

REVISTA DE ESTUDIOS REGIONALES

I.S.S.N.: 0213-7585

2ª EPOCA Mayo-Agosto 2020



118

SUMARIO

Rogelio Varela Llamas y Mayra Yesenia Nava Rubio. Salarios e informalidad laboral en México: Una perspectiva regional y empresarial.

Jose María Fernández-Crehuet, María Luisa Gonzalez y Jorge Rosales-Salas. The National Technology Implementation Index.

Albert-Pol Miró Pérez y Joan Torrent-Sellens. Transformación digital y productividad total de los factores (PTF) en las empresas españolas del sector oleícola: Una aproximación regional.

José María Pére Conde, Carlos Chavarría Ortiz y Juan Carlos Morán Álvarez. Comparison of the determinants of the potential of economic development of the municipalities of Andalusia with population range 15.000-20.000 Inhabitants between the years 2007 and 2012.

Alejandro Orgambidez-Ramos, Fernando Relinque-Medina, Yolanda Borrego-Alés, Manuela Fernández-Borrero y Octavio Vázquez-Aguado. Entorno residencial percibido y atracción por el vecindario: Un modelo explicativo en barrios andaluces con dificultades sociales.

Juan Gabriel Brida, Virginia Carve y Bibiana Lanzilotta. La relación entre la inversión pública en infraestructura vial y el crecimiento económico de Uruguay.

Textos

REVISTA DE ESTUDIOS REGIONALES

I.S.S.N.: 0213-7585

2ª EPOCA Mayo-Agosto 2020



118

SUMARIO

Rogelio Varela Llamas y Mayra Yesenia Nava Rubio. Salarios e informalidad laboral en México: Una perspectiva regional y empresarial.

Jose María Fernández-Crehuet, María Luisa Gonzalez y Jorge Rosales-Salas. The National Technology Implementation Index.

Albert-Pol Miró Pérez y Joan Torrent-Sellens. Transformación digital y productividad total de los factores (PTF) en las empresas españolas del sector oleícola: Una aproximación regional.

José María Pére Conde, Carlos Chavarría Ortiz y Juan Carlos Morán Álvarez. Comparison of the determinants of the potential of economic development of the municipalities of Andalusia with population range 15.000-20.000 Inhabitants between the years 2007 and 2012.

Alejandro Orgambidez-Ramos, Fernando Relinque-Medina, Yolanda Borrego-Alés, Manuela Fernández-Borrero y Octavio Vázquez-Aguado. Entorno residencial percibido y atracción por el vecindario: Un modelo explicativo en barrios andaluces con dificultades sociales.

Juan Gabriel Brida, Virginia Carve y Bibiana Lanzilotta. La relación entre la inversión pública en infraestructura vial y el crecimiento económico de Uruguay.

Textos

I. Artículos

Salarios e informalidad laboral en México: Una perspectiva regional y empresarial

Wages and labor informality in Mexico: A regional and business perspective

Rogelio Varela Llamas
Mayra Yesenia Nava Rubio
Universidad Autónoma de Baja California

Recibido, Noviembre de 2017; Versión final aceptada, Febrero de 2019.

PALABRAS CLAVE: Economía informal, Salarios, Regiones socioeconómicas.

KEYWORDS: Informal economy, Salaries, Socioeconomic regions.

Clasificación JEL: J3, J30, J31

RESUMEN

Con microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, ENOE, correspondientes al cuarto trimestre de 2016, se estiman regresiones por cuartil para explicar los salarios de trabajadores del sector informal de la economía mexicana. Se instrumenta el método bietápico de Heckman. El modelo Probit indica que la probabilidad de participar en el sector informal aumenta en aquellas regiones socioeconómicas más pobres y en donde la escolaridad es menor. El segmento de los jóvenes, tiende a tener una mayor participación. Los salarios se explican por indicadores de capital humano y por el tipo de empresa en donde se trabaja.

ABSTRACT

This paper analyzes the wages of workers in the informal sector of the Mexican economy, according to the size of the company and the socioeconomic characteristics of the worker, such as their schooling, sex and age range. Microdata from the National Occupation and Employment Survey ENOE, of the National Institute of Statistics and Geography, INEGI, are used for the fourth quarter of 2016. Heckman's two-step methodology is instrumented to solve the problem of bias by sample self-selection. In the first stage a Probit model is estimated, where the dependent variable assumes the value of one if the worker participated in the informal sector and a value of zero otherwise.

The probability of participating in the informal sector is explained by variables such as schooling, age of the worker, sex, the economic branch and the socioeconomic region. It is also considered a variable that indicates whether the worker is underemployed and another that informs if he has a job or two. With the exception of the variable schooling and age that are in scale, the rest of the variables are represented by dichotomous variables. The decision equation is estimated using the maximum likelihood method and from it the inverse of the Mills ratio is obtained. In the second stage of the methodology, the interest equation is estimated, in which the dependent variable is the logarithm of the hourly wage, taking into account schooling, sex, age range and company size. The analysis is carried out through the quantile regression approach with the objective of determining if the parameters of the explanatory variables are modified in the different quantiles of the distribution of wages.

With respect to the results of the probit model, it is determined that schooling, sex, age range, the different sizes of the company and the economic branch are variables that help to significantly explain the decision of a worker to participate in the informal sector of the Mexican economy. In the case of the eight socioeconomic regions that are analyzed and that make up the geography of the national economy, it is found that in seven of them, with the exception of the southeast one formed by the states of Campeche, Quintana Roo, Tabasco and Yucatán, it is less likely to participate in the informal sector in relation to the region of reference that is the southwest, which includes the poorest states of Mexico and are Oaxaca, Chiapas and Guerrero. The aforementioned allows us to affirm that it is more probable that we participate in the informal sector in those regions that are economically more backward and as more marginalized and in poverty. However, it is also observed that in more developed regions such as the Southeast, there is a greater likelihood that informal employment will detonate, even though tourism and industrial activity predominates in these entities and they exhibit less social recession. It is also found that as you have a higher level of schooling, the probability of working in informality decreases. In this sense, the decision that a worker takes when participating in the informal sector is closely related to his stock of human capital, but also to his sex, as the results suggest that men are less likely to participate in the informal economy. It is also found that to the extent that a worker is underemployed and has only one job, is more likely to participate in the informal sector. Regarding the age range, it is noted that those who are above the age of 25, are less likely to participate in the informal sector in contrast to young people who fall within the range of 15 to 24 years.

With respect to the results of the wage equation, it is found that education has a positive and persistent effect. However, its effect is more noticeable in the upper quantiles of the distribution. The coefficient of the variable sex also has a positive sign that suggests that men earn on average more than women, but it is found that in the upper quantiles, the gap tends to close, which means that in the upper part of the distribution men continue to earn more than women but in a smaller proportion. This result is particularly interesting, since it means that women, as they participate in the labor market, also perceive better

incomes. In the case of age, it can be seen that in the highest quantiles of the distribution of wages, workers who work in the informal sector who are between 45 and 64 years old earn more than young people and those who are 65 years old and older. They earn less, but in the higher quantiles the gap tends to narrow. In the case of the vector of dichotomous variables that captures the different sizes of companies, it is found that those who work in small and medium enterprises receive higher income than those who work in microenterprises in the lower quantiles of the distribution, but the differential decreases until it grows in the higher quantiles. With regard to large companies, the differential between these and microenterprises without establishment is positive and systematically growing in favor of large companies in all the quantiles of distribution. In this framework of analysis, it is pointed out that the phenomenon of wage inequality is not exclusively explained by the particular characteristics of each of the heads of households, but also by demand factors such as the type of company. In this sense, it can be concluded that, in the determination of wages, the stock of human capital plays a predominant role, the approximate work experience through age and business structure. It is also found that in most socioeconomic regions it is less likely that a worker participates in the informal sector, with respect to the poorest region of the country, which includes the states of Oaxaca, Chiapas and Guerrero, which means that there is a close relationship between labor informality and poverty, suggesting that those regions more backward economically and socially, should be promoted through regional development strategies that trigger formal employment, productive investment and social welfare.

1. INTRODUCCIÓN

A lo largo de los últimos años tanto en el ámbito nacional como internacional, se ha acentuado el interés por estudiar el fenómeno de la desigualdad salarial por tipo de sector, región y país. Pero también se ha profundizado en el estudio de micro datos que dan cuenta de los niveles salariales de individuos que laboran en distintos segmentos del mercado de trabajo. Partiendo de esta vertiente de análisis, el objetivo del presente trabajo consiste en explorar aquellos factores que pueden estar explicando las diferencias de salario entre distintos jefes(as) de hogar, que laboran en el sector informal de la economía mexicana. La idea de circunscribir el análisis a este segmento del mercado, es con objeto de identificar el grado de heterogeneidad salarial que existe en dicho sector, contemplando atributos socioeconómicos asociados al trabajador y el tipo de establecimiento en donde se labora. Lo anterior permitirá determinar hasta qué punto la desigualdad se explica por atributos ligados al capital humano y/o a la estructura empresarial, pero además, ofrecer una

perspectiva integral del fenómeno. El interés por considerar tanto factores ligados a la demanda como a la oferta del mercado laboral informal, responde al planteamiento de la hipótesis de trabajo, que establece que la heterogeneidad salarial no solo se explican por el acervo de conocimiento de los trabajadores, sino también por los distintos tamaños de establecimiento en donde se labora, lo que implica que la estructura empresarial juega un rol importante. En este sentido, el análisis empírico se desarrolla a través de la metodología de la regresión cuantílica y de la instrumentación del método bietápico de Heckman que corrige el problema de sesgo por autoselección muestral.

Al respecto, la Organización Internacional del Trabajo OIT y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico OCDE, han venido analizando el fenómeno de la desigualdad salarial. En un estudio reciente, la OIT (2016), ha expuesto que los niveles de calificación de la fuerza de trabajo no explican en parte los cambios en los salarios y que por tanto, habría que indagar si el tamaño de la empresa es un elemento importante en el análisis del tópico de estudio. Si bien esta afirmación constituye una reflexión general, también es pertinente averiguar qué sucede a nivel de la economía informal, un sector que en México ha venido creciendo en los últimos años, pues de acuerdo a datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía, INEGI, la tasa de informalidad laboral en el cuarto trimestre de 2017 representó 57.2%. Por su parte, la OCDE (2017) señala que en el caso de México; persiste la desigualdad en los ingresos y que las diferencias entre hombres y mujeres siguen siendo grandes. También se reconoce que la participación femenina en la fuerza laboral está rezagada y se puntualiza que las desigualdades están creciendo entre los estados de la República Mexicana y los sectores económicos. Se advierte que las divergencias en ingresos e informalidad, tienen efectos externos negativos no solo sobre la pobreza sino también en la inclusión social.

Si se parte del hecho de que la informalidad es una proporción con respecto a la población ocupada, entonces es necesario dimensionar que más de la mitad de población ocupada en el país se desempeña en actividades informales; un segmento que entre otras cosas, tiene problemas de acceso a los esquemas de seguridad social, lo que representa una carencia social que contribuye al incremento de la pobreza multidimensional en México. Por tanto, se procura analizar dos aspectos que en el ámbito laboral están entrelazados, el empleo informal y la desigualdad salarial, reconociendo que esto último se ha estudiado a mayor profundidad en México, pero

relacionándolo con mayor énfasis con el sector formal de la economía. En este orden de ideas se procura dar respuestas a preguntas como ¿qué efecto tiene sobre las diferencias salariales, el tamaño de establecimiento y los niveles de formación?, ¿es profunda la desigualdad salarial por razón de género y rangos de edad?, ¿el efecto de las distintas variables varía en los distintos cuantiles de la distribución salarial?.

En aras de proceder con el análisis respectivo, el trabajo se estructura en tres secciones; en la *primera*, se efectúa una revisión de literatura vinculada tanto a la experiencia de México como al caso internacional y se hace referencia a los principales enfoques teóricos que abordan la informalidad. El desarrollo de esta parte ayudará a contextualizar el tema en discusión y a resaltar los principales hallazgos de investigación. La *segunda* sección contiene la descripción de las variables involucradas en las estimaciones econométricas, así como las fuentes primarias de información y la descripción de la metodología econométrica. Los resultados de estimación se reportan en la *tercera* sección y son interpretados de manera puntual haciendo énfasis en el rol que juegan las características socioeconómicas del trabajador y la empresa en donde se trabaja. También se analizan los resultados de un modelo *Probit* de participación en el sector informal considerando indicadores de capital humano, regiones socioeconómicas y ramas de actividad económica. Finalmente se exponen las conclusiones generales que se derivan del trabajo empírico y se apuntan algunas líneas de investigación futuras.

2. REVISIÓN DE LITERATURA SOBRE DESIGUALDAD SALARIAL

En el caso de México existe una vasta literatura relacionada con el estudio de la desigualdad salarial, que provee un panorama amplio de lo que está sucediendo. Sin embargo, dada la complejidad del problema y sus diferentes aristas, existe la necesidad de seguir explorando el tópico con nuevos micro datos y metodologías alternativas. El análisis de la desigualdad salarial al interior de sector informal de la economía mexicana, requiere tener una perspectiva general de la discusión teórica alrededor de la informalidad. Si bien existen múltiples enfoques que explican el fenómeno de la informalidad; Perry *et al.*, (2007), señala que hay dos orientaciones que han cobrado una gran relevancia. Desde la perspectiva del enfoque de *exclusión*, se plantea

que la segmentación del mercado laboral, opera como restricción para que trabajadores abandonen su condición de informales y puedan acceder a los beneficios del Estado. En este sentido, De Soto (1989), argumenta que la falta de transición de la informalidad a la formalidad se explica por las regulaciones complicadas a las que se enfrenta las empresas pequeñas. También se sostiene que algunas empresas pueden operar en parte dentro de la informalidad debido a las cargas fiscales y regulaciones excesivas. Desde el panorama de una visión de *escape*, los mismos autores recalcan que los trabajadores operan de manera voluntaria en un sector u otro buscando un óptimo, lo que implica desde esta óptica, que no hay barreras a la movilidad, además se señala que los trabajadores realizan un análisis costo-beneficio para decidir voluntariamente si participaran en las actividades formales o informales. Se apunta que las elevadas tasas de informalidad terminan siendo una respuesta de rechazo a la calidad de las instituciones y a su falta de capacidad para que se cumplan normas.

Desde ámbito de lo empírico, lo que se busca en los diferentes trabajos de investigación, son hallazgos inéditos que permitan extender el horizonte de comprensión del objeto de estudio. Algunos trabajos que abordan la metodología de la regresión cuantílica son por ejemplo el de Rodríguez-Oreggi *et al.*, (2006), en donde además de estimar la probabilidad de encontrarse en la informalidad a partir de un modelo Probit, también estiman funciones de ingreso para el segmento rural y urbano por cuantiles, obteniendo como resultado que hay marcadas diferencias en los retornos a la educación. En esta misma vertiente de estudio, De la Luz Tovar y Díaz (2010), usando datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares ENIGH estiman regresiones por cuantil y un modelo probabilístico, que les permite identificar que conforme se incrementa el ingreso de las familias, aumenta la probabilidad de invertir en educación y mejorar la condición de su entorno. En otros trabajos como el de Rodríguez (2018), también se recurre al uso de la regresión cuantílica para estudiar la desigualdad salarial durante el periodo 2005-2015, considerando las regiones de México y por género; los resultados apuntan a que ha disminuido, pero desfavoreciendo al segmento de las mujeres. También se encuentra que la mayor diferencia salarial se manifiesta en la parte elevada de la distribución y en las regiones con mayor apertura.

En el estudio de Garza y Quintana (2014) se señala que en México hay una importante desigualdad salarial que ha contribuido a una elevada concentración del ingreso. Los autores sostienen que es importante consi-

derar otras variables adicionales al acervo de capital humano, como tipo de empresa, rama económica y el rol de las habilidades. A su vez, en Chávez y Sánchez (2008) se estiman los rendimientos privados de la educación por cuantil y encuentran que el salario promedio es mayor para los hombres que para las mujeres, también reportan que, en el caso del estado de Guanajuato, la brecha entre hombres y mujeres con características iguales es mayor que a escala nacional. En Castro y Morales (2011) también se estudia la desigualdad salarial logrando identificar que existe una trayectoria hacia la homogenización de la remuneración dentro de cada región de estudio, sin embargo, advierten que entre las distintas regiones, la diferencia se acentúa. En general se puede plantear que en distintos trabajos se observa que los ingresos de jefes de hogar están muy relacionados con las capacidades y habilidades del trabajador. Las diferencias de ingreso en las entidades federativas de México, remiten a una nueva configuración productiva a escala espacial, vinculada con la estructura sectorial y su entorno socioeconómico. En este contexto, impulsar el crecimiento económico desde lo que son las vocaciones productivas locales es algo que tiene un sentido estratégico.

En el estudio de Meza (2005), se llega a resultados que sugieren que la desigualdad salarial en México es de carácter multidimensional, precisando que las variaciones locales que se presentan, no se acotan únicamente a los procesos de reformas estructurales y al cambio tecnológico sesgado. Se propone que un mejoramiento de la educación superior explica la reducción de la desigualdad, pero en la parte media de la distribución de los salarios. Desde un panorama de comercio internacional, Ramírez (2004) argumenta que la educación ha jugado un papel importante y creciente en la desigualdad salarial de México, además, sostiene que la expansión del sector manufacturero y de servicios junto al proceso de apertura comercial, favorecieron la dinámica de aprendizaje tecnológico en beneficio del trabajo calificado.

Por su parte, Martínez (2003) destaca que en la diferencia de ingreso que existe entre hombres y mujeres de México, hay una parte no explicada por las desigualdades en el acervo de capital humano y por las características propias de ambos. Se especifica que esa parte puede ser entendida como un comportamiento discriminatorio en contra de la mujer. El trabajo de Ghiara y Zepeda (2004) también forma parte de la discusión, al afirmar que existen diferencias por industria y que el premio salarial de la fuerza de trabajo calificada aumentó, solo en las industrias modernas de manufacturas y de los servicios. En el marco de la teoría estándar del comercio interna-

cional, argumentan que con la disminución de las barreras arancelarias, el diferencial de trabajadores calificados y no calificados debió disminuir, sin embargo, concluyen que los resultados son ambiguos. Finalmente, Tatei y Cacciamali (2013) utilizando la metodología de Oaxaca y Blinder para el caso de Brasil y México, determinan que la discriminación es menor entre los trabajadores que tienen el grado de educación superior completo, que para el resto de la población.

En el plano internacional, también existe una gama de trabajos que permiten entender el fenómeno de estudio. Por ejemplo, para el caso de España Vega *et al.* (2016), comprueban que en aquellas empresas en donde hay una mayor participación de mujeres desempeñando tareas de dirección, son objeto de menor discriminación salarial, lo que sugiere que la desigualdad salarial sería menor dependiendo de las actividades que se desarrollen y del tipo de empresa en donde se labore. En el caso de Colombia, trabajos como el de Posso (2010), encuentran que para el periodo 1984-2005, el crecimiento de la desigualdad salarial respondió fundamentalmente a cambios en la distribución de las características de los trabajadores. También se plantea que los retornos a la educación posterior al nivel de secundaria, impactan significativamente en la desigualdad dentro del grupo de los más educados. Referente a la economía de Chile, Fuentes *et al.* (2005) estudian la discriminación salarial por género y obtienen que entre 1990 y 2003, ha disminuido, siendo sin embargo, todavía positiva. Se determina que las mujeres perciben 27% menos que los hombres aun cuando pueden tener las mismas características en términos de acervo de capital humano.

En otros estudios como el de Groisman (2014), se manifiesta que entre 2003 y 2011, el mercado de trabajo en Argentina exhibió un comportamiento favorable en términos de empleos y salarios, destacando que además, no aumentó la dispersión del salario. Por el contrario, hubo una reducción de la desigualdad salarial. Otra investigación que se encuadra dentro del tema en discusión es el de Borraz y Robano (2010), en donde se estudia el caso de la economía de Uruguay a partir de una metodología de descomposición y corrección por sesgo de autoselección muestral. Los resultados muestran que la brecha salarial manifiesta bajos niveles a lo largo de la distribución, pero aumenta en los extremos superiores de la misma. Con respecto al caso de España, Palacio y Simón (2006), analizan con base a datos de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y 2002 las diferencias salariales de acuerdo al sexo encuentran que los hombres ganan más que las mujeres de manera

muy significativa en función del mismo establecimiento y tipo de ocupación, indicando un problema de discriminación salarial. En suma, los distintos trabajos si bien, se enfocan en un tópico en común, reúnen la característica de utilizar distintos datos, periodos de tiempo y metodologías de estimación y descomposición. Sus hallazgos permiten ampliar la perspectiva en torno al tema de estudio, pero también marcan la pauta para seguir explorando sobre la desigualdad salarial, un tema sensible e importante en el ámbito de la economía laboral con profundas implicaciones en el bienestar social. Una acotación respecto al presente trabajo, es que se enfoca en estudiar específicamente a trabajadores del sector informal de la economía mexicana que son jefes(as) de hogar, a partir de la conjugación de dos metodologías econométricas, la primera denominada enfoque de Heckman para corregir el posible sesgo por autoselección muestral y la segunda, la regresión cuantílica para efecto de poder observar posibles cambios en los coeficientes a lo largo de la distribución de los salarios, cuando los datos presentan el problema de heterocedasticidad.

3. FUENTES DE INFORMACIÓN Y METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Los datos que se utilizan en las estimaciones econométricas se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo ENOE, generada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía INEGI. La información corresponde al cuarto trimestre de 2016, considerando que es aquel en donde se registra la tasa de informalidad laboral más baja después de la crisis económica de 2008-2009. El interés por analizar cuidadosamente el trimestre en cuestión responde a la inquietud de evaluar el efecto de factores de demanda y oferta laboral, en un punto en el tiempo en donde el indicador de informalidad ha exhibido su mejor comportamiento. De esta forma se tendrían resultados que pueden ser un referente para análisis subsecuentes o bien para delinear esfuerzos de políticas públicas. Si bien es común que en ciertos trabajos empíricos se contrasten resultados para distintos años cuando se utilizan micro datos de encuestas a hogares, aclarar que la aleatoriedad de los datos y el hecho de que las muestras no necesariamente sean del mismo tamaño, pueden dificultar la comparabilidad de los resultados de corte transversal, pues la bondad de ajuste de un modelo no solo depende del número de variables relevantes, sino también de la riqueza

de los datos. En este sentido, es que se considera, que el análisis de los datos en un momento en el tiempo puede ser relevante en términos de las relaciones analíticas que se desean estudiar económicamente, sin estar ello sujeto a más años de estudio en donde más bien se pudieran utilizar métodos de series de tiempo.

Los micro datos se obtuvieron de la sección de indicadores socioeconómicos de dicha encuesta y la muestra está conformada por trabajadores que son jefes de hogar y que siendo subordinados reciben una remuneración. Las variables que se utilizan son el ingreso mensual y los años de escolaridad concluidos, ambas variables son numéricas en escala. También se contempla la clasificación de la población de 15 años y más en cuatro rangos de edad; el primero oscila entre los 15 y 24 años, el segundo de los 25 a los 44 años, el tercero de 45 a 64 y el último de 65 años y más. Esta variable es categórica ordinal y se analiza a partir de un vector de variables dicotómicas, asumiendo el valor de uno si el caso de estudio pertenece a un determinado rango y cero en caso opuesto. También se incluye la clasificación de la población ocupada por tamaño de establecimiento; los niveles que se examinan corresponden a microempresas sin establecimiento, microempresas con establecimiento, pequeñas, medianas y grandes empresas, así como el sector gobierno y otros casos. Esta variable también es categórica multinivel y se incorpora al análisis a través de un vector de variables dicotómicas. El sexo del jefe(a) de hogar, igualmente se indaga y asume el valor de uno si es hombre y cero en caso de ser mujer. Este grupo de variables son las que se contemplan en la estimación de la ecuación de ingreso salarial.

En el caso de modelo *Probit* binario, además de utilizarse las variables anteriores con excepción del ingreso mensual que es la variable a explicar en la ecuación de salarios, se utilizan otros indicadores que ayudan a explicar la probabilidad de que un trabajador participe en el mercado laboral informal. Se integran dos variables dicotómicas adicionales; la primera refiere a si el trabajador se encuentra o no en una condición de subocupación, asumiendo el valor de uno si está subocupado y cero en caso de no estarlo. La segunda variable refiere a si cuenta con uno o dos trabajos a la hora ser encuestado, tomando el valor de uno en el primer caso y de cero cuando cuenta con dos ocupaciones. Aunado a ello, se introduce una variable regional que le ha permitido al INEGI clasificar las 32 entidades federativas de la República Mexicana en ocho regiones socioeconómicas como las que se describen en el Cuadro 1.

CUADRO 1
REGIONES SOCIOECONÓMICAS

Región	Entidad Federativa
Noroeste	Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Durango, Sinaloa y Sonora
Noreste	Coahuila, Nuevo León, Tamaulipas
Occidente	Colima, Jalisco, Michoacán, Nayarit
Oriente	Hidalgo, Puebla, Tlaxcala, Veracruz
Centro-sur	Distrito Federal, Estado de México, Morelos
Centro-norte	Aguascalientes, Guanajuato, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas
Sureste	Campeche, Quintana Roo, Tabasco y Yucatán
Suroeste	Oaxaca, Chiapas y Guerrero

Fuente: INEGI.

Además, se añade una variable que describe a la rama de actividad económica donde se trabaja. Se consideran las siguientes: rama_1) agricultura, ganadería, silvicultura, caza y pesca, rama_2) industria extractiva y de la electricidad, rama_3) industria manufacturera, rama_4) construcción, rama_5) comercio, rama_6) restaurantes y servicios de alojamiento, rama_7) transportes, comunicaciones, correo y almacenamiento, rama_8) servicios profesionales, financieros y corporativos, rama_9) servicios sociales, rama_10) servicios diversos y rama_11) gobierno y organismos internacionales, siendo la rama_1 la de referencia en el vector de variables dicotómicas (INEGI, 2016). A partir de la información descrita, se procede a instrumentar la metodología de Heckman (1979) considerando la importancia de un proceso de corrección (Heckman, 1990). En la primera fase se estima un modelo *Probit* binario y en la segunda, una ecuación de interés (salarial). La idea fundamental es investigar las diferencias salariales por razón de sexo, edad y tamaño de empresa, tomando en cuenta el efecto de la educación formal. Una vez instrumentada dicha metodología para corregir el sesgo por autoselección muestral, se estiman regresiones cuantílicas para evaluar posibles cambios en los coeficientes sobre la distribución de los salarios. La ecuación de interés se generaliza de la siguiente forma:

$$y = x\beta + \mu \quad [1]$$

donde y denota el logaritmo natural de los salarios y x contempla el conjunto de variables explicativas ya descritas previamente. La ecuación se estima a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO. Por su parte, la ecuación de decisión o de participar en el sector informal se expresa como:

$$s = z\gamma + u \quad [2]$$

En este caso, se estima mediante el método de Máxima Verosimilitud MV. Las variables contenidas en x son un subconjunto estricto de z , es decir, cualquier variable contenida en la matriz de información x es un elemento de z . Sin embargo, algunos elementos de z no necesariamente serían parte de x como naturalmente se apunta en Wooldridge (2010). De acuerdo con el propio autor, la ecuación fundamental se expresaría como:

$$E(y/z, s=1) = x\beta + \rho\lambda(z\gamma) \quad [3]$$

Que indica que el valor esperado de y dado z y $s=1$, que denota que el jefe(a) de hogar participó en el mercado laboral informal es igual a $x\beta$ más un término adicional, que depende de la razón inversa de Mills evaluada en $z\gamma$. Si se desea estimar la matriz β en [1], se puede hacer utilizando sólo la muestra seleccionada (jefes de hogar que participaron en el mercado laboral), siempre que se incluya el término $\lambda(z\gamma)$ como regresor adicional. Si $\rho=0$, entonces el término $\lambda(z\gamma)$ no aparecerá en la regresión, en cuyo caso la estimación de $y = x\beta + u$, por MCO puede arrojar un resultado consistente del vector β . Un parámetro ρ igual a cero, significaría que no se correlacionan los residuales de ambas ecuaciones, es decir, u y v . Los parámetros γ se estiman a partir de un modelo Probit que se especifica de la siguiente forma:

$$\rho(s=1/z) = \Phi(z\gamma) \quad [4]$$

La metodología de Heckman implica estimar primero la ecuación [4] contemplando la muestra completa y posteriormente la ecuación [1] con base a los casos seleccionados o para los cuales se cuenta con información de ingresos. Se procura hacer una prueba puntual con base al estadístico t de λ , siendo la hipótesis nula a evaluar $\rho=0$. En caso de ser rechazada a un nivel de confianza estándar, se determina que los resultados de la ecua-

ción [1] exhiben un problema de sesgo por autoselección muestral, en cuyo caso se adoptan los resultados corregidos bajo el procedimiento bietápico.

Después de instrumentar el procedimiento anterior, también se estiman regresiones por cuartil, con el propósito de determinar si la magnitud de los parámetros cambia o son estables a lo largo de la distribución. El punto de partida es diagnosticar si existe un problema de heterocedasticidad dado que la información corresponde a una estructura de datos de corte transversal. Se sigue el método de la regresión cuantílica abordado por Koenker y Bassett (1978) y retomada en los trabajos de Koenker y Hallock (2001) y Koenker y Xiao (2002). El objetivo es estimar la siguiente ecuación considerando al mismo tiempo el procedimiento de corrección de sesgo:

$$y_i = x_i \beta_\theta + \mu_\theta \quad [5]$$

donde y_i es la variable endógena, x_i corresponde a las variables exógenas y β_θ son los parámetros a estimar correspondientes al cuartil θ . Es importante tomar en cuenta que en el caso de la regresión de MCO, sólo se tiene una recta de regresión, mientras que en [5], se obtienen diversas rectas y parámetro. En general se puede hacer referencia a tres casos particulares de estimación; la regresión mediana, por cuartil y por decil. A diferencias de la regresión [1] en donde se busca minimizar la suma de residuales al cuadrado, en este caso, la meta es minimizar las desviaciones absolutas ponderadas con pesos asimétricos. En esencia, se procura minimizar la siguiente expresión:

$$\underset{\beta_\theta \in \mathbb{R}}{\text{Min}} \left[\sum_{Y_i \geq X_i \beta_\theta} \theta |Y_i - X_i \beta_\theta| + \sum_{Y_i < X_i \beta_\theta} (1 - \theta) |Y_i - X_i \beta_\theta| \right] \quad [6]$$

En donde θ refiere al cuartil, y_i a los valores que toman las observaciones de la muestra y $x_i \beta_\theta$ son los valores estimados para los distintos valores de θ . En este marco metodológico, la regresión cuantílica es adecuada no sólo cuando existen problemas de heterocedasticidad, sino también de cambio estructural o datos atípicos en la distribución de los datos (Otero y Sánchez, 2012). Esta metodología al ser un método semiparamétrico, no requiere del cumplimiento de las hipótesis básicas de MCO. Cuando la muestra de estudio es considerablemente grande se recomienda esta metodología, pues permite explorar posibles efectos diferenciados del conjunto de las

variables explicativas sobre toda la distribución de la variable dependiente y no únicamente en la media como ocurre en el caso de la ecuación [1]. Además, los modelos de regresión por cuantil hacen posible un análisis más detallado respecto al comportamiento de la variable de interés y sobre todo, es una metodología que tiene mejores propiedades de robustez.

4. RESULTADOS DE ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS

En esta sección se reportan los resultados de estimación y se reflexiona en torno al objeto de estudio. En el primer segmento del Cuadro 2, se expresan los coeficientes y los estadísticos t que se obtuvieron por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Se encuentra que las diferencias salariales por razón de género, rango de edad y tamaño de establecimiento son significativas. También se identifica que los ingresos salariales están relacionados positivamente con los años de educación de los trabajadores informales. Las mujeres ganan en promedio más que los hombres y se constata que los trabajadores(as) que tienen entre 25 y 44 años, así como los que se ubican en el rango de 45 a 64 años, ganan en promedio más que el segmento de los jóvenes que comprende de los 15 a los 24 años. El contraste se observa para quienes tienen 65 años y más, pues perciben un menor ingreso con respecto a los jóvenes que representan la categoría de referencia. Se advierte que si las estimaciones solo tomarán en cuenta una parte de la muestra total, para las cuales únicamente se dispone de información de ingreso salarial por mes, entonces se produciría un posible sesgo por selección muestral y los resultados no serían confiables. Por esta razón fundamental, es que se ha optado por realizar una estimación alternativa que implica la corrección de dicho sesgo instrumentando una metodología bietápica. El procedimiento consiste en estimar primero una ecuación de selección que en realidad es un modelo *Probit binario*, en donde la variable dependiente asume el valor de 1 si el jefe(a) de hogar ha participado en el mercado laboral informal y cero en caso contrario. Por el lado de las variables independientes, se han considerado las mismas del modelo de MCO y se ha añadido el tipo de región, sector económico, y si el jefe(a) de hogar es subocupado y cuenta con uno o dos trabajos al momento de ser encuestado. La selección del modelo se ha efectuado después de realizar varias estimaciones, determinando el mejor con base a estadísticos de bondad de ajustes y criterios de información.

Debido a que los coeficientes del modelo probabilístico sólo indican el sentido de la relación entre las variables independientes y la probabilidad de que el individuo participe en el sector informal, es que se estiman los *efectos marginales* para conocer los cambios en las probabilidades de que ($Y=1/X_s$). En el caso de la formación, se observa que si el trabajador informal alcanza un año más de escolaridad, la probabilidad de participar en el mercado informal disminuye en 0.41 por ciento. Con respecto al sexo, se encuentra que los hombres tienen una mayor probabilidad de participar en el mercado informal en comparación con las mujeres, representando un cambio de 2.1%. En el caso de los distintos rangos de edad, como los que van de los 25 a 44 años y de 45 a 64 y aquellos de 65 años y más, registran una menor probabilidad de participar en la informalidad con respecto al segmento de los jóvenes. El rango de edad que registra un menor cambio en la probabilidad es el que se ubican entre los 45 y 64 años, (véase Cuadro 3).

Con relación al tamaño de establecimiento, los resultados indican que quienes laboran en microempresas establecidas, pequeñas, medianas y grandes empresas, tienen menos probabilidad de participar en el mercado informal, incluso quienes laboran en el sector gobierno. Ello indica que los trabajadores que tienen una mayor probabilidad de participar en la informalidad, son quienes se desempeñan en microempresas que no cuentan con un establecimiento fijo, pero que no necesariamente carecen de registros contables. Quienes laboran en medianas y grandes empresas, tienen un 7.68% y 6.32% menos de probabilidad de participar en la informalidad con respecto a las microempresas no establecidas que constituyen el establecimiento de referencia. El fenómeno de la informalidad en cierto sentido está relacionado con el hecho de que los trabajadores en promedio tengan menos nivel de formación y con el tipo de estructura empresarial (predominantemente microempresas no establecidas). El modelo Probit también permite conocer las diferencias de ingresos salariales por tipo de región socioeconómica. Por ejemplo, se aprecia que todas las regiones con excepción de la del *sureste* que comprende los estados de Campeche, Quintana Roo, Tabasco y Yucatán, tienen menos posibilidades de que los trabajadores participen en la economía informal con respecto a la región de referencia (*suroeste*) que comprende los estados de Chiapas, Guerrero y Oaxaca. Esto significa que en la mayoría del territorio nacional las condiciones para que la informalidad se incrementen son menores con respecto al espacio conformado por las tres entidades referidas y que justamente

son de las más pobres del país de acuerdo con el Consejo Nacional para la Evaluación de la Política Social, CONEVAL. En este sentido todo sugiere que hay una estrecha relación entre informalidad laboral y pobreza. Anotar que este último problema se encarga de medirlo justamente el CONEVAL bajo un enfoque multidimensional que captura no solo niveles de ingreso o de bienestar, sino también un conjunto de carencias sociales.

Específicamente la región sureste conformada por los estados de Campeche, Quintana Roo, Tabasco y Yucatán, tiene un 3.08% más de probabilidad que la del suroeste, de que los trabajadores participen en la economía informal. Este resultado específico sugiere que el fenómeno de la informalidad, no sólo se manifiesta en Estados con una fuerte vocación económica rural, sino también en aquellos casos que exhiben un mayor grado de desarrollo urbano y en donde la actividad del turismo es relevante, como es el caso de la región sureste que sin duda tienen un mayor grado de desarrollo económico que la región de referencia (suroeste). También es importante destacar que el desarrollo del sector turismo si bien genera efectos multiplicadores en las actividades de servicios y de producción, también puede estar emparejada con mayores procesos de informalidad laboral. En este sentido, es apremiante que en aquellos Estados en donde el turismo es relevante, se busquen mayores efectos positivos en la economía y el bienestar social a través de políticas activas de formalización del empleo. Con relación al resto de las regiones que registran una menor probabilidad de que su fuerza de trabajo participe en el sector informal en contraste con la región de referencia, el caso más destacable es la región centro sur, conformada por la Cd. De México, el Estado de México y Morelos, misma que tiene un 13.73% menos de probabilidad que la del suroeste, de que los trabajadores participen en la informalidad. Se infiere que es un espacio regional en donde la dinámica productiva está derivando en procesos de generación de empleo formal y en donde seguramente se han emprendido importantes esfuerzos locales en materia de formalización.

Con respecto a las ramas económicas en donde se labora, se observa que la *rama_7*, relacionada con el transporte, comunicaciones y almacenamiento, *rama_9* vinculada con los servicios sociales y *rama_8* de los servicios profesionales, financieros y corporativos; es en donde se tiene una menor probabilidad de que un trabajador participe en el sector informal, pues registran un cambio en la probabilidad de participación de 22.18%, 20% y 19.67% respectivamente, con respecto a la *rama_1* que es la de referencia y que comprende a la actividad de la agricultura, ganadería, silvicultura, caza

y pesca. También se encuentra que un trabajador sub-ocupado tiene un 5.64% más de probabilidad de participar en la informalidad, lo que significa que si el trabajador labora menos horas que las que establece la jornada laboral o no está satisfecho con su empleo primario y/o nivel de ingreso, puede encontrar ciertos incentivos para participar en la informalidad, procurando una actividad complementaria o sustituta. En esta misma tesitura, si un jefe(a) de hogar sólo cuenta con un trabajo, entonces existe un 3.03% más de probabilidad de que participe en la economía informal.

Después de exponer los resultados previos ahora se procede a estimar el modelo de ingresos salariales cuyos resultados se reportan en el segundo segmento del Cuadro 2. En principio se muestra que el parámetro λ o el inverso de la *razón de Mills*, es estadísticamente significativo, por lo que $H_0: \rho=0$, se rechaza, lo que significa que existe un problema de sesgo por autoselección muestral debido a una extracción de datos no aleatorios. Esto permite justificar la instrumentación metodológica en dos etapas, además se destaca que el valor de ρ igual a 0.81 es muy significativo. Si se observan los coeficientes de la regresión estimada y los de MCO (primer y segundo segmento del Cuadro 2), se podrá constatar que los coeficientes muestran cambios, lo que indica que el proceso de corrección es necesario para obtener estimaciones más confiables y precisas.

Los resultados apuntan que por cada año adicional de escolaridad, los ingresos de los trabajadores informales crecen en 1.18%. Además, las mujeres que participan en el mercado informal perciben con respecto a los hombres, 33.84% menos de ingreso al mes en promedio. Quienes se ubican dentro de un rango de edad de 25 a 44 años ganan 4.54% más que quienes están entre los 15 y 24 años. Sin embargo, quienes cuentan con una edad entre 45 y 64 y más de 65 años, ganan 4.41% y 27.09% menos que los trabajadores jóvenes. En el caso del tamaño de establecimiento, se encuentra que quienes laboran en una microempresa establecida ganan 4.61% menos que quienes laboran en microempresas sin establecimiento. En el resto de los tamaños de empresa se estima que los ingresos son superiores a los que perciben los trabajadores de microempresas sin establecimiento. Por ejemplo, en las pequeñas, medianas y grandes empresas, es un 9.44%, 14.86% y 18.74% más respectivamente. La diferencia salarial entre quienes laboran en micro-negocios sin establecimiento y quienes están empleados en el gobierno y organismos internacionales, también es favorable a estos últimos, pero inferior a la brecha que existe entre distintos tamaños de empresa.

CUADRO 2
RESULTADOS DE LA ECUACIÓN DE INTERÉS, TRABAJADORES INFORMALES

Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO

		Vector de variables dicotómicas por rango de edad					Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65..)	d(micro)	d-pequeño	d-mediano	d-grande	d-gobierno	d-otro	
Coef.	0.0172	-0.3512	0.0370	-0.1952	-0.0209	0.1409	0.2347	0.2705	0.1419	-0.1965	
T	17.62	-26.61	4.72	1.94	-7.83	-1.53	8.64	7.52	5.04	-10.65	
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroscedasticity Ho: Constant variance Chi2(12) = 712.54, Prob> chi2 = 0.0000											
		Método de Heckman, two-step (ecuación de interés)					Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65..)	d-micro	d-pequeño	d-mediano	d-grande	d-gobierno	d-otro	
Coef.	0.0118	-0.3384	0.0454	-0.0441	-0.2709	0.0944	0.1486	0.1874	0.0764	-0.1945	
Z	10.46	-24.02	2.26	-2.05	-9.87	-3.12	5.33	4.47	3.41	-9.88	
Mlls (lambda) = 0.4854, z=12.80 rho=0.8133 sigma=0.5969											

Fuente: Estimaciones propias obtenidas en STATA.

Se muestra que las estimaciones previas se han realizado para una muestra de trabajadores informales y que más allá de la corrección por sesgo, puede haber problemas de heterocedasticidad dada la naturaleza de los datos. Por ello, se realiza el test de *Breusch-Pagan / Cook-Weisberg* para diagnosticar si existe o no dicho problema. Los resultados muestran que la hipótesis nula de varianza constante se ha rechazado (véase Cuadro 2), existiendo de esta forma razones para realizar las estimaciones por cuartil. Sin embargo, antes de proceder también es recomendable que se realice una prueba formal sobre la igualdad de coeficientes para distintos valores de θ . En el Cuadro 4, se reportan los resultados para los coeficientes de las variables explicativas contemplando un nivel de confianza del 95%. Se puede afirmar que, para el primer, segundo y tercer cuartil de la muestra, la magnitud de los coeficientes difiere con excepción de dos variables, que son $d(\text{micro})$ y $d(\text{mediano})$. El test concluye que los coeficientes no difieren significativamente por cuartil. Sin embargo, se debe destacar que el resto de las variables sí muestra que el coeficiente es inestable para distintas submuestras de la distribución de los datos, lo que significa que es razonable instrumentar la metodología de la regresión cuantílica.

CUADRO 3
**CAMBIOS MARGINALES DEL MODELO PROBIT PARA
TRABAJADORES INFORMALES**

Variable	dy / dx	Z	Prob.
esc _i	-0.0041	-9.70	0.000
d_sexoi	0.0215	3.36	0.001
Vector de variables dicotómicas por rango de edad			
d(25-44)	-0.0419	-5.48	0.000
d(45-64)	-0.0922	-11.06	0.000
d(65 ...)	-0.0755	-6.05	0.000
Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento			
d-micro	-0.0156	-1.95	0.000
d-pequeño	-0.0372	-4.19	0.051
d-mediano	-0.0768	-4.81	0.000
d-grande	-0.0632	-2.53	0.012
d-gobierno	-0.5243	-19.85	0.000
d-otro	0.0182	1.78	0.075

continúa...

CUADRO 3
CAMBIOS MARGINALES DEL MODELO *PROBIT* PARA
TRABAJADORES INFORMALES (CONCLUSIÓN)

	Vector de variables dicotómicas por región socioeconómica		
d-noroeste	-0.0019	-0.19	0.853
d-noreste	-0.0133	-1.12	0.263
d-occidente	-0.0052	-0.49	0.627
d-oriente	-0.0400	-4.14	0.000
d-centrosur	-0.1373	-14.17	0.000
d-sureste	0.0308	2.77	0.006
centronorte	-0.0642	-6.63	0.000
	Vector de variables dicotómicas por sector de actividad econó-		
rama_2	-0.3027	-5.76	0.000
rama_3	-0.1611	-15.38	0.000
rama_4	-0.1367	-15.08	0.000
rama_5	-0.1904	-17.14	0.000
rama_6	-0.1881	-14.23	0.000
rama_7	-0.2218	-13.64	0.000
rama_8	-0.1967	-11.88	0.000
rama_9	-0.2001	-10.92	0.000
rama_10	-0.1878	-16.31	0.000
Subocupado _i	0.0564	8.14	0.000
trabajo _i	0.0303	3.75	0.000

LR chi2 (30)=1670.45, prob > chi2: 0.000. Pseudo R²: 0.1299. McFadden R2: 0.1298. Criterio de Akaike=0.6549. Criterio de Schwarz= 0.6689. Criterio de Hannan- Quinn= 0.6595. n= 17182

Fuente: Estimaciones propias obtenidas en STATA.

CUADRO 4
CONTRASTE DE IGUALDAD DE COEFICIENTES

Variable	Prueba de igualdad de coeficientes por θ_0 : [q25=q50=q75]
esc _i	[F=28.21 / prob.=0.0000]
d_sexoi	[F=10.50 / prob.=0.0000]
Vector de variables dicotómicas por rango de edad	
d(25-44)	[F=6.26 / prob.=0.00190]
d(45-64)	[F=27.46 / prob.=0.0000]
d(65 ...)	[F=37.82 / prob.=0.0000]
Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento	
d(micro)	[F=0.77 / prob.=0.46120]
d(pequeño)	[F=8.79 / prob.=0.00020]
d(mediano)	[F=1.97 / prob.=0.13950]
d(grande)	[F=8.99 / prob.=0.00010]
d(gobierno)	[F=8.14 / prob.=0.00030]
d(otro)	[F=12.84 / prob.=0.0000]

Fuente: Estimaciones propias obtenidas en STATA.

CUADRO 5
RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CUANTILICA CON CORRECCIÓN DE HECKMAN

Método de Heckman, two-step / Simultaneous quantile regression											
Cuartil [0.25], Pseudo R ² = 0.1438		Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento					Vector de variables dicotómicas por tamaño de establecimiento				
		cas por rango de edad					cas por rango de edad				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65-)	d(micro)	d(pequeño)	d(mediano)	d(grande)	d(gobierno)	d(otro)	d(otro)
Coef.	0.069	0.3692	0.0179	-0.1108	-0.4209	-0.0757	0.0153	0.0349	-0.0914	-0.0801	-0.2760
t	4.14	24.30	1.07	-5.42	-10.39	-5.50	0.94	1.07	-1.26	-1.93	-10.18
Mills (lambda) = 0.520, t=10.94											
Cuartil [0.50=mediana], Pseudo R² = 0.1195											
		cas por rango de edad					cas por rango de edad				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65-)	d(micro)	d(pequeño)	d(mediano)	d(grande)	d(gobierno)	d(otro)	
Coef.	0.0155	0.3141	0.0352	-0.0228	-0.1964	-0.0692	0.0378	0.0522	0.0508	0.0418	
t	8.83	21.83	2.14	-1.18	-7.77	-5.49	2.36	1.32	0.84	1.49	
Mills (lambda) = 0.3051, t=7.51											
Cuartil [0.75], Pseudo R² = 0.1194											
		cas por rango de edad					cas por rango de edad				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65-)	d(micro)	d(pequeño)	d(mediano)	d(grande)	d(gobierno)	d(otro)	
Coef.	0.0192	0.2836	0.0818	0.0485	-0.0787	-0.0555	0.0915	0.1068	0.4223	0.0861	
t	11.01	16.14	5.06	2.64	-2.97	-4.01	5.14	2.98	3.39	2.71	
Mills (lambda) = 0.3041, t=7.40											
Cuartil [0.99], Pseudo R² = 0.1138											
		cas por rango de edad					cas por rango de edad				
Variable	esc,	d(25-44)	d(45-64)	d(65-)	d(micro)	d(pequeño)	d(mediano)	d(grande)	d(gobierno)	d(otro)	
Coef.	0.0024	0.5437	0.3563	0.1546	-0.3242	0.1272	0.3790	0.8204	0.6104	0.2730	
t	0.48	5.63	2.65	1.10	-1.49	0.82	3.28	3.01	1.73	0.71	
Mills (lambda) = 0.8579, t=3.03											

Fuente: Estimaciones propias obtenidas en STATA.

Conviene recordar que en el caso del primer cuartil el 25% de los valores observados de Y_i quedan por debajo de q_1 , mientras que en el segundo cuartil el 50% de los datos son menores a q_2 , esto se corresponde con la denominada *regresión mediana*. En esta secuencia, para el tercer cuartil el 75% de los datos son inferiores a q_3 . La regresión cuantílica permite conocer la distribución condicional de los ingresos para diferentes niveles de las X_s según la ponderación que se establezca. En el caso de la variable escolaridad se visualiza que el efecto de acumular mayores años de estudio sobre los ingresos mensuales del jefe(a) de hogar es positivo, pues así lo revelan los coeficientes del cuartil q_1 , q_2 y q_3 (véase Cuadro 5). Específicamente si se observa el panel asociado a la variable escolaridad en la figura número 1, se puede notar que conforme el cuantil¹ es mayor, el coeficiente tiende a incrementarse. Por su parte, el comportamiento del estimador de MCO es contrastante, mismo que está expresado por la línea punteada (guiones extendidos). Se aprecia que conforme el cuantil aumenta, la anchura de la nube se acota, la cual refleja el intervalo de confianza del estimador cuantílico. Por tanto, se puede argumentar que el efecto de la escolaridad sobre los ingresos salariales por cuantil es positivo y creciente tanto para niveles de ingresos salariales bajos, intermedios y superiores de los trabajadores informales. No obstante, si se observan los coeficientes de la escolaridad para q_1 , q_2 y q_3 y q_4 en el Cuadro 5, se nota que para el último cuartil, hay una disminución del efecto de la educación sobre los ingresos, sin embargo, sigue siendo positivo y significativo.

Con relación a la variable sexo, la prueba de coeficientes por cuartil sugiere que la hipótesis nula de igualdad se rechaza, indicando que los coeficientes difieren para distintas submuestras de la distribución. En el panel de la Figura 1 correspondiente al sexo, se nota que los coeficientes son positivos para los distintos cuantiles, sin embargo, se manifiesta un descenso que revela que si bien los hombres, ganan más que las mujeres, esta brecha se reduce para cuantiles superiores o bien, para niveles de mayor ingreso. Un interpretación de los resultados anteriores, sugeriría que el cierre de la brecha salarial que se da entre hombres y mujeres que laboran en el sector informal, probablemente ocurra para el caso de trabajadores(as)

1 En la Figura 1 el eje de las abscisas está representado por la escala de los cuantiles. En el eje de las ordenadas se registra la escala para los valores de los coeficientes por cuantil y para el estimador de MCO. En dicha figura lo se reporta son los valores de cuantiles y en el Cuadro 5, de cuantiles.

que se desempeñan en establecimientos medianos y grandes en donde los niveles de ingreso y especialización son mayores. Además, en la parte baja de la distribución y en particular en lo correspondiente al primer cuartil, las mujeres ganan en promedio 36% menos que los hombres. Al ser una parte de la distribución asociada a bajos ingresos, se infiere que la desigualdad se manifiesta ante todo entre hombres y mujeres que se desempeñan en micro establecimientos. Al respecto, en el trabajo de Rodríguez, Ramos y Castro (2017), si bien, se utiliza otra metodología distinta a la del presente documento, así como diferentes años y muestra de estudio, también estudian al sector informal encontrando que la diferencia salarial desfavorece a las mujeres en dicho sector.

En lo concerniente al rango de edad de 25 a 44 años, se obtiene que el coeficiente es positivo en todos los cuantiles (véase cuadro 5). En forma desagregada si se analizan los cuantiles del panel correspondiente a dicha variables en la Figura 1, se constata que aunque existe diferencia en los coeficientes para cada submuestra de la distribución, estos convergen en torno al estimador de mínimos cuadrados ordinarios MCO, denotado por la línea discontinua. Una segunda particularidad, es que prácticamente todos los coeficientes se sitúan dentro del intervalo de confianza del estimador de MCO, denotado por la línea superior e inferior punteada. Lo anterior significa que quienes tienen una edad entre los 25 y 44 años ganan más que quienes tienen entre 15 y 24, siendo mayor la diferencia para el caso del cuarto cuartil, (véase Cuadro 5). Es decir, para niveles de ingreso elevados, los trabajadores informales que tienen una edad entre 25 y 44 tienen una mayor percepción de ingreso que los más jóvenes.

Para el rango de 45 a 64 años, también se observa que el coeficiente varía de manera notoria para el primer y segundo cuartil. Su signo es negativo, lo que significa que para niveles de bajos ingresos, quienes están en dicho rango, ganan menos que quienes tienen entre 15 y 24 años. El panel de la variable en la Figura 1, ilustra que conforme el cuartil aumenta los jefes de hogar de 45 a 64 años, ganan más que los jóvenes. Para quienes tienen una edad de 65 años o más, la prueba de igualdad de coeficientes también expresa un rechazo a la hipótesis de igualdad y las estimaciones denotan que para los cuatro cuantiles de la distribución, los trabajadores y trabajadoras informales de 65 años y más, ganan menos que el segmento de los jóvenes, siendo mayor la diferencia para niveles de ingreso superiores. La implicación que se deriva del análisis de la edad,

es que los jóvenes que se ubican entre los 15 y 24 años, ganan menos que quienes están en el intervalo de 25-44 años, muy probablemente porque poseen un menor nivel de experiencia laboral que a su vez, puede estar dificultando su proceso de inserción al mercado formal y terminan optando por participar en pequeños establecimientos informales o de otro tamaño, en donde existen condiciones de discriminación o bien de mayor precariedad laboral. En este sentido, siempre es importante que existan políticas laborales orientadas a facilitar el proceso de inserción de los jóvenes en un marco en donde se busque fortalecer la experiencia de la nueva fuerza de trabajo a través de programas de capacitación bien articulados por parte de la comunidad empresarial.

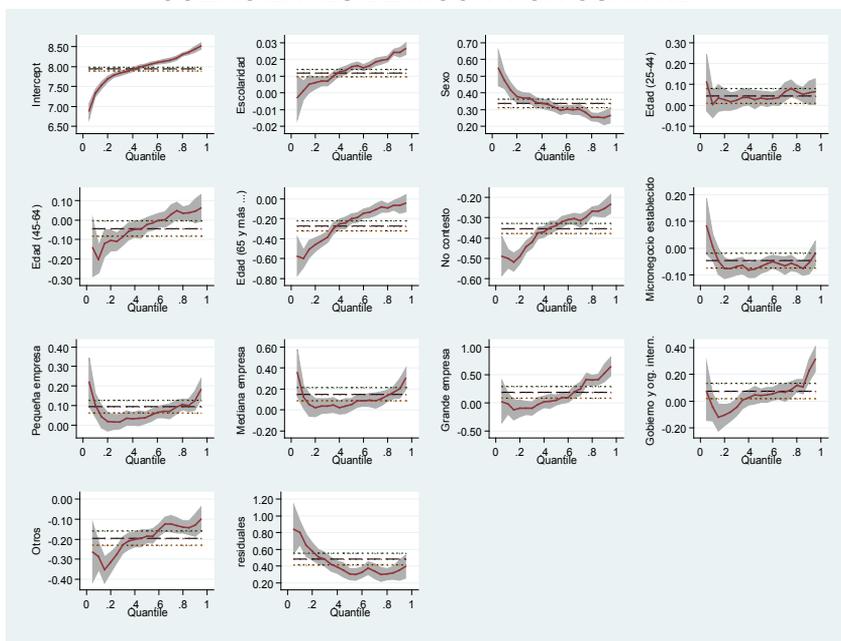
Respecto al tamaño de establecimiento, la prueba de igualdad indica que en el caso del coeficiente que expresa a las microempresas establecidas y las pequeñas empresas, no difieren por cuartil. Los resultados reportados en el Cuadro 5, muestran que el coeficiente de las microempresas establecidas es negativo en los tres cuartiles, lo que representa que un jefe(a) de hogar que labora en estos establecimientos gana menos que quien labora en una microempresa no establecida. En cuanto a las pequeñas empresas, el coeficiente es positivo apuntando que ganan más los que laboran en este tipo de establecimiento que si se ocuparan en una microempresa sin establecimiento. Observando el panel correspondiente a microempresas establecidas, es evidente que no hay diferencia significativa en los coeficientes por cuartil. Con excepción de los primeros cuantiles, en general los coeficientes se sitúan dentro de la banda de confianza del estimador de MCO, además tienden a ser negativos, siendo congruente el resultado con lo reportado en el Cuadro 5 para $q1$, $q2$ y $q3$.

Referente a las pequeñas empresas el coeficiente para $q1$, $q2$ y $q3$, es positivo y no difieren significativamente (véase Cuadro 5). En el panel correspondiente se detecta que son positivos, pero no exhiben una notoria estabilidad, además no se sitúan dentro de la banda de confianza del estimador de MCO. De hecho, para el tercer y cuarto cuartil, el coeficiente se incrementa de manera importante. Todo apunta a que quienes laboran en pequeñas empresas ganan más que quienes se ocupan en microempresas sin establecimiento, la diferencia tiende a ampliarse para los cuantiles extremos. La brecha salarial entre quienes laboran en una microempresa no establecida y una pequeña empresa, es razonablemente estable para los rangos de ingresos intermedios.

En referencia a las medianas empresas los coeficientes para el $q1$, $q2$ y $q3$, son significativamente diferentes y positivos, dando cuenta de que quienes trabajan en establecimientos medianos, perciben ingresos superiores a los que reciben los trabajadores de microempresas no establecidas. La brecha salarial se amplía conforme se pasa del primer cuartil al segundo cuartil de la distribución, presentándose lo mismo al transitar del segundo al tercer. Al revisar el panel de la variable de medianas empresas, se visualiza que los coeficientes por cuartil no se asemejan al estimador de MCO ni se ubican dentro de su banda de confianza. También se detecta que para niveles de ingreso bajos y superiores que son los extremos, los jefes de hogar que laboran como informales en medianas empresas, ganan mucho más que quienes laboran como informales en microempresas no establecidas, las diferencias se acotan para niveles de ingreso intermedios.

Con relación a las grandes empresas, la prueba de igualdad de coeficientes indica que son significativamente diferentes a lo largo de la distribución de los ingresos, lo cual se puede constatar en el panel correspondiente, pues no proyectan una estabilidad. Para el segundo y tercer cuartil el coeficiente es positivo y particularmente en $q3$ es muy superior. Al observar el panel de la Figura 1, se nota que el coeficiente para todos los cuantiles es creciente y positivo, con excepción de un rango Inter cuartil inferior, para el cual el coeficiente es negativo. Este resultado es particularmente interesante, pues se constata que para rangos de ingresos bajos, quienes laboran en microempresas no establecidas, reciben ingresos que son superiores a los que perciben trabajadores de grandes empresas. Sin embargo, en la medida que se van tomando niveles de ingresos superiores en la distribución, la situación se revierte en forma permanente. Por tanto, entre más grandes sean los niveles de ingreso en la distribución de los datos, quienes laboran como informales en las grandes empresas, ganan muy por arriba de quienes laboran también como informales pero en microempresas no establecidas. En general se encuentra que las diferencias de ingreso son más marcadas entre microempresas no establecidas y las grandes empresas, pero también entre trabajadores de microempresas y aquellos que se desempeñan en el sector gobierno y organismos internacionales, dos sectores que en principio no se asocian a actividades empresariales sino más bien a asuntos de la administración pública.

FIGURA 1
COEFICIENTES DE MCO Y POR CUANTIL



Fuente: Estimaciones realizadas en STATA con base a datos de INEGI.

5. CONCLUSIONES

A lo largo del documento se han realizado distintas estimaciones como parte de una estrategia de tratamiento de los datos. Se ha encontrado que conforme se incrementa el grado de formación escolar del individuo, puede disminuir la probabilidad de participar en la economía informal. Además, las mujeres con respecto a los hombres tienen una menor probabilidad de acceder a un empleo informal, aun cuando posiblemente buscan empleos con mayor nivel de flexibilidad y dado su rol con el cuidado de los hijos. Desde la perspectiva de la estructura empresarial, las microempresas son las que registran la mayor probabilidad de que un jefe(a) de hogar sea informal. En este sentido, cualquier estrategia de formalización debería estar

dirigida fundamentalmente hacia este segmento, a partir de un conjunto de incentivos fiscales, mayor accesibilidad al crédito y de asesoría técnica y legal especializada acorde al marco normativo vigente en cada región. Fortalecer estos rubros y la capacidad de acumulación de activos fijos puede derivar en un mejoramiento de la productividad laboral en forma gradual y en una expansión de los mercados para los bienes y/o servicios que se producen y ofrecen.

En términos de los espacios regionales, se encuentra que todas las regiones socioeconómicas tienen una menor probabilidad de que su fuerza de trabajo sea informal con respecto a la región suroeste que es la de referencia y que está conformada por los estados de Chiapas, Guerrero y Oaxaca, que justamente son las entidades más pobres del país y las que registran las mayores tasas de informalidad laboral. Por ejemplo, en el tercer trimestre de 2018, Chiapas reportó una tasa de informalidad de 78.5%, Guerrero 78.2% y Oaxaca 82.1%, de acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, INEGI. Los resultados sugieren que la única región que reporta una probabilidad de que su fuerza de trabajo participe en el sector informal por encima de la región de referencia, es la del sureste que está integrada por los estados de Campeche, Quintana Roo, Tabasco y Yucatán. Se puede afirmar que el fenómeno de la informalidad no sólo se asocia fuertemente a regiones pobres y con una fuerte dinámica rural como la del suroeste, sino también a regiones más prósperas en donde existe un mayor desarrollo urbano, infraestructura pública y mayor actividad turística. De acuerdo con cifras del mismo INEGI, Campeche, Tabasco y Yucatán también reportan cifras elevadas de informalidad y en menor medida Quintana Roo. Si bien son menores a las de la región suroeste, sí exceden las tasas de informalidad de la mayoría de las entidades federativas. Habría que considerar que el resultado anterior arroja el modelo de decisión probit, que además de considerar a las regiones, también incluye otras variables como el sexo, la educación, rangos de edad, tamaños de establecimiento, ramas económicas y la condición de la subocupación, por lo que se considera una especificación econométrica extendida. Al ser la región sureste un espacio territorial importante para el turismo nacional e internacional con fuerte capacidad para generar empleos, probablemente podría estar ocurriendo que los procesos de reclutamiento de personal ocupado se estuvieran dando bajo esquemas de informalidad laboral, una situación que en última instancia se refleja en las estadísticas de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo que aplica el INEGI.

Si bien existen incentivos para incrementar el nivel de estudios y su calidad, en virtud de que ello puede mermar la decisión de participar en la informalidad, también es imprescindible que en el mercado laboral se resuelvan los problemas estructurales que no permiten generar empleo formal, es necesario que se recuperen las sendas de crecimiento económico y se fortalezca el mercado interno, de lo contrario seguirá prevaleciendo una dinámica de *escape* hacia el sector informal, debido a que es una salida cuando los costos de los procesos de búsqueda de empleo formal se incrementan y no se cumplen las expectativas en términos de vacantes. Si además se considera que las necesidades de subsistencia se pueden profundizar, entonces, el panorama es que el sector informal se engruese tal como lo revelan las mediciones de la ENOE.

También se prescribe que la diferencia de ingreso por razón de género es realmente importante, lo que indica que aún existe un problema de desigualdad que es necesario explicar desde distintas aristas y no sólo desde la perspectiva de habilidades o capacidades. Si bien, la participación de la mujer en el mercado laboral aún enfrenta rezagos debido en parte a su rol en el hogar, también es cierto que es un segmento que ha ido fortaleciendo su presencia en los centros de trabajo y en los procesos de toma de decisiones en distintos ámbitos de la vida pública, social y empresarial. También se puede concluir que la brecha salarial entre establecimientos de distinto tamaño es muy marcada, ello debe alentar la idea de que es urgente impulsar el desarrollo microempresarial pensando no únicamente en reanimar su potencial productivo y competitivo, sino también en el campo de las relaciones laborales, procurando una mejora en la calidad del empleo. Además es necesario que las microempresas trasciendan el *umbral* de la supervivencia de corto plazo y operen bajo enfoques de planeación estratégica. El fomento de un emprendedurismo activo es crucial, ya que puede ayudar a generar nuevos puestos de trabajos y fomentar el autoempleo. Estos esfuerzos se deben de dar en el marco de esquemas de formalización que conlleven a resultados exitosos, lo que requiere que permanentemente se analicen indicadores de desempeño productivo, financiero, comercial y laboral, pues una estrategia de formalización implica que permanentemente sea evaluada en el tiempo y en los diversos espacios locales y regionales.

La estimación por cuantiles refrenda que la escolaridad tiene un efecto positivo y persistente en los ingresos, siendo más notorio su impacto en la parte superior de la distribución de los salarios. Los hombres perciben un

ingreso mayor, pero interesantemente la desigualdad se reduce conforme el cuantil se aproxima a 0.99. Los jefes de hogar que oscilan entre los 45 y 64 años ganan menos que los que tienen entre 15 y 24, sin embargo, en intervalos de ingresos superiores la condición se revierte. En el caso de quienes cuentan con 65 o más años, se tiene que para niveles bajos de ingreso y superiores, perciben menos y más respectivamente que los jóvenes. Quienes trabajan en microempresas no establecidas ganan más que quienes laboral en el mismo tipo de empresa pero con establecimiento fijo. Quienes se ocupan en pequeñas y medianas empresas perciben mayores ingresos para cuantiles inferiores, pero disminuye el diferencial hasta volverse creciente en los cuantiles superiores. En lo que concierne a las grandes empresas, no se presenta dicha ciclicidad como ocurre con las pequeñas y medianas empresas, pues el diferencial además de ser positivo es sistemáticamente creciente. En este sentido Garza y Quintana (2014), encuentran con respecto al tamaño de establecimiento que las diferencias en los salarios son más elevadas en los cuantiles superiores, lo que va en la dirección de los resultados obtenidos, precisando que en este trabajo, el objeto de estudios sólo los trabajadores informales.

Se debe entender que el fenómeno de la desigualdad salarial, no se explica exclusivamente por los atributos socioeconómicos del jefe(a) de hogar, sino también por elementos de demanda como el tipo de sector y tamaño del establecimiento, lo que es concordante con lo establecido en la introducción del trabajo. Finalmente, debe procurarse que los niveles de especialización, formación escolar y desarrollo de habilidades, se fomenten de manera transversal, pues son elementos que pueden ayudar a reducir las brechas de ingreso en la medida que las empresas indistintamente de su tamaño, mejoren su productividad y se vuelvan más eficientes. Las empresas deben enfrentar un proceso evolutivo y trascender en su tamaño a partir de una visión de largo plazo que comprometa esfuerzos inmediatos y graduales acompañados de políticas públicas en el plano de lo local y regional. Un buen enfoque en el desarrollo empresarial es fomentar las actividades productivas locales de acuerdo a su propias características pero también, procurando impulsarlas en el marco de los planes de desarrollo nacional y regional trazados por cada gobierno federal.

BIBLIOGRAFÍA

- BORRAZ F. y ROBANO C., (2010): "Brecha salarial en Uruguay", *Revista de Análisis Económico*. Vol. 25, núm.1, pp. 49-77.
- CHÁVEZ J. y SÁNCHEZ O., (2008): "Rentabilidad de la educación en México y en el Estado de Guanajuato", *Acta Universitaria*, Vol. 18, núm.1, enero-abril, 27 – 32.
- CASTRO D. y MORALES S., (2011): "Evolución de la desigualdad salarial regional, en México, 1994-2003", *Frontera Norte*, Vol. 23. Núm. 45, enero – junio, 35 -66.
- DE LA LUZ C. y DÍAZ E., (2010): "Dispersión del ingreso y demanda de educación media superior y superior en México", *Análisis Económico*, Vol. XXV, núm. 58, primer cuatrimestre, 99-122.
- DE SOTO, H., (2009). *The Other Path*. New York, Harper & Publishers.
- FUENTES J., PALMA A. y MONTERO R., (2005): "Discriminación salarial por género en Chile: una mirada global", *Estudios de Economía*, Vol. 32, núm. 2, pp.133-157.
- GARZA B. y QUINTANA L., (2014): "Determinantes de la desigualdad salarial en las regiones de México: 2005-2010. Una visión alternativa a la teoría del capital humano", *Paradigma Económico*, año 6, núm. 1, enero-junio, 33-48.
- GHIARA R. y ZEPEDA E., (2004): "México: las crecientes diferencias salariales por tipo de industrial", *Comercio Exterior*, enero, 48 – 60.
- GROISMAN F., (2014): "Empleo, salarios y desigualdad en Argentina: análisis de los determinantes distributivos", *Problemas del Desarrollo*, 177 (45), abril-junio, pp. 59-86.
- HECKMAN J., (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* Journal of the Econometric Society, (47), 153-161.
- HECKMAN J., (1990): "Varieties of selection bias". *American Economic Review*, 80, 313 – 318.
- INEGI. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, (2016): *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, cuarto trimestre*. Versión Microdatos.
- KOENKER R. y BASSETT G., (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, Vol. 46, no. 1, January, 33 -50.
- KOENKER R. y HALLOCK F., (2001): "Quantile regression", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, num. 4, fall, 143-156.
- KOENKER R. y XIAO Z., (2002): "Inference on the quantile regression process", *Econometrica*, Vol. 70, No. 4, July, 1583-1612.
- MEZA L., (2005): "Mercados laborales locales y desigualdad salarial en México", *El trimestre económico*, Vol. LXXII(1), núm. 285, enero –marzo, 133-178.
- MARTÍNEZ L., (2003): "Estudio de la brecha salarial entre hombres y mujeres de México, 1994-2001", Serie, *Documentos de Investigación*, Secretaría de Desarrollo Social, SEDESOL, pp. 1 – 41.
- OIT. Organización Internacional del Trabajo, (2016): "La desigualdad salarial en el lugar de trabajo, Informe mundial sobre salarios 2016/2017", *Oficina Internacional del Trabajo, Ginebra*, primera edición, 1 – 135.
- OECD. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, (2017): "Estudios económicos de la OCDE-México", *Estudios Económicos, OCDE*, enero, 1 – 53.
- OTERO J. y SÁNCHEZ B., (2012): "Regresión Cuantílica: estimación y contrastes", Instituto L.R. Klein-Centro Gauss, Universidad Autónoma de Madrid, *Documento de Trabajo*, núm. 21, abril, 1 – 28.
- PERRY, G., W. F. MALONEY, O. S. ARIAS, P. FAJNZYLBER, A. MASON Y J. SAAVEDRA, (2007), *"Informalidad: escape y exclusion"*, Banco Mundial, Washington, D. C.

- PALACIO J.I y SIMON H., (2006): "Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España", *Estadística Española*, vol. 48, núm. 163, 493-524
- POSSO M., (2010): "Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación postsecundaria", *Desarrollo y Sociedad*, segundo semestre, pp. 65-113.
- RODRÍGUEZ-OREGGIA E., LIMA M. y VILLALPANDO A., (2006): "La informalidad en México: decisiones y premios salariales en la curva de ingreso". *Comercio Exterior*, Vol. 56, núm. 2, febrero, 114-121.
- RAMÍREZ M., (2004): "Desigualdad salarial y desplazamiento de la demanda calificada en México, 1993-1999", *Trimestre Económico*, Vol. LXXI(3), núm. 283, julio-septiembre, pp. 625-680.
- RODRÍGUEZ PEREZ R., (2018): "Brecha salarial por género en México: desde un enfoque regional, según su exposición a la apertura comercial 2005 - 2015", *néo-sis*, Vol. 27, núm. 54, julio - diciembre, pp. 19 - 38.
- RODRÍGUEZ PÉREZ R., RAMOS LOBO R. Y CASTRO L. D. (2017). Brecha salarial por género en los mercados de trabajo público y privado en México (2005-2014). *Panorama Económico*, vol. 25, núm. 2, abril - junio, pp. 150-172.
- TATEI F. y CACCIAMALI M., (2013): "Género y salarios de la fuerza de trabajo calificada en Brasil y México", *Revista Problemas del Desarrollo*, 172 (44), enero - marzo, 53 -79.
- VEGA P., SANTERO R., CASTRO B. y GÓMEZ N., (2016): "Participación femenina en puestos directivos y desigualdad salarial. Un análisis en el mercado laboral español", *Estudios de Economía Aplicada*, Vol. 34 núm.1, pp. 155-178.
- WOOLDRIDGE J., (2010): *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*, CENGAGE, Learning, cuarta edición, 1 - 849.