernel– de densidad de las distribuciones, Gradín y Rossi (2001) encuentran que los salarios mejoran en el caso de Uruguay entre 1989 y 1997, debido a la participación relativa de los trabajadores en Montevideo que trasladaron la distribución hacia la derecha, mientras que el resto de los trabajadores urbanos del país contribuyó al incremento de la parte baja. Por su parte, Azevedo (2004) prueba en forma contrafactual que en los cinturones de miseria de Río de Janeiro en Brasil las actividades por cuenta propia informales serían mejor remuneradas que su contraparte formal.

Existe una reducida evidencia empírica en el tema que aplica la técnica Kernel al sector formal-informal en México (Maloney, 2002; Huesca, 2005 y 2008). Maloney (2002) estima la densidad Kernel aplicada al logaritmo del salario entre los sectores formal e informal de México, con el objetivo de determinar si el salario mínimo presenta un impacto relevante sobre la distribución salarial. Ilustra que en 1999 sólo una pequeña proporción de los asalariados informales percibían salarios por debajo de este umbral.¹ Este hallazgo es consistente con el trabajo de Bell (1997) para México y Colombia, al establecer que no existen razones que expliquen una rigidez en el mercado de trabajo que se traduzcan en una división de casi la mitad de la mano de obra en trabajos (informales) inferiores, lo que apoya la hipótesis de un traslado voluntario hacia las actividades informales en ambos países. Por su parte, Huesca (2005 y

¹ Lemos (2004) para el caso brasileño estimó densidades en el mismo sentido que Maloney (2002) y, contrario al caso mexicano, encuentra que el salario mínimo sí es una causa de rigidez en el sector informal de su mercado de trabajo, tanto por debajo como por encima de su nivel sobre la distribución de los salarios. Este hallazgo indica que en Brasil existe una mayor proporción de trabajadores informales que perciben remuneraciones por debajo del salario mínimo (hasta casi la mitad de la distribución), mientras que en el sector formal el umbral incide solamente sobre la parte baja de su distribución.

2008) muestra para México que los cambios han operado a favor del trabajo informal con mayor énfasis en las ramas de servicios y comercio en el periodo 1990-2002.

El enfoque de racionalidad del traslado voluntario de los trabajadores, descrito previamente por encima del de segmentación (Dickens y Lang, 1985; McNabb y Ryan, 1990; Magnac, 1991), ha sido confirmado por una serie de investigaciones que analizan conjuntamente de forma paramétrica la alternativa del sector de ocupación y su diferencial de salarios (Maloney, 1999; Gong y Van Soest, 2001; Gong, Van Soest y Villagómez, 2004). Mediante la conformación de paneles para cinco trimestres de las encuestas nacionales de empleo urbano mexicanas (ENEU), Maloney (1999) analiza los diferenciales de salario y la ubicación sectorial de trabajadores con un nivel máximo de bachillerato y, con ayuda de matrices de transición, encuentra que 70 por ciento de los trabajadores en México buscan emplearse en el sector informal, bajo modalidades de trabajo relativamente bien integradas. Con la misma base de datos, los trabajos de Gong y Van Soest (2001) y el consecutivo con Villagómez (2004) ponen más énfasis en el papel que desempeña la educación en la explicación de la permanencia de los trabajadores en un sector específico.²

La evidencia previa advierte la necesidad de utilizar la técnica Kernel en su esquema contrafactual para el mercado laboral formal e informal de México, ya que esta técnica permite responder de mejor manera la pregunta planteada al inicio de esta investigación.

II. Metodología y datos

En este apartado se presenta un resumen de la información con estadísticos de sus medias, para después mostrar la aplicación empírica y el análisis respectivo con la técnica semiparamétrica de DFL, permitiendo visualizar la muestra empleada de manera contrafactual.

La materia prima de la investigación son las bases de datos de la *Encuesta nacional de empleo urbano* (ENEU) de 1992 y 2002. Las ENEU son encuestas que desagregan la información, tanto de empleo como de remuneraciones, a nivel de microdatos en un panel rotativo (con duración de cinco trimestres); sin embargo, para el objetivo de este trabajo solamente se

² Controlando la selectividad de manera multinomial, predicen que los colectivos de trabajadores con mayor educación presentan probabilidades de ocupación elevadas en ambos sectores, formal e informal.

empleará la información al tercer trimestre de cada año, para crear un corte transversal representativo de los años analizados.

Debido a que el INEGI ha cubierto de manera constante en la encuesta alrededor de 60 por ciento de la población urbana nacional, para la descripción de los datos en el trabajo empírico se seleccionan solamente las 32 ciudades incluidas en la muestra a partir de 1992. La regionalización del país se basa en un estudio reciente de Hanson (2003) que integra las 32 entidades federativas del país, lo que permite tener un punto de comparación en las especificaciones y añadir el toque regional del fenómeno analizado.³

Para nuestro trabajo empírico se consideran únicamente los trabajadores hombres y mujeres entre 16 y 65 años asalariados y por cuenta propia, y sus remuneraciones captadas por la encuesta en forma mensual en pesos corrientes mexicanos. En el trabajo empírico se calculan los salarios reales a precios del 2000 y referidos al tercer trimestre, deflactándolos por el índice de precios al consumidor por estratos de ingreso del Banco de México.⁴

Cuadro 1. Distribución por categorías de la población empleada en México en 1992 y 2002, según base de datos completa ponderada

| | 1992 | | 2002 | |
|----------------------|---------------------|----------|---------------------|----------|
| | <i>Trabajadores</i> | <i>%</i> | <i>Trabajadores</i> | <i>%</i> |
| Patrón | 462,798 | 5.31 | 723,604 | 3.99 |
| Cuenta propia | 1,393,555 | 16.00 | 3,260,538 | 17.98 |
| Asalariado | 6,246,183 | 71.70 | 12,948,033 | 71.40 |
| Comisionista | 585,000 | 6.72 | 1,200,113 | 6.62 |
| Cooperativas y otros | 23,714 | 0.27 | 1,453 | 0.01 |
| Total | 8,711,250 | 100.00 | 18,133,741 | 100.00 |

Fuente: Elaboración propia con información de la base de datos de la ENEU, años respectivos.

Las muestras totales ponderadas representan un total de 8 711 250 y 18 133 741 trabajadores urbanos para 1992 y 2002 respectivamente, de los cuales la mayor proporción son asalariados (71.7 y 71.4%), seguidos de los trabajadores por cuenta propia (16 y 18%), los comisionistas (6.7 y 6.6%) y los patrones (5.3 y 4%).

³ Las regiones son: 1. Frontera, 2. Norte, 3. Capital, 4. Centro, 5. Sur y 6. Península de Yucatán.

⁴ Los estratos se expresan en salarios mínimos y su variación se ajusta al cambio de base 2000=100.

II.1. Análisis de los datos por sector formal-informal

Al utilizar los microdatos de la ENEU se observa, en el cuadro 2, la muestra ponderada finalmente empleada de los trabajadores bajo los dos criterios más utilizados y aceptados en la literatura estándar en este tipo de estudios (Taylor, 1996; Le, 1999; Parker, 2004; Van Der Sluis, Van Praag y Vi-

Cuadro 2. Distribución de la población empleada por categoría, género y sector formal-informal en México, 1992 y 2002

| | Año 1992 | | |
|--------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| | Varones | Mujeres | Total |
| Asalariado (formal) | 3,088,635 (76) | 1,750,713 (80) | 4,839,348 |
| Asalariado (informal) | 974,464 (24) | 432,371 (20) | 1,406,835 |
| Cuenta propia (formal) | 458,052 (46) | 127,746 (33) | 585,798 |
| Cuenta propia (informal) | 544,953 (54) | 262,804 (67) | 807,757 |
| Total | 5,066,104 (66) | 2,573,634 (34) | 7,639,738 (100) |
| | Año 2002 | | |
| Asalariado (formal) | 2,347,250 (31) | 1,613,889 (31) | 3,961,139 |
| Asalariado (informal) | 5,321,033 (69) | 3,665,188 (69) | 8,986,221 |
| Cuenta propia (formal) | 165,724 (5) | 34,455 (2) | 200,179 |
| Cuenta propia (informal) | 2,882,689 (95) | 1,377,783 (98) | 4,260,472 |
| Total | 10,716,696 (62) | 6,691,315 (38) | 17,408,011 (100) |

Fuente: Elaboración propia con información de la base de datos de la ENEU, años respectivos. *Notas:* Muestra ponderada por los factores de expansión respectivos. Porcentajes entre paréntesis.

jverberg, 2004): el criterio de la seguridad social y el registro del negocio.⁵ El primero contabiliza como informal aquella proporción de trabajadores ocupados que no tienen cobertura de seguro social o que sin importar su situación ocupacional sus empleadores tampoco la pagan como una condición de empleo, mientras que el segundo criterio se refiere a la proporción de trabajadores que laboran por su cuenta y que no cuentan con el debido registro.

¿Qué nos muestra la información? Que en 1992 los varones representan 66 por ciento de la muestra y las mujeres 34 por ciento, mientras que en 2002 los hombres redujeron su participación en 4 puntos porcentuales, al aumentar la participación femenina a 38 por ciento, lo que evidencia una mayor incorporación de la mujer a las actividades económicas en el periodo analizado.

También se observa que los asalariados formales e informales han disminuido su participación en el periodo; en el caso de los varones, a costa de un claro aumento de las actividades por cuenta propia, mientras que las mujeres, por su parte, presentan el fenómeno opuesto. Es relevante destacar el peso creciente en la muestra de los trabajadores por cuenta propia informales, y de la escasa participación absoluta dentro de la misma categoría laboral en el sector formal en 2002.

En el año 1992 los trabajadores por cuenta propia representaban 58 por ciento del empleo informal dentro de su categoría, mientras que en 2002 el porcentaje se ubica hasta en 95.5 por ciento, dejando a la formalidad tan sólo 4.5 por ciento de este colectivo laboral. Lo anterior revela que es precisamente dentro de este grupo de trabajadores donde se ubica una amplia proporción del trabajo informal.

II.2. La desigualdad en el mercado de trabajo

Inicialmente realizamos el análisis de los datos a nivel promedio como se muestra en el cuadro 3, en el que se observa una reducción de las remuneraciones para la mayor parte de las ocupaciones consideradas, con excepción de las mujeres que trabajan por su cuenta, que incrementaron sus percepciones en 2.7 por ciento.

De singular relevancia es la disminución de las remuneraciones para los trabajadores formales por cuenta propia, con 13.8 y 15.3 por ciento para varones y mujeres respectivamente. Es de notar que los trabajadores

⁵ En la ENEU este último concepto se integra en la pregunta etiquetada como P5 y se caracteriza por ser única en su tipo, ya que no es común en esta clase de encuestas a nivel internacional, así como por su relevancia en el análisis del sector informal.

por cuenta propia informales en ambos sexos reflejan la menor reducción de sus remuneraciones, con 3.1 por ciento para los hombres, y de aumento (2.7%) en el caso de las mujeres, señal de cierta fortaleza inducida en las actividades desempeñadas dentro de este colectivo laboral.

El análisis de la desigualdad de los sectores (cuadro 4) permite detectar la heterogeneidad entre los segmentos laborales y revela aspectos impor-

Cuadro 3. Remuneraciones mensuales medias por categoría, género y sector formal-informal en México, 1992-2002, y cambios entre los dos años (Pesos 2000=100)*

| | <i>Varones</i> | | <i>Mujeres</i> | |
|--------------------------|----------------|-----------------------|----------------|-----------------------|
| | <i>Media</i> | <i>Desv. estándar</i> | <i>Media</i> | <i>Desv. estándar</i> |
| <i>1992</i> | | | | |
| Distribución total | 5,225 | 5,700 | 4,104 | 3,483 |
| Asalariado (formal) | 5,596 | 5,995 | 4,532 | 4,967 |
| Asalariado (informal) | 4,000 | 4,288 | 2,993 | 2,705 |
| Cuenta propia (formal) | 6,622 | 7,476 | 5,396 | 5,421 |
| Cuenta propia (informal) | 4,180 | 3,378 | 2,461 | 2,109 |
| <i>2002</i> | | | | |
| Asalariado (formal) | 5,193 | 4,804 | 4,127 | 3,098 |
| Asalariado (informal) | 3,694 | 3,237 | 2,753 | 2,081 |
| Cuenta propia (formal) | 5,708 | 4,232 | 4,573 | 2,946 |
| Cuenta propia (informal) | 4,052 | 3,541 | 2,527 | 2,891 |
| <i>Cambios 1992-2002</i> | | | | |
| Distribución total | -5.7 | | -7.0 | |
| Asalariado (formal) | -7.2 | | -8.9 | |
| Asalariado (informal) | -7.7 | | -8.0 | |
| Cuenta propia (formal) | -13.8 | | -15.3 | |
| Cuenta propia (informal) | -3.1 | | 2.7 | |

Fuente: Elaboración propia con información de la base de datos de la ENEU, años respectivos. * Muestra ponderada por los factores de expansión respectivos.

tantes. Con el empleo del coeficiente de Gini y la desviación media logarítmica (G e I_0), se observa que en 1992 las mujeres presentan mayor desigualdad en el entorno informal y niveles superiores que los varones, mientras que en 2002 los varones se unen a este suceso, señal de un aumento de la desigualdad que seguramente es resultado de un aumento del premio al capital humano y las habilidades en este sector en mayor proporción para los percentiles superiores y dentro del colectivo masculino (Edwards y Cox-Edwards, 2000; Tanuri y Pianto, 2003; Huesca, 2005).

Los indicadores de la desigualdad estimados en conjunto con sus errores estándar muestran de forma robusta que los trabajadores por cuenta propia presentan mayor heterogeneidad en 2002, hallazgo en línea con los resultados de otros estudios para México y otros países (Cohen y House, 1996; Maloney, 2002; Parker, 2004). Los cambios en el periodo indican que

Cuadro 4. Medidas de la desigualdad de las remuneraciones, México, 1992 y 2002

| | <i>Gini</i> | I_0 | <i>Gini</i> | I_0 | <i>Gini</i> | I_0 |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | <i>Total</i> | | <i>Varones</i> | | <i>Mujeres</i> | |
| <i>1992</i> | | | | | | |
| Asalariado formal | 0.3581 (0.003) | 0.2668 (0.006) | 0.3781 (0.003) | 0.2922 (0.007) | 0.2991 (0.004) | 0.1824 (0.009) |
| Asalariado informal | 0.3370 (0.005) | 0.2612 (0.016) | 0.3243 (0.006) | 0.2486 (0.020) | 0.3481 (0.010) | 0.2738 (0.024) |
| Cuenta propia formal | 0.3888 (0.007) | 0.3040 (0.020) | 0.3864 (0.007) | 0.3079 (0.022) | 0.3824 (0.008) | 0.2652 (0.015) |
| Cuenta propia informal | 0.3814 (0.005) | 0.2849 (0.013) | 0.3448 (0.007) | 0.2467 (0.016) | 0.4050 (0.008) | 0.2931 (0.014) |
| <i>2002</i> | | | | | | |
| Asalariado formal | 0.3498 (0.001) | 0.2289 (0.002) | 0.3605 (0.002) | 0.2446 (0.003) | 0.3211 (0.002) | 0.1833 (0.003) |
| Asalariado informal | 0.3709 (0.002) | 0.2793 (0.007) | 0.3618 (0.003) | 0.2687 (0.009) | 0.3461 (0.004) | 0.2439 (0.008) |
| Cuenta propia formal | 0.3050 (0.006) | 0.1725 (0.009) | 0.2980 (0.008) | 0.1671 (0.013) | 0.3181 (0.016) | 0.1765 (0.019) |
| Cuenta propia informal | 0.4172 (0.002) | 0.3155 (0.006) | 0.3702 (0.003) | 0.2537 (0.007) | 0.4705 (0.003) | 0.4041 (0.009) |

Fuente: Elaboración propia con información de la base de datos de la ENEU, años respectivos. Errores estándar *bootstrap* entre paréntesis con 100 replicaciones.

la desigualdad se ha incrementado en mayor medida para las actividades informales, lo cual es evidencia de que en dicho sector coincide una gran variedad de trabajadores con distintos niveles salariales y de capital humano, con habilidades que inducen en la distribución una mayor dispersión de las retribuciones.

El estudio de los datos a nivel promedio es importante, pero refleja un comportamiento general y presenta la desventaja de reducir considerablemente el nivel de análisis. Por ello, en la siguiente sección procedemos a evaluar las distribuciones de las remuneraciones en forma completa, con las técnicas no paramétricas y DFL descritas en la parte previa.

III. Exposición del modelo: análisis no paramétrico y semiparamétrico

En primera instancia, se asume que el sesgo de selección (Heckman, 1979; Schmertmann, 1994) no afecta las decisiones individuales en las cuatro opciones de trabajo, debido a que el objetivo es visualizar la distribución completa en su estado original sin imponer demasiadas restricciones a nuestra información, lo que permite detectar las pautas distributivas para un análisis posterior.

Si consideramos la expresión (7), la especificación de una regresión logística de respuesta bivariada permite estimar la propensión de probabilidades condicionadas para el conjunto de la información, y entonces $P(s = F | x_j = x_o) = \rho^F$, como un número acotado entre 0 y 1 e interpretado como la probabilidad de que, dado un conjunto de atributos observables, determinados individuos pertenecerán al sector formal o informal. Entonces se especifica un modelo tradicional de capital humano, al estimar modelos separados para asalariados y para personas por cuenta propia de la siguiente manera:

$$P(y = 1) = \frac{\exp(x\gamma)}{1 + \exp(x\gamma)}, \quad (10)$$

donde y toma el valor de cero cuando el trabajador es informal, y de uno cuando es formal; γ hace referencia al sector laboral y su probabilidad estimada. El vector de atributos considerados en x para la especificación es el siguiente: la escolaridad, la edad y edad cuadrática para aproximar la experiencia, si el individuo es jefe de familia, el hogar con un número de miembros mayor a la media nacional, si es un trabajador con la percepción menor en el hogar, si trabaja en la industria de la transformación, en el

comercio o en el sector servicios, y finalmente si está ubicado en alguna de las regiones consideradas.⁶

En un segundo momento se proyectan las probabilidades de forma multinomial a través de un *logit*, para obtener el proceso completo de selección de las categorías tanto formal como informal. La variable dependiente considera la selección, pero ahora entre las cuatro categorías: asalariados formales e informales, y por cuenta propia formales e informales, seguidas del mismo vector de variables independientes del modelo inicial con la fórmula siguiente:

$$P(y = s) = \frac{\exp(x\gamma_s)}{1 + \sum_{s=1}^3 \exp(x\gamma_s)}, \quad s = 1, \dots, 3, \quad (11)$$

donde los estimadores (γ_s) se obtienen a través del proceso de máxima verosimilitud, estimando modelos para hombres y para mujeres por separado.⁷ La expresión (11) representa la probabilidad de que un individuo con atributos x seleccione el segmento laboral s .

IV. Resultados empíricos

La estimación de las densidades de las remuneraciones permite observar el patrón de comportamiento en las distintas funciones de densidad de probabilidad (FDP) en cualquier distribución. Las densidades se estiman con la técnica no paramétrica Kernel, que permite suavizarlas y evitar al máximo el ruido que induce la utilización de una muestra en lugar de la población total. Entonces se estima una función $\hat{f}(x)$ sobre un vector de remuneraciones $x = (x_1, \dots, x_n)$ bajo el supuesto de que la muestra se ha extraído de su propia densidad poblacional original $f(x_j)$, obteniendo de esta manera la forma real aproximada de la distribución de la densidad poblacional. El estimador común es el siguiente:

$$\hat{f}(x_j) = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_j - x_i}{\theta}\right) \forall j, \quad (12)$$

⁶ Véase el anexo para un desglose conceptual y resumen estadístico de las variables empleadas en el análisis empírico.

⁷ Los resultados de los modelos de regresión logísticos y del *logit* multinomial no se muestran aquí por cuestión de espacio, sin embargo se encuentran disponibles con los autores a petición del lector.

donde θ es la banda óptima y K una constante como función kernel que en este caso es de tipo gaussiano.⁸ En nuestro caso se utiliza un estimador Kernel de tipo adaptativo (Van Kerm, 2003).⁹

Con el fin de desagregar –y que sumen la unidad– las densidades de los subgrupos que subyacen y componen la FDP total, se obtiene la estimación de las mismas por subgrupos $k = (1, \dots, K)$ en función de la participación ponderada por sus pesos relativos de la siguiente manera:

$$f(x) = \sum_{k=1}^K v^k f^k(x). \quad (13)$$

La función de densidad $f(x)$ para cada remuneración x en la expresión (13) es una suma ponderada de las FDPs para cada subgrupo k , donde v^k es la participación poblacional del subgrupo k y f^k es su propia FDP, lo que permite sumar un área igual a uno y que la densidad de ambas no exceda del 100 por ciento.¹⁰

Los resultados se presentan en las gráficas 1A y 1B. Del análisis para el año 1992 se desprende que los asalariados informales y formales son los que se encuentran en inferior situación, toda vez que se concentran más a la izquierda por debajo de la curva que dibuja la función de densidad, aspecto que es importante destacar porque componen el subconjunto más numeroso del mercado laboral, sin duda reflejo del saldo de las crisis recurrentes de los años ochenta y una de las razones de la creciente informalidad del mercado de trabajo mexicano. De acuerdo con los índices del cuadro 4, existe la señal de que entre las mujeres asalariadas existe mayor desigualdad que entre los varones.

Por el contrario, en mejor situación se encuentran los informales por cuenta propia varones, toda vez que el grueso de ellos se localiza más a la derecha de la curva. Dentro de este colectivo las mujeres presentan una

⁸ Una banda amplia puede sobresuavizar la densidad estimada, por lo que se sugiere utilizar la óptima y representativa de cada distribución. Véase Silverman (1986) para una mejor comprensión de esta técnica.

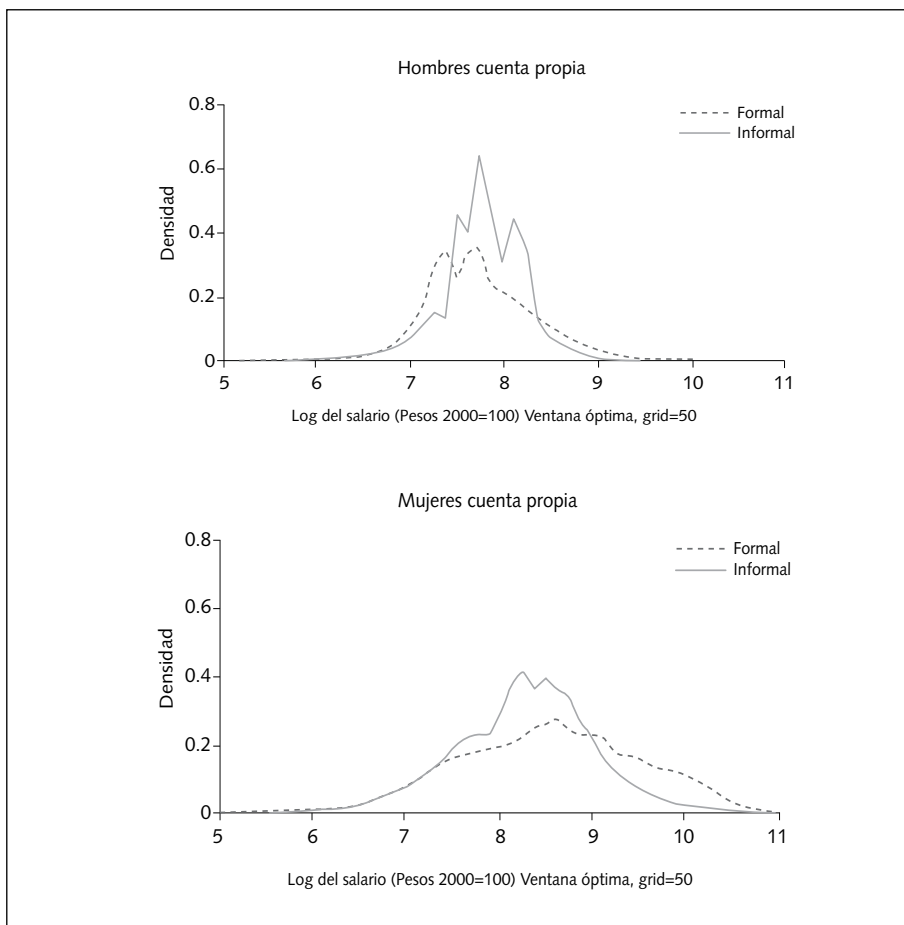
⁹ La ventaja de este tipo de estimador sobre aquel descrito en la expresión (12) es que permite no suavizar en exceso la distribución en aquellas zonas de alta concentración de ingresos, al mismo tiempo que deja mantener una reducida variabilidad de los puntos estimados en donde la información de los datos es escasa, como por ejemplo, en los rangos más elevados de salarios (Van Kerm, 2003; Jenkins y Van-Kerm, 2004).

¹⁰ De acuerdo con Jenkins y Van Kerm (2004), el hecho de detectar las distintas modas de los subgrupos permite observar su impacto conjunto sobre la función de distribución poblacional, a pesar de que en el trabajo empírico sea habitual que las distribuciones de los subgrupos sean unimodales.

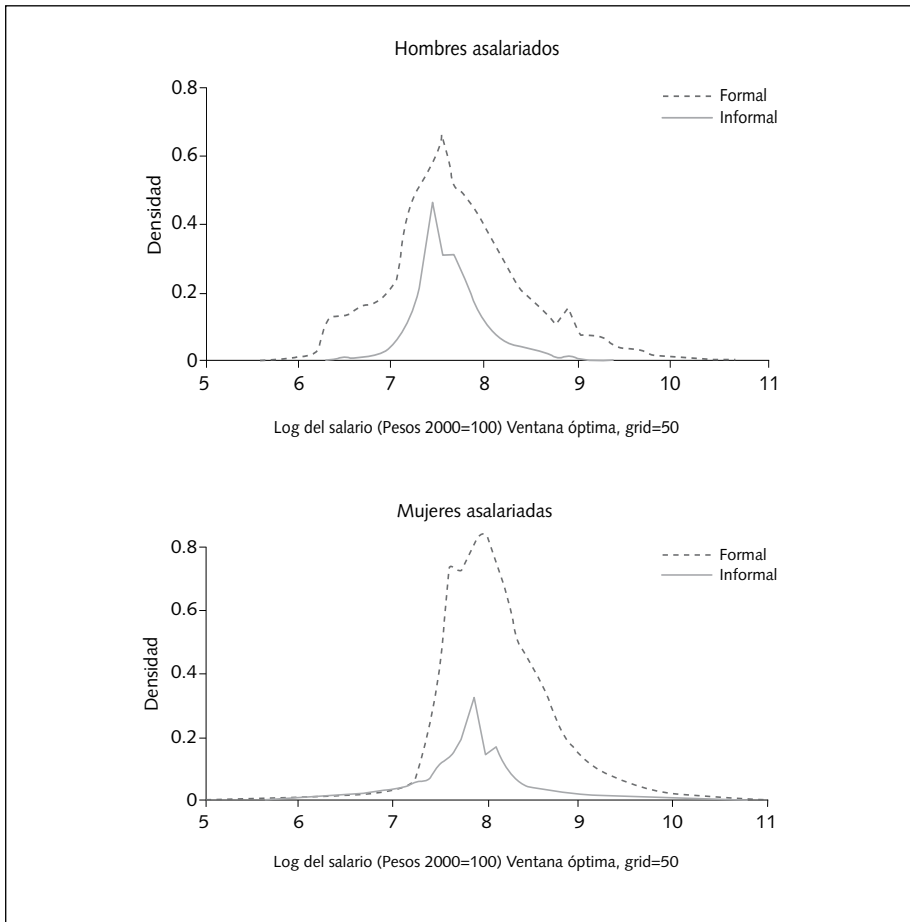
distribución más inclinada a la izquierda, sin configurar picos sobresalientes, mientras que la distribución de los varones enseña varias modas.

Para 2002 los cuenta propia informales presentan, igual que en 1992, la mejor situación, si bien más visible para los varones, en tanto que la peor la ofrecen los asalariados informales en el caso de las mujeres. Es destacable la distribución de los asalariados formales, la cual se asemeja más a una distribución normal, particularmente en las mujeres. En el caso de los hombres, el de los informales por cuenta propia se aprecia como el único subgru-

Gráfica 1A. Funciones de densidad de las remuneraciones por posición laboral en México, 1992



Gráfica 1A. Funciones de densidad de las remuneraciones por posición laboral en México, 1992 (continuación)



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 1992.

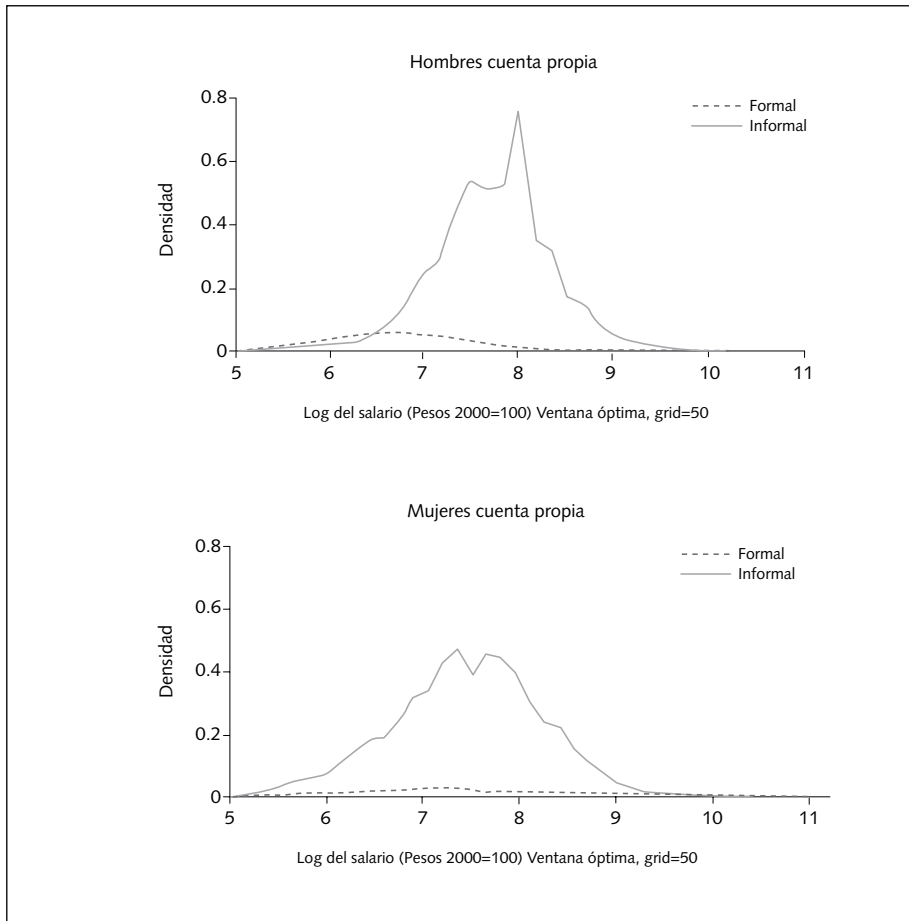
po que presenta las modas más a la derecha, señal de que en esta parte de la distribución existen individuos con mayores niveles de ingreso.

Tanto las mujeres como los varones observan una drástica reducción de la participación de trabajadores por cuenta propia y asalariados dentro del sector formal en 2002, al observar la caída de su densidad y mostrar menor peso en los subgrupos. En seguida responderemos a una de las preguntas planteadas al inicio: suponer que los informales, con sus mismas

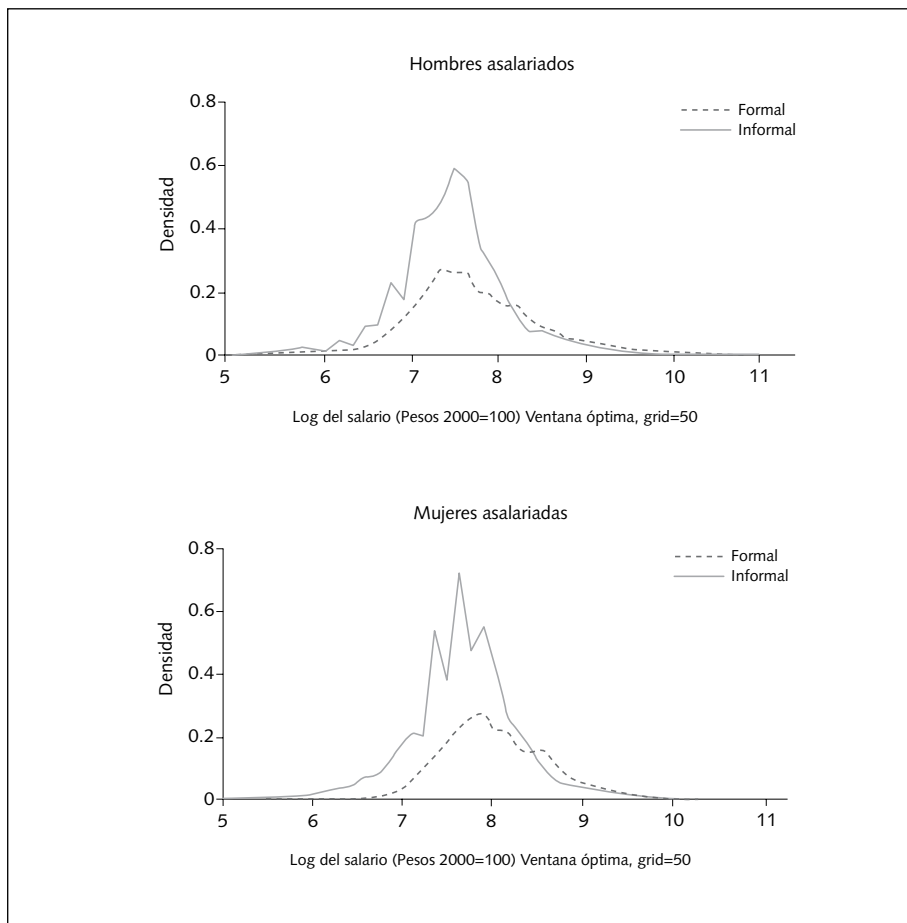
características, incursionaran en el mundo de la formalidad. Las gráficas 2 a la 5 presentan los resultados de las estimaciones contrafactuales.

En primer lugar en las gráficas 2 y 3 se presentan, en 1992, cambios ocurridos en la densidad que desplazan las distribuciones hacia la izquierda, señal de que en todas las categorías de trabajo se observaría un deterioro de las remuneraciones, aunque de distinta magnitud. La gráfica 2 muestra la situación para los trabajadores por cuenta propia, en la que destaca el cambio de la densidad contrafactual que se desplaza a la iz-

Gráfica 1B. Funciones de densidad de las remuneraciones por posición laboral en México, 2002



Gráfica 1B. Funciones de densidad de las remuneraciones por posición laboral en México, 2002 (continuación)

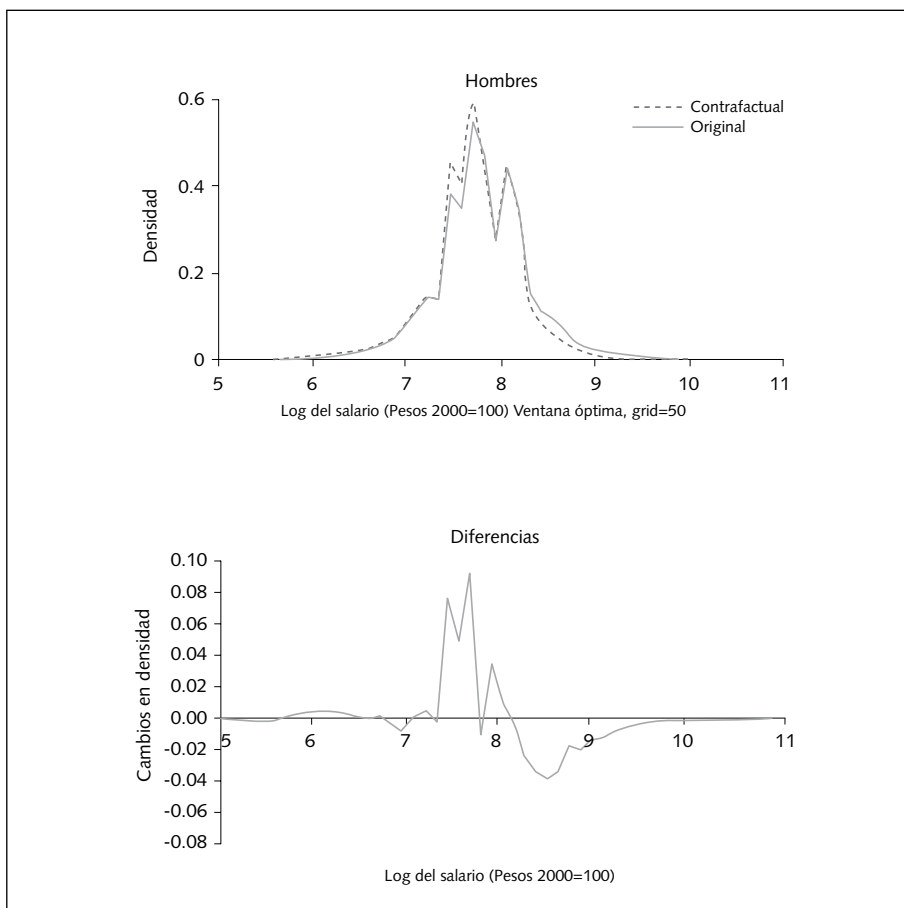


Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 2002.

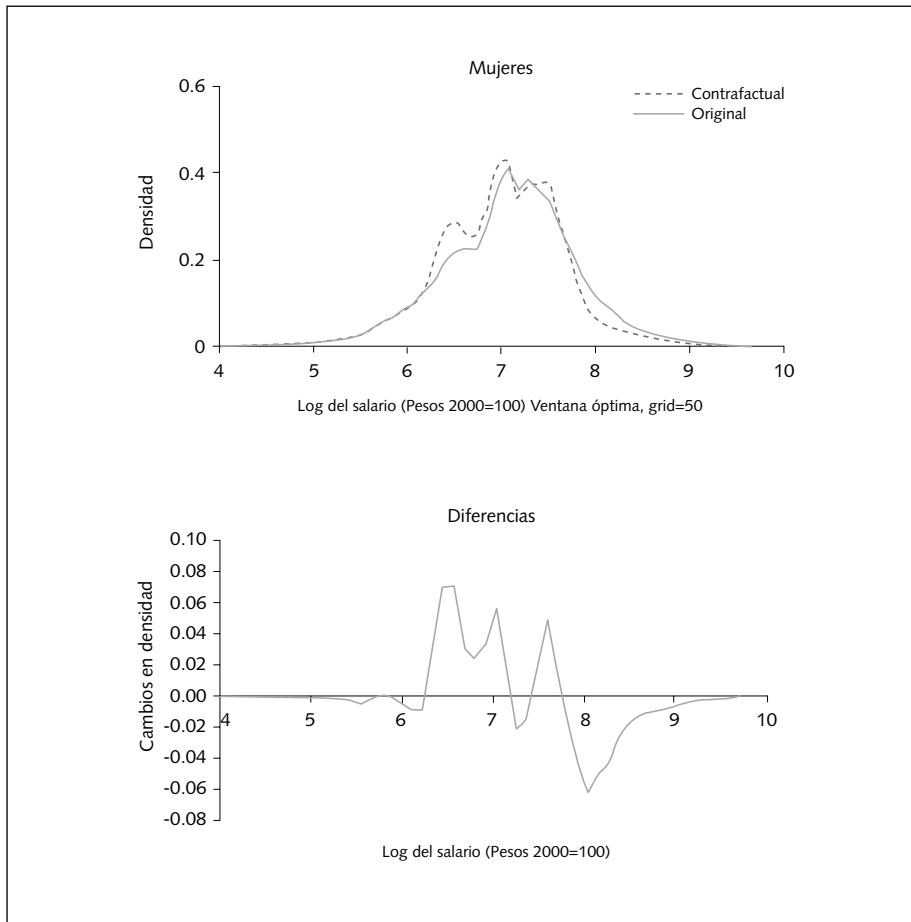
quiera con mayor intensidad en la distribución inicial de las mujeres, lo que hubiera representado un deterioro excepto para los grupos altos en los que se superponen las curvas, en caso de haberse incorporado a la formalidad en la misma categoría en 1992. Mientras tanto para los varones se puede apreciar que los cambios no son del todo sustanciales, lo que muestra cierta indiferencia por parte del colectivo para ubicarse ya sea en un segmento o en otro.

El caso opuesto sucede dentro de la categoría asalariada. La gráfica 3 indica mayores cambios a la izquierda para los hombres que para las mujeres, al observar que las diferencias entre las densidades factual y contrafactual son más altas. Si las mujeres asalariadas informales en 1992 se hubiesen formalizado, no habrían mejorado ni empeorado sus ingresos en gran medida. Es relevante que se acentúen las modas, esto es, los picos de las curvas se hacen algo más pronunciados. En el caso de los varones ocurre con mayor incidencia, lo que permitiría afirmar que los hombres no habrían mejorado en tal medida como sí lo habría sido (o al menos evitan caídas más drásticas) en el colectivo femenino.

Gráfica 2. Cuenta propia informales en un mundo formal en México, 1992



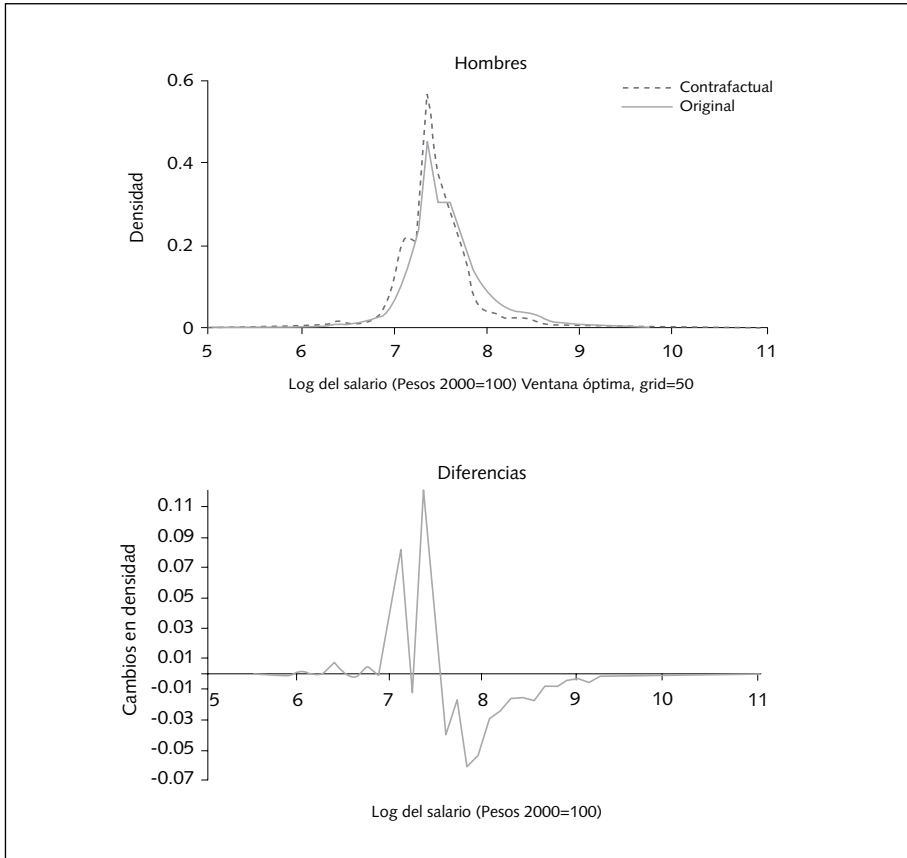
Gráfica 2. Cuenta propia informales en un mundo formal en México, 1992 (continuación)



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 1992.

¿Qué hubiera ocurrido 10 años después si los informales se hubieran trasladado a la formalidad? Las gráficas 4 y 5 indican cambios en la densidad que desplazan las distribuciones hacia la derecha, señal de que en todas las categorías de trabajo se observaría una mejoría de las remuneraciones.

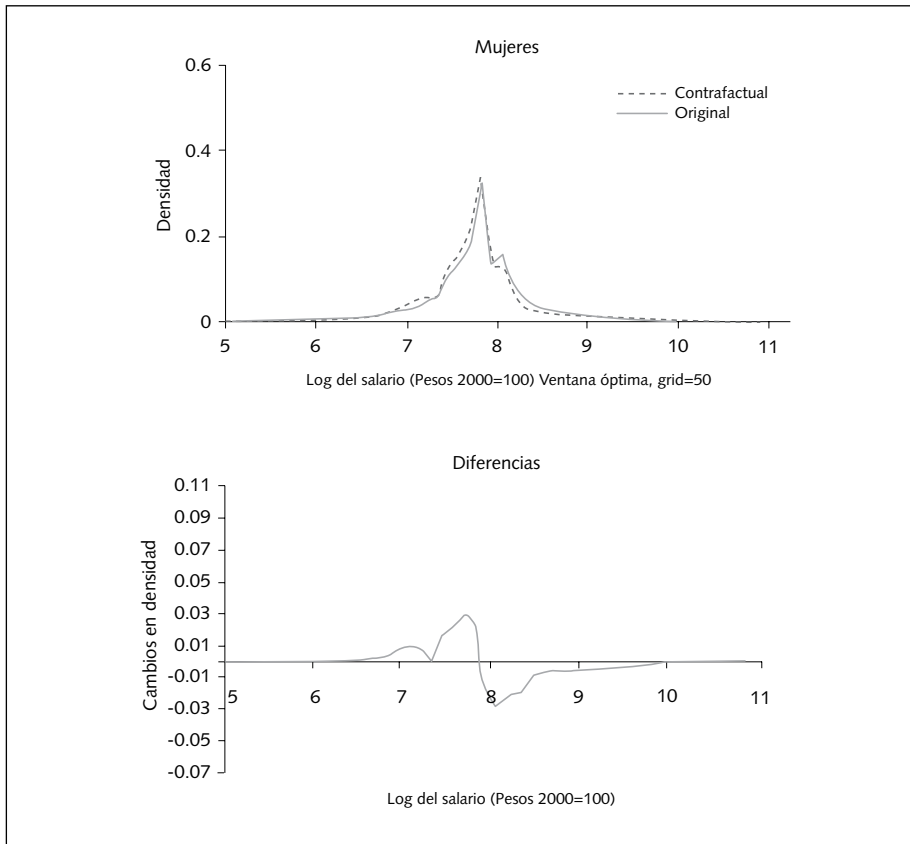
Los cuenta propia de 2002 (gráfica 4) hubiesen mejorado su situación, pero en menor medida que los asalariados (gráfica 5). El trabajo por cuenta propia favorece más a los hombres, al observar mayor cantidad de trabajadores por encima del valor del logaritmo 8, con una moda más pro-

Gráfica 3. Asalariados informales en un mundo formal en México, 1992

nunciada, en tanto que la ubicación de la moda para las mujeres, si bien se atenúa, es por debajo del valor del logaritmo 8 y sus diferencias son menores, como se aprecia en el panel inferior de la gráfica 4.

Por su parte, si en 2002 los asalariados informales hubieran pasado a la formalidad habrían mejorado sustancialmente su ingreso, ya que la curva que representa el escenario contrafactual se encuentra excepcionalmente a la derecha de aquella que refleja la situación real o factual. La distribución se hubiera hecho menos desigual en el caso de las mujeres, al reducirse la multimodalidad en su distribución y trasladarse a la derecha con mayor énfasis que la de los hombres. El análisis destaca que la selección induciría a una mejora en los grupos de mujeres asalariadas cercanas

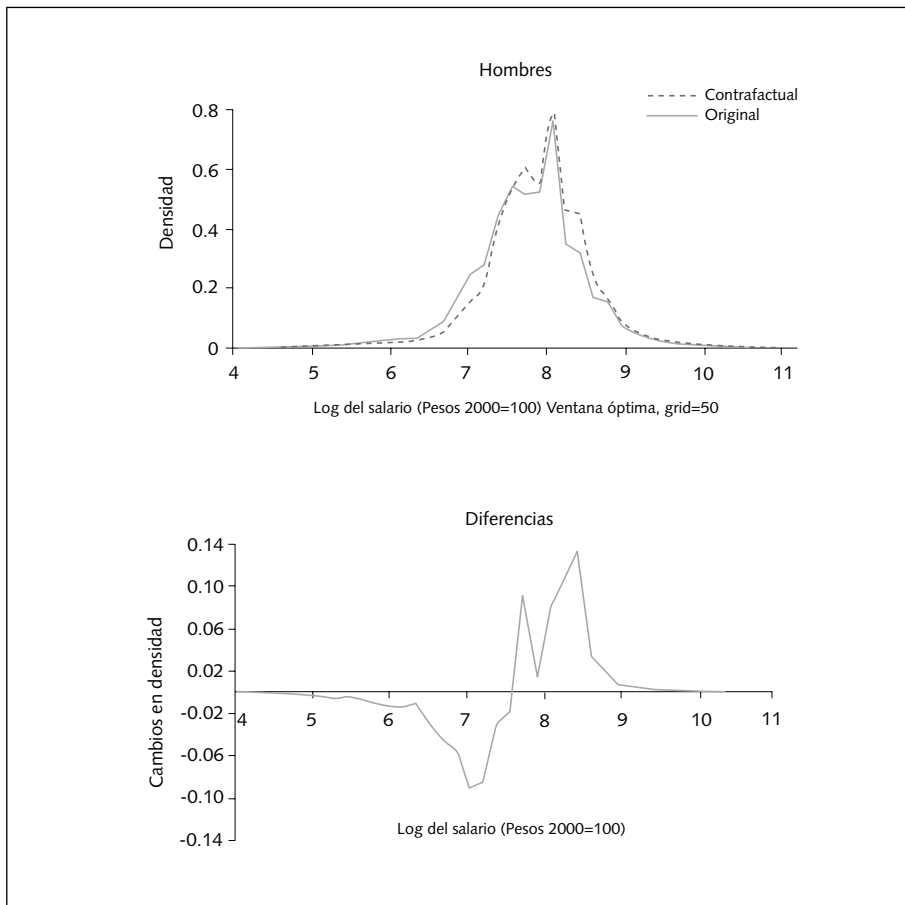
Gráfica 3. Asalariados informales en un mundo formal en México, 1992 (continuación)



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 1992.

al valor de 6 del logaritmo salarial, y una situación de considerable mejora en los grupos medios y altos, situación similar para los varones asalariados si estos últimos decidieran convertirse a la formalidad.

En suma, se aprecia que los trabajadores por cuenta propia, tanto varones como mujeres, hubieran mejorado sus condiciones en el año 2002 al igual que los asalariados. Sin embargo, el escenario real actual es la persistencia de un gran número de trabajadores en el sector informal en ambas categorías de empleo. Por ello, a continuación procedemos a determinar el proceso probabilístico en la selección de la categoría de empleo, bajo la hipótesis de que la mayor experiencia (capturada por la edad del indivi-

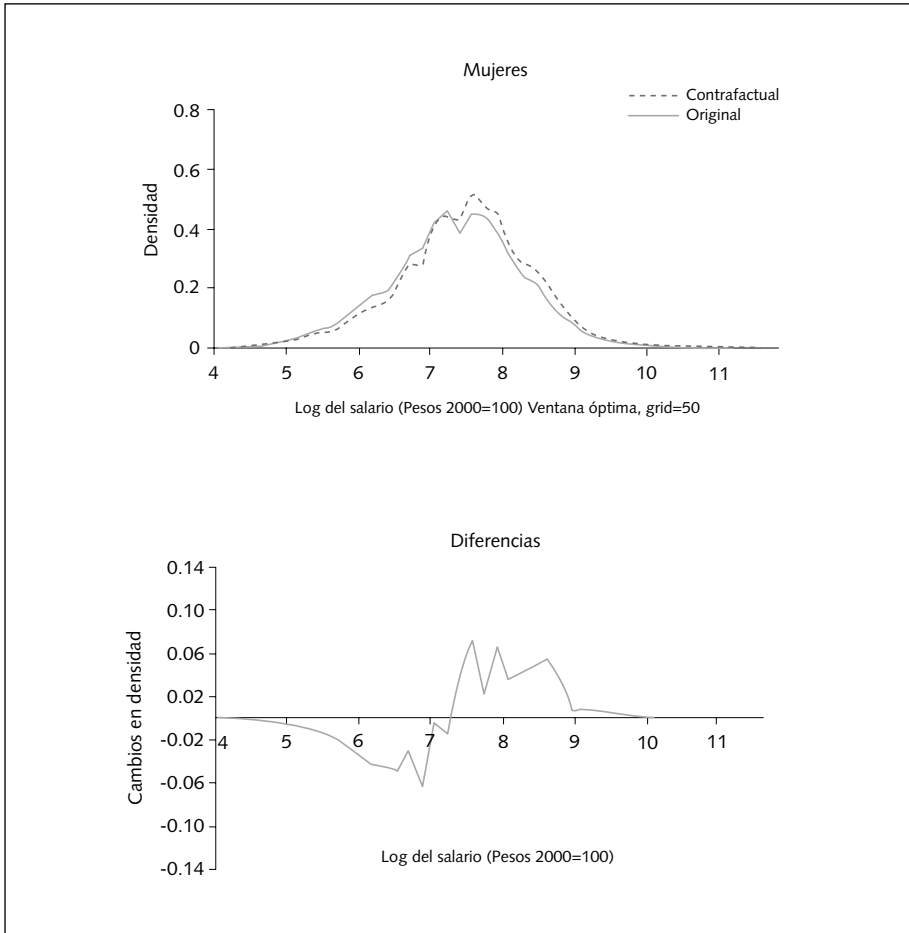
Gráfica 4. Cuenta propia informales en un mundo formal en México, 2002

duo) y la escolaridad presentan vínculos directos con el empleo informal, y con mayor énfasis en el trabajo por cuenta propia, debido a que el mercado laboral formal no ha logrado absorber estos colectivos de trabajadores, independientemente de si mejoran o no sus remuneraciones.

IV. 1. El proceso de selección de la categoría de empleo

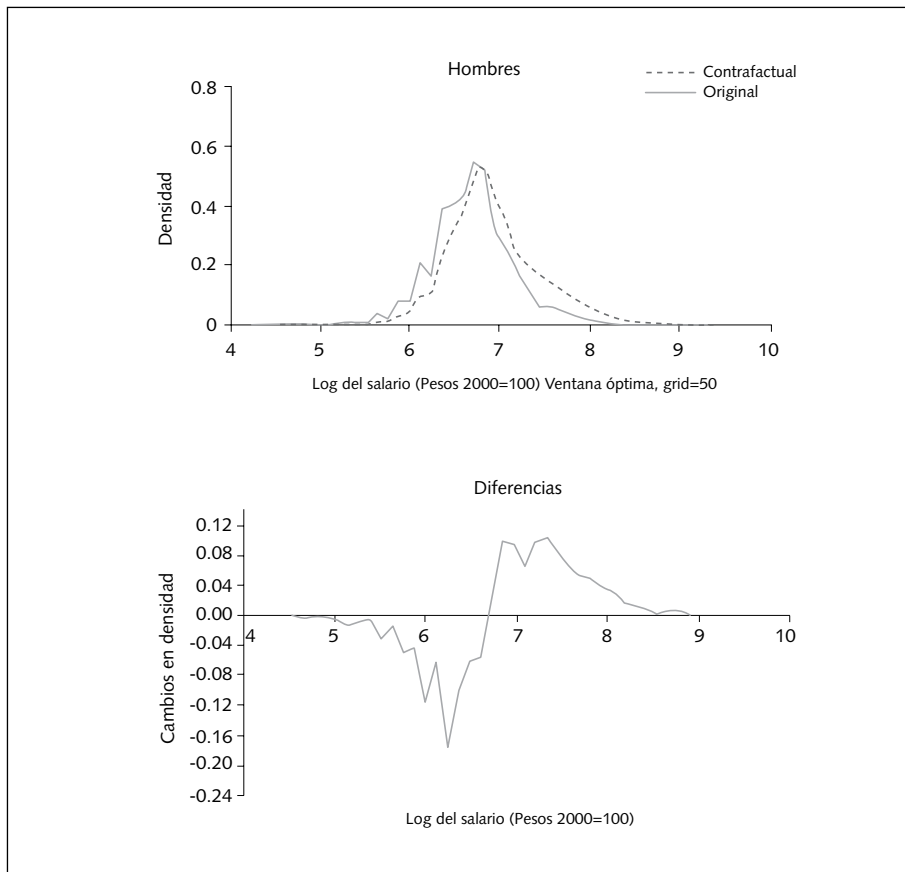
El análisis realizado hasta aquí nos permite confirmar que sí existe margen de mejora en el ámbito laboral informal, con mayor contundencia para los trabajadores asalariados. Por lo anterior, esta sección acomete dar res-

Gráfica 4. Cuenta propia informales en un mundo formal en México, 2002 (continuación)



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 2002.

puesta a la siguiente pregunta: ¿cuál sería el proceso de selección ocupacional y en qué medida la experiencia y la edad de los individuos impactan sobre la probabilidad en el tipo de empleo? Hasta aquí el cometido del trabajo queda ajeno a las implicaciones de política económica que pudieran derivarse de él, ya que el problema de la informalidad es un proceso aún más complejo que no puede reducirse a variables individuales, tales como la edad, la experiencia o la educación de los trabajadores. Sin embargo, con el objetivo de esbozar política pública y para dar respuesta a la pre-

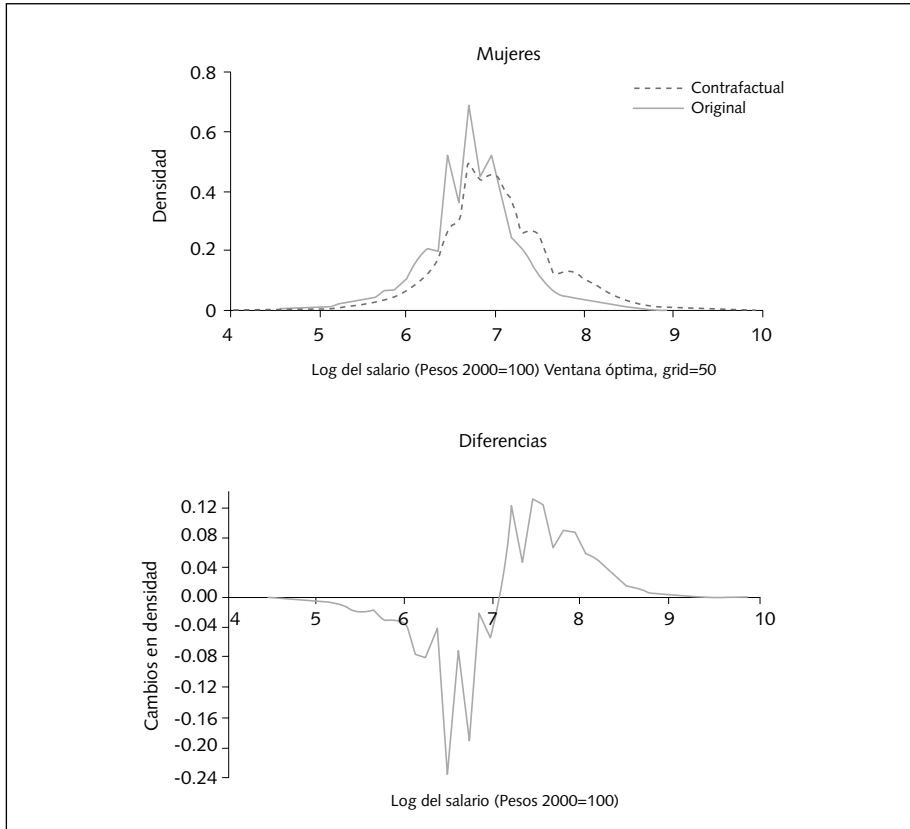
Gráfica 5. Asalariados informales en un mundo formal en México, 2002

gunta anterior, es necesario combinar los hallazgos contrafactuales de la sección previa con la ocurrencia de eventos en las categorías de empleo que cada colectivo lograría obtener.

Es por ello que en esta sección del trabajo obtenemos las probabilidades predichas del modelo *logit* multinomial de la expresión (11), con el objetivo de visualizar el conjunto de selección entre las categorías laborales tanto para varones como para mujeres. Las gráficas 6 a la 9 describen los resultados.

Las gráficas 6 y 7 se refieren a 1992 y muestran trayectorias similares para cada uno de los grupos: cambios de pendiente alrededor de los 40 años, negativas (disminución de la probabilidad) para los asalariados (for-

Gráfica 5. Asalariados informales en un mundo formal en México, 2002 (continuación)

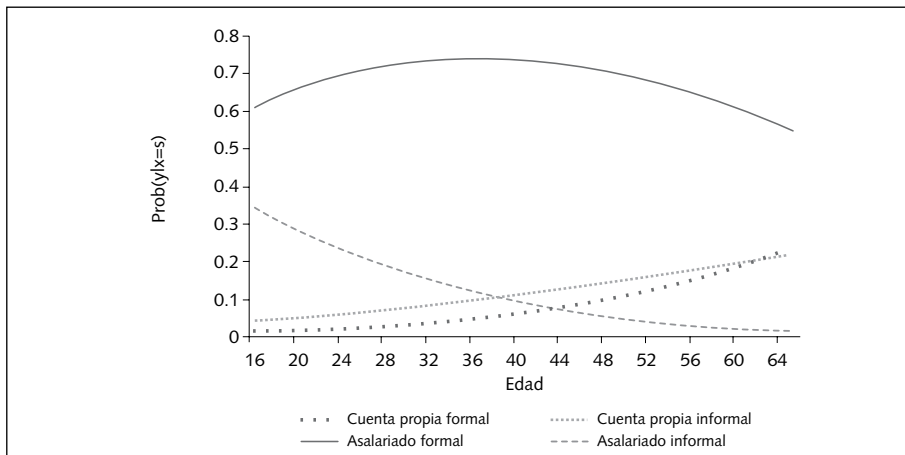


Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 2002.

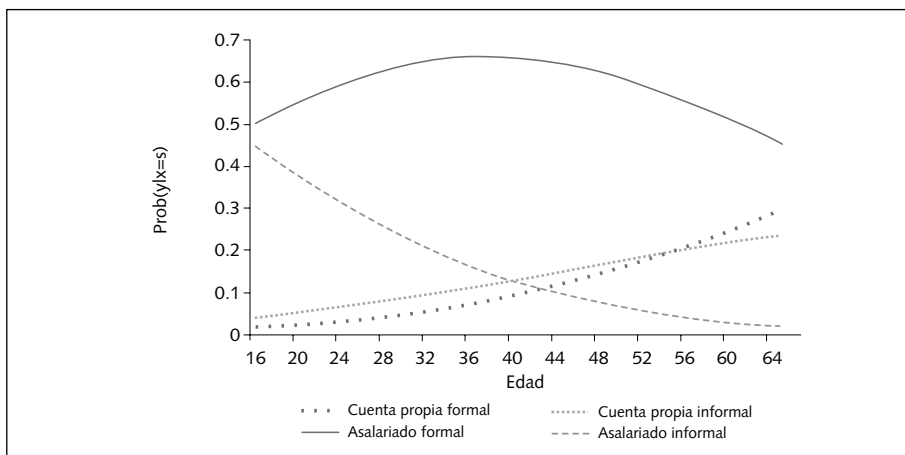
males e informales), y positivas (incremento en la probabilidad) para los trabajadores por cuenta propia informales (mujeres y varones).

El comportamiento de la probabilidad hacia los asalariados formales a medida que los individuos logran más experiencia es de tipo ciclo vital, al mostrar una relación cóncava y reducir su ocurrencia en mayor medida para los varones, con un valor de probabilidad apenas por encima de 40 por ciento.

En 2002 se puede observar que las diferencias se acentúan. Los puntos de inflexión, que reflejan los cambios en las expectativas, se reducen a los 30 años en lugar de los 40, como ocurría en 1992. Los individuos por cuenta propia informales incrementan en forma sustancial su probabilidad de

Gráfica 6. Selección ocupacional y experiencia en mujeres en 1992

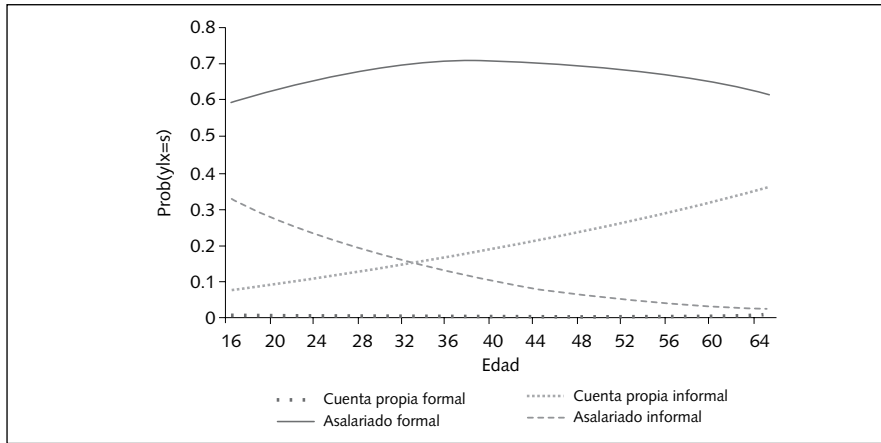
Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 1992.

Gráfica 7. Selección ocupacional y experiencia en varones en 1992

Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 1992.

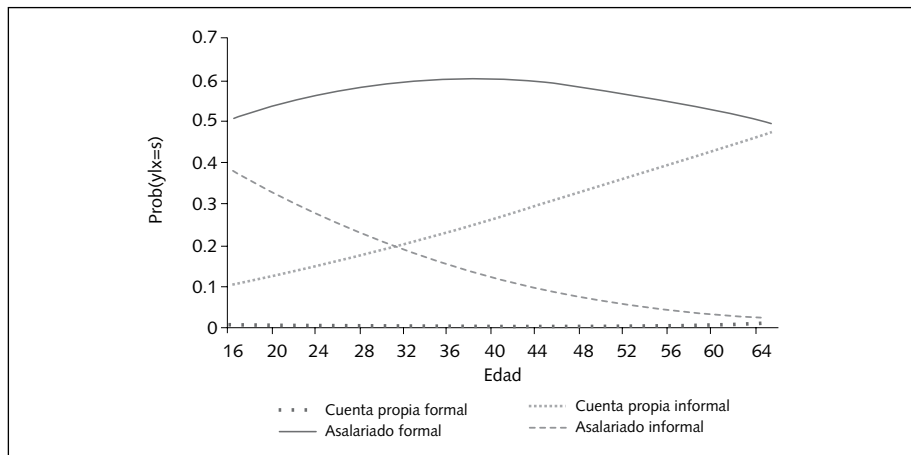
pertenencia a medida que tienen mayor experiencia, en tanto que sus homólogos formales reducen su probabilidad hasta ser nula. Este último evento es más pronunciado y se explica por dos factores: el reducido peso en la muestra que han llegado a tener ambos sexos dentro de esta categoría formal de empleo durante el periodo analizado, así como la reducida ocurrencia estimada en este evento, la cual se explica seguramente por los

Gráfica 8. Selección ocupacional y experiencia en mujeres en 2002



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 2002.

Gráfica 9. Selección ocupacional y experiencia en varones en 2002



Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU 2002.

desestímulos del mercado laboral mexicano en este tipo de categoría de trabajo.

Otra explicación se puede encontrar en el hecho de que muy probablemente se hubiera consolidado el trabajo por cuenta propia informal en 2002 por las ventajas que ha encontrado en lo referente a la ausencia de pago de obligaciones de cualquier tipo, como fiscales, seguro social, de co-

mercio, que le permite adquirir más mercancía e insumos para su negocio; aspectos que operan en sentido opuesto para los cuenta propia formales, de ahí su baja probabilidad de mantenerse en la actividad. Otro hallazgo es que la ocurrencia hacia el trabajo informal por cuenta propia se ha incrementado en mayor medida para los hombres que para las mujeres en el periodo analizado. Entonces, una situación –contrafactual– es lo que produciría modificar la situación laboral de informal a formal, al mejorar las remuneraciones, y otra es la que en realidad existe, con los perfiles laborales a favor del sector informal y mayor influencia en el colectivo que trabaja por su cuenta.

De la reducida evidencia empírica internacional para contrastar con nuestros resultados contrafactuales, el trabajo de Azevedo (2004) para el caso de las zonas pobres de Río de Janeiro en Brasil indica que las actividades por cuenta propia formales son mejor remuneradas y los trabajadores encuentran una posición eficiente, una vez que el sesgo de selección ha sido corregido; hallazgos totalmente opuestos a los encontrados en este trabajo, pero que deberán tomarse con cautela al no ser comparables del todo, debido a la muestra empleada en aquel estudio, la cual se vincula directamente con los cinturones de miseria y zonas pobres de Río de Janeiro.

V. Conclusiones

El trabajo realiza una evaluación de las remuneraciones (que contempla un periodo de 10 años en México entre 1992 y 2002) por sector formal e informal, en la que se muestra que el trabajador informal en 1992 hubiera reducido sus esperanzas de mejora salarial si se hubiera ubicado como formal, en tanto que en 2002 las perspectivas son mejores.

Los esfuerzos para formalizar dichas actividades en México han sido insuficientes, ya que las cifras muestran un sector informal en constante aumento y con mayor desigualdad, como señal de un mercado más heterogéneo y con mayor dispersión en sus remuneraciones. La evidencia empírica de esta investigación refleja que en 1992 no existían incentivos para formalizarse, mientras que en años recientes trabajar en este sector como asalariado y por cuenta propia sí representa una mejora en las remuneraciones.

Trabajar por cuenta propia en el sector informal se ha convertido en un destino altamente probable para el individuo, a medida que logra mayor edad y experiencia, con probabilidades de hasta 50 por ciento. Los resulta-

dos permiten comprender cómo el aumento sostenido del sector informal en México ha sido el resultado de la falta de oportunidades en el ámbito laboral formal, lo que ha conducido a que un mayor número de trabajadores con mayor experiencia y edad se desempeñen por cuenta propia de manera informal.

La investigación permite esbozar una política laboral adecuada, en el sentido de integrar las actividades productivas informales a la formalidad. Dos cualidades importantes destacan: la actividad emprendedora y por cuenta propia informal reflejan una probabilidad lineal y creciente con la edad (por encima de los 40 años), y una ocurrencia decreciente del sector formal en relación con la mayor experiencia de los trabajadores, tanto hombres como mujeres; por lo tanto, las políticas públicas adecuadas deben focalizarse en el apoyo a dichos colectivos.

Las políticas deben reducir o eliminar la existencia de barreras de gestión y obstáculos a los mercados financieros y de factores; sin embargo, la informalidad en México se abre camino al encontrar estrategias que le permiten acceder a estos mercados, logrando por ejemplo desarrollar una capacidad endógena para generar su propio historial crediticio.

A pesar de los obstáculos que enfrenta la informalidad, un hecho que la refuerza es definitivamente la experiencia y la edad de los individuos, y seguramente también la falta de oportunidades formales que el mercado laboral mexicano presenta, esto junto a las formas hacendarias e información no adecuadas del gobierno para una eficiente promoción económica, tales como una reducción de la presión fiscal en los primeros años de vida de un negocio.

Referencias bibliográficas

- Azevedo, J. P. (2004), "An Investigation of the Labour Market Earnings in Deprived Areas: Evaluating the Sources of Wage Inequality in the Slums", Helsinki, Finlandia, *EGDI and UNU-WIDER*, septiembre.
- Becker, G. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70(5), part 2: Investment in Human Beings, octubre, pp. 9-49.
- Bell, L. (1997), "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, 15(3), S102-S134.
- Bourguignon, F. y F. Ferreira (2005), "Decomposition Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects", en Bour-

- guignon *et al.* (eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*, Washington, The World Bank and Oxford University Press, pp. 17-46.
- Charmes, J. (2000), "The Contribution of Informal Sector to GDP in Developing Countries: Assessment, Estimates, Methods, Organizations for the Future", documento presentado en el cuarto Meeting of the Expert Group on Informal Sector Statistics, Génova, Delhi Group.
- Cohen, B. y W. J. House (1996), "Labor Market Choices, Earnings and Informal Networks in Khartoum, Sudan", *Economic Development and Cultural Change*, 44, abril, pp. 589-618.
- Dickens, W. T. y K. Lang (1985), "A Test of Dual Labor Market Theory", *American Economic Review*, 75(4), septiembre, pp. 792-805.
- Dinardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-Parametric Approach", *Econometrica*, 64(5), pp. 1001-1044.
- Edwards, S. y A. Cox-Edwards (2000), "Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile", NBER Working Paper 7646, Cambridge, Mass.
- Fortin, N. y T. Lemieux (1998), "Rank Regressions, Wage Distributions and the Gender Gap", *Journal of Human Resources*, 33, pp. 610-43.
- Gong, X. y A. Van Soest (2001), "Wage Differentials and Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico", IZA-Discussion Paper 329, julio.
- Gong, X., A. Van Soest y E. Villagómez (2004), "Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, 53(1), octubre, pp. 1-36.
- Gradín, Carlos y Máximo Rossi (2001), "Income Distribution in Uruguay: The Effects of Economic and Institutional Reforms", documento de trabajo 3/01, Montevideo, Uruguay, Departamento de Economía, Universidad de la República, septiembre, pp. 1-21.
- Hanson, G. (2003), "What Has Happened to Wages in Mexico Since NAFTA? Implications for Hemispheric Free Trade", NBER Working Paper 9563.
- Hart, J. K. (1971), "Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana", R. Jolly *et al.* (eds.), *Third World Employment: Problems and Strategy*, Harmondsworth.
- (1973), "Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana", *Journal of Modern African Studies*, 11(1), pp. 61-89.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.

- Heckman, J. y G. Sedlacek (1985), "Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions: An empirical model of self-selection in the labor market", *Journal of Political Economy*, 93, 1077-125.
- Huesca, L. (2005), "La distribución salarial del mercado de trabajo en México: Un análisis de la informalidad", tesis doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Economía Aplicada, junio.
- (2008), "Análisis del capital humano y la informalidad en el mercado de trabajo mexicano", *Cuadernos del Trabajo* 30, Secretaría del Trabajo y Previsión Social.
- Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (1992 y 2002), *Encuesta nacional de empleo urbano* (ENEU).
- Jenkins, S. y P. Van Kerm (2004), "Accounting for Income Distribution Trends: A Density Function Decomposition Approach", documento de debate 1141, IZA, mayo.
- Le, A. T. (1999), "Empirical Studies of Self-Employment", *Journal of Economic Surveys*, 13(4), pp. 381-416.
- Lemos, S. (2004), "The Effects of the Minimum Wage in the Formal and Informal Sectors in Brazil", documento de debate 1089, IZA, marzo.
- Magnac, T. (1991), "Segmented or Competitive Labor Markets", *Econometrica*, 59, pp. 165-187.
- Maloney, W. (1999), "Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico", *The World Bank Economic Review*, 13(2), pp. 275-302.
- (2002), "Distortion and Protection in the Mexican Labor Market", documento de trabajo 138, The World Bank, Center for Research on Economic Development and Policy Reform.
- 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, enero, pp. 367-392.
- McNabb, R. y P. Ryan (1990). "Segmented Labour Markets", en Sapsford y Tzannatos (eds.), *Current Issues in Labour Economics*, Londres, Macmillan, Education.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (1972), *Employment Incomes and Equality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya*, Génova.

- (2002), “Decent Work and the Informal Economy: VI Report”,
XCII International Labour Conference, Génova.
- Parker, S. C. (2004), *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Schmertmann, C. (1994), “Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models”, *Journal of Econometrics*, 60, enero-febrero, pp. 101-132.
- Silverman, B. W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Londres, Chapman and Hall.
- Tannuri-Pianto, M. y D. Pianto (2003), “Formal, Informal and Self-Employed Earnings in Urban Bolivia: Accounting for Sample Selection with Multiple-Choice Models”, mimeo, University of Brasilia, julio.
- Taylor, M. P. (1996), “Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self-Employed?”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), pp. 253-266.
- Tokman, V. E. (1989), “Policies for a Heterogeneous Informal Sector in Latin America”, *World Development*, 17, pp. 1067-1076.
- 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”, documento de debate, TI 2003-046/3, Tinbergen Institute.
- Van-Kerm, P. (2003), “Adaptive Kernel Density Estimation”, *Stata Journal*, 3(2), pp. 148-156.

Anexo

Cuadro A1. Variables de selección

| | |
|--|--|
| Escolaridad | De 1 a 21 años |
| Edad | 16 a 65 |
| Horas | Horas por semana laboradas |
| Estatus laboral: | |
| a) Autoempleado formal: | Cuenta propia que tiene registro oficial = 1; otro = 0 |
| b) Autoempleado informal: | Cuenta propia que no cuenta con registro oficial = 1; otro = 0 |
| c) Asalariado formal: | Trabajadores que reciben seguridad social = 1; otro = 0 |
| d) Asalariado informal: | Trabajadores que no reciben seguridad social = 1; otro = 0 |
| Estado civil: Variable "status" | Casado = 1; otro = 0 |
| Informal (dinformal) | Informal = 1; formal = 0 |
| Estructura familiar: Variables: (a) "dmiembros", (b) "dwmenor" | |
| a) Trabajador en hogar con un número de miembros mayor a la media nacional | = 1; otro = 0 |
| b) Trabajador con una remuneración inferior a otros miembros de la familia | = 1; otro = 0 |

Fuente: Elaboración propia con base en la clasificación de la ENEU.

Cuadro A2. Descripción de variables. *Pool* de trabajadores asalariados y por cuenta propia entre 16 y 65 años

| <i>Variables (medias)</i> | <i>1992</i> | <i>Desv. Estándar</i> | <i>2002</i> | <i>Desv. estándar</i> | <i>Tipo</i> |
|-------------------------------|-------------|---------------------------|-------------|---------------------------|--------------|
| <i>Logw</i> | 8.247 | 0.622 | 7.901 | 0.729 | Continua |
| Escolaridad | 6.884 | 3.028 | 9.875 | 4.486 | Continua |
| Jefe de familia | 0.502 | 0.500 | 0.475 | 0.499 | <i>Dummy</i> |
| Status | 0.548 | 0.498 | 0.518 | 0.500 | <i>Dummy</i> |
| Horas | 42.670 | 12.452 | 44.892 | 13.467 | Continua |
| Edad | 33.161 | 11.324 | 35.135 | 11.807 | Continua |
| Edad ² | 1227.898 | 847.053 | 1373.875 | 899.867 | Continua |
| dInformal | 0.297 | 0.457 | 0.466 | 0.499 | <i>Dummy</i> |
| dmiembros | 0.367 | 0.482 | 0.663 | 0.473 | <i>Dummy</i> |
| dwmenor | 0.596 | 0.491 | 0.347 | 0.476 | <i>Dummy</i> |
| Industria | 0.235 | 0.424 | 0.212 | 0.408 | <i>Dummy</i> |
| Construcción | 0.079 | 0.269 | 0.062 | 0.242 | <i>Dummy</i> |
| Comercio | 0.210 | 0.407 | 0.257 | 0.437 | <i>Dummy</i> |
| Servicios | 0.370 | 0.483 | 0.070 | 0.255 | <i>Dummy</i> |
| Otros servicios | 0.095 | 0.294 | 0.381 | 0.486 | <i>Dummy</i> |
| <i>Regiones</i> | | | | | |
| Frontera | 0.371 | 0.483 | 0.295 | 0.456 | <i>Dummy</i> |
| Norte | 0.103 | 0.304 | 0.153 | 0.360 | <i>Dummy</i> |
| Capital | 0.298 | 0.457 | 0.331 | 0.471 | <i>Dummy</i> |
| Centro | 0.125 | 0.331 | 0.066 | 0.248 | <i>Dummy</i> |
| Sur | 0.039 | 0.195 | 0.059 | 0.236 | <i>Dummy</i> |
| Península | 0.063 | 0.243 | 0.096 | 0.294 | <i>Dummy</i> |
| <i>Observaciones</i> | 65,655 | | 158,330 | | |

Fuente: Elaboración propia con información de la base de datos de la ENEU, años respectivos. Nota: *Dummy* (Si = 1 y No = 0).

Cuadro A3. Reclasificación de actividades económicas de la ENEU, 1990-2002

| <i>Clasificación original</i> | <i>Reclasificación</i> | <i>Clave de estimación</i> |
|--|--|----------------------------|
| Industria manufacturera | | |
| Minería | Industria de la transformación | Sector 1 |
| Electricidad, gas y agua | | |
| Construcción | Construcción | Sector 2 |
| Comercio, restaurantes y hoteles | | |
| | Comercio | Sector 3 |
| Transporte, almacén y comunicaciones | | |
| | Servicios | Sector 4 |
| Servicios financieros, seguros y bienes durables | | |
| Servicios comunales, sociales y personales | Turismo, educación, gobierno, salud, profesionales y embajadas | Sector 5 |
| Agricultura, pesca y actividad forestal | | |
| | Otras actividades primarias | Sector 6 |

Fuente: Elaboración propia con base en la clasificación actual mexicana de actividades económicas (CAE-94)