



EL COLEGIO DE MÉXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA**

**EL COSTO DE LA INFORMALIDAD PARA LAS MUJERES
CASADAS EN MÉXICO: UN ANÁLISIS CON DIFERENCIALES
SALARIALES COMPENSATORIOS**

ANA KAREN MARTÍNEZ GARZA

PROMOCIÓN 2018-2020

ASESORA:

DRA. LAURA JUÁREZ GONZÁLEZ

SEPTIEMBRE 2020

Agradecimientos

Quiero agradecer encarecidamente a mi tutora, la Dra. Laura Juárez González, por todo el apoyo que me brindó y por sus valiosas aportaciones durante clases, reuniones y llamadas durante la elaboración de este trabajo de investigación.

Agradezco a El Colegio de México por brindarme todos los recursos y las herramientas que fueron necesarios para concluir satisfactoriamente mis estudios de posgrado.

Gracias a toda mi familia por su apoyo incondicional. Mi abuela, mi mamá y mi hermana son mi inspiración, mi motor y mi soporte. A ellas dedico esta tesis.

Gracias a Alejandro por su amor y su compañía.

Resumen

Este trabajo de investigación realiza un análisis de los diferenciales salariales compensatorios entre las mujeres casadas que cumplen jornadas laborales completas en empleos formales y las mujeres con características comparables empleadas en trabajos informales en México. Usando el método de variables instrumentales se encuentra el efecto de la condición de formalidad laboral de las mujeres de la muestra sobre su salario por medio de dos modelos distintos. El primer modelo considera dos variables instrumentales: el estado sindical del esposo y el tamaño de la empresa en la que él labora; el segundo, toma solamente un instrumento: el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo. Los resultados obtenidos a partir de las estimaciones señalan la existencia de un premio a la formalidad que se contrapone a la teoría de los diferenciales compensatorios.

Contenido

I. Introducción	3
II. Revisión de literatura	6
i) El modelo teórico de los diferenciales compensatorios	7
a) Supuestos	7
c) Oferta de trabajo	9
d) Tecnología y elección de la empresa	10
e) Demanda de trabajo	10
f) Equilibrio	11
ii) Evidencia empírica	13
III. Aplicación del modelo	18
IV. Datos	22
V. Estimación y resultados	24
VI. Conclusiones	30
VII. Referencias bibliográficas	33

I. Introducción

La informalidad es uno de los problemas más importantes de México debido a que genera empleos de baja productividad, disminuye la capacidad de recaudación, restringe el gasto público y, consecuentemente, limita el desarrollo económico. En el país, la tasa de informalidad laboral es del 56% (INEGI, 2020), lo que significa que más de la mitad de la población ocupada carece de prestaciones de seguridad social que incluyen atención médica gratuita, seguros contra enfermedades, maternidad, riesgos de trabajo, seguros de invalidez y vida, opciones de ahorro para el retiro, entre otros beneficios como guarderías y créditos de vivienda y consumo.

La diferencia entre un trabajador formal y uno informal en México es que el formal realiza una contribución a la seguridad social a cambio de un paquete de prestaciones o complementos al salario, mientras que el trabajador informal no realiza ningún tipo de contribución y por lo tanto no recibe estos beneficios.¹ Con base en esta segmentación laboral, el presente trabajo de investigación realiza un análisis de los diferenciales salariales compensatorios entre las mujeres casadas en México que tienen un trabajo formal y las que tienen un empleo informal.

La estrategia empírica aquí desarrollada sigue muy de cerca el trabajo de investigación “*Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits?*” de Olson (2002), en el cual se calcula el diferencial salarial entre mujeres estadounidenses casadas que tienen seguro de salud provisto por su empleador y mujeres que no cuentan con esa protección. Olson (2002) estima el diferencial salarial compensatorio mediante una regresión hedónica de salarios y dos variables instrumentales para la variable endógena, la cual indica la cobertura de seguro de salud de las mujeres de la muestra. Las variables instrumentales de Olson (2002) son el tamaño de la empresa en la que labora el esposo y su estado sindical.

¹ La contribución la realizan tanto el trabajador como por el empleador. El empleador registra al trabajador ante el IMSS y es el gobierno quien provee el paquete de prestaciones.

Los estimadores de Olson (2002) arrojan estimadores potencialmente sesgados, como el mismo autor señala, a causa de un problema de emparejamiento selectivo. El presente trabajo de investigación propone un instrumento alternativo que pretende superar este problema de sesgo. El instrumento propuesto es el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo, el cual es ocasionado por un operativo contra la informalidad realizado por la Secretaría del Trabajo (STPS) y el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) en enero de 2017.

Por lo tanto, la contribución de este trabajo consiste en realizar un análisis de los diferenciales salariales compensatorios en México, entre las mujeres casadas que cumplen jornadas laborales completas en empleos formales y las mujeres con características comparables empleadas en trabajos informales. Para ello, realizo dos estimaciones de una regresión hedónica de los salarios sobre la situación de formalidad o informalidad laboral de una mujer de la muestra y, utilizando variables instrumentales, calculo el efecto de la formalidad sobre los salarios del grupo estudiado.

En la primera estimación realizo un análisis utilizando las variables instrumentales de Olson (2002); en la segunda, realizo un análisis utilizando únicamente como instrumento el cambio en la tasa de formalidad en la que labora el esposo. Un primer hallazgo es que, en el contexto aquí estudiado, los instrumentos de Olson no cumplen la condición de exogeneidad y, por lo tanto, el estimador que se obtiene de la regresión correspondiente, es positivo, sesgado y no significativo. Otro hallazgo importante es que aun cuando el instrumento que propongo supera, al menos teóricamente, el problema de sesgo que presentan los instrumentos de Olson (2002), las pruebas para instrumentos débiles indican que el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo de una mujer de la muestra no es un instrumento fuerte y, por lo tanto, el signo de su efecto y la magnitud deben ser interpretados cautelosamente.

Los resultados generales obtenidos a partir de las estimaciones señalan la existencia de un premio salarial a la formalidad que se contrapone a la teoría de los diferenciales compensatorios. Este hallazgo puede atribuirse, por un parte, a distorsiones en los incentivos y en las preferencias de las trabajadoras, las cuales podrían ser originadas por la presencia de sustitutos de los servicios de salud como el seguro popular, guarderías privadas de bajo costo,

atención gratuita barata, etcétera (Levy, 2010), que en conjunto causan que el paquete de prestaciones derivadas de la formalidad no tenga valor para las trabajadoras de la muestra.

Por otra parte, la condición de formalidad laboral abarca una serie de atributos adheridos a los trabajos que pueden hacer que en conjunto la formalidad no resulte atractiva para todas las trabajadoras, a pesar de las prestaciones sociales. Algunas trabajadoras, por ejemplo, podrían valorar más la flexibilidad de horario o la repetitividad de operaciones laborales, mientras que otras podrían ser indiferentes a ciertos niveles de exposición al riesgo. En este contexto, donde la formalidad no tiene valor para algunas trabajadoras y donde cada trabajadora labora en donde desea, la informalidad no necesariamente tendría que ser compensada salarialmente, lo que podría dar lugar a premios salariales a la formalidad tal como se encuentra en este trabajo de investigación.

Este trabajo está dividido en seis secciones. La primera sección corresponde a la presente introducción. La segunda sección contiene la revisión de literatura referente a la teoría de los diferenciales compensatorios que, por una parte, expone el modelo teórico de los diferenciales compensatorios y, por otra parte, muestra la evidencia empírica de investigaciones similares al presente trabajo en distintos países. La tercera sección muestra detalladamente la aplicación del modelo teórico para analizar los diferenciales salariales compensatorios entre las mujeres casadas empleadas en trabajos formales y las empleadas en trabajos informales. En la cuarta sección se describen los datos usados para la estimación del modelo. La quinta sección contiene las estimaciones y los resultados. Finalmente, en la sexta sección se presentan las conclusiones.

II. Revisión de literatura

De acuerdo con la teoría de diferenciales compensatorios, en condiciones de equilibrio entre la oferta y la demanda de trabajo, los trabajadores que reciben beneficios complementarios al trabajo más generosos reciben un salario más bajo que los trabajadores comparables que no reciben tales beneficios (Rosen, 1986). Estos beneficios complementarios pueden ser prestaciones de seguridad social como la atención médica gratuita, opciones de ahorro para el retiro o créditos para la vivienda o atributos deseables del trabajo como la flexibilidad de horario, la baja exposición al riesgo o la facilidad de las tareas laborales.

En el caso particular donde existe una segmentación del mercado laboral entre formal e informal, los trabajadores deciden en qué tipo de trabajos laborar de acuerdo con sus preferencias hacia los beneficios derivados de la formalidad. En México, la diferencia entre un trabajador formal y uno informal es que el trabajador formal recibe un paquete de prestaciones o complementos al salario a cambio de una contribución a la seguridad social, mientras que el informal no realiza ningún tipo de contribución y, por lo tanto, no recibe estos beneficios que incluyen atención médica gratuita, seguros contra enfermedades, maternidad, riesgos de trabajo, seguros de invalidez y vida, opciones de ahorro para el retiro, así como otros beneficios como guarderías y créditos de vivienda y consumo.

Así, los trabajadores que tienen mayor preferencia por estas prestaciones de seguridad social buscarán emplearse en empresas e instituciones que ofrecen empleos formales, mientras que, quienes presentan menor preferencia por estos beneficios trabajarán en empleos sin prestaciones si reciben una compensación salarial que los deje, al menos, indiferentes a laborar en un empleo formal.

Por su parte, las empresas formales buscarán emplear a quienes les resulte más atractivo el paquete de beneficios ligados a la formalidad laboral y las empresas informales emplearán a los individuos que presenten menor desagrado ante la ausencia de prestaciones, por lo que, en equilibrio, se emparejarán perfectamente los trabajadores con preferencias hacia la informalidad con empresas cuyos costos de formalización sean mayores que la

compensación salarial que les tendrían que otorgar por privarlos del paquete de beneficios de la formalidad.

En la práctica, asumiendo que la condición de formalidad es un atributo deseable en un trabajo, el cumplimiento de esta teoría implicaría la existencia de una relación negativa entre el salario y la condición de formalidad de los trabajadores; no obstante, la mayoría de las investigaciones empíricas no han logrado encontrar resultados contundentes que sostengan la teoría de los diferenciales compensatorios.

i) El modelo teórico de los diferenciales compensatorios

El modelo teórico presentado a continuación es una versión resumida del modelo de Rosen (1986), desarrollado en el capítulo 12 del libro *Handbook of Labor Economics*, volumen 1.

a) Supuestos

Este modelo supone un mercado de trabajo que funciona bajo condiciones de competencia perfecta, en el cual los precios se ajustan para alcanzar el equilibrio de mercado. Cada uno de los empleos que ofrecen las empresas está vinculado a un paquete de atributos, los cuales pueden incluir prestaciones, flexibilidad de horario, exposición al riesgo, entre otros. Los trabajadores, por su parte, tienen preferencias heterogéneas por estos atributos y son, por supuesto, igualmente productivos.

En el mercado, los trabajadores venden sus servicios laborales y simultáneamente compran los atributos de sus trabajos. Las empresas compran los servicios y las características de los trabajadores y venden los atributos de los empleos ofrecidos en el mercado. En un contexto con información perfecta dada, las empresas y los trabajadores son capaces de tomar decisiones privadas óptimas y sus elecciones generan la oferta y la demanda de cada tipo de trabajo. En equilibrio, el mercado asigna determinados trabajadores a

determinadas empresas y el salario incorpora el pago por servicios laborales y el pago –o cobro– por los atributos del trabajo.

En los términos del modelo de Rosen (1986), existen dos tipos de trabajos: los que ofrecen un determinado atributo ($D = 1$) y los que no lo ofrecen ($D = 0$). Los salarios que se pagan son w_0 para $D = 0$ y w_1 para $D = 1$.

b) Preferencias y elección del consumidor

Los trabajadores tienen preferencias sobre dos tipos de bienes: los bienes de consumo C y el atributo del trabajo D . Las preferencias de los trabajadores están representadas por una función de utilidad $U(C, D)$, donde $U_C > 0$ y $U_D \leq 0$, por lo que $U(C, 0) \geq U(C, 1)$, lo que implica que el atributo es negativo o representa una desventaja del trabajo.

Sea C_0 el consumo cuando $D = 0$, se define C^* como el consumo requerido para alcanzar la misma utilidad con $D = 1$ tal que $U(C^*, 1) = U(C_0, 0)$.

Sea Z la variación de consumo compensatoria requerida para que el trabajador sea indiferente entre el trabajo con $D = 1$ y el trabajo con $D = 0$: $Z = C^* - C_0 \geq 0$.

Se define Δw como el diferencial de salarios de mercado: $\Delta w = w_1 - w_0$.

En condiciones de competencia perfecta, el trabajador toma Δw como dado y elige el trabajo con $D = 1$ si $U(\Delta w + C_0, 1) > U(C_0, 0)$, lo que implica que se cumple:

$$\Delta w + C_0 > C^*$$

$$\Delta w > C^* - C_0$$

$$\Delta w > Z$$

Es decir, el diferencial de salarios del mercado debe ser mayor a la variación de consumo compensatoria que deja indiferente al trabajador al elegir $D = 1$ o $D = 0$. Si $\Delta w = Z$, entonces el trabajador decide $D = 1$ o $D = 0$ lanzando una moneda al aire.

c) Oferta de trabajo

Normalizando la fuerza laboral a 1 y considerando que los trabajadores pueden elegir $D = 1$ o $D = 0$, las condiciones que caracterizan a la oferta de mercado son $\Delta w > Z$ y $\Delta w < Z$. Cabe mencionar que Δw es el igual para todos los trabajadores y lo determina el mercado, mientras que Z depende del gusto personal de cada individuo.

Sea $Z \sim G(Z)$ y $g(Z)$ es la función de densidad de Z .

La oferta de trabajo para $D = 1$ es: $N_1^S = \int_0^{\Delta w} g(Z) dZ = G(\Delta w) = Prob(Z < \Delta w)$.

La oferta de trabajo para $D = 0$ es: $N_0^S = 1 - G(\Delta w)$.

La Figura 1 ilustra la oferta de trabajo para un nivel dado de Δw . Por los supuestos del modelo se sabe que los trabajadores que quieren trabajar en $D = 1$ pueden hacerlo libremente –y lo mismo para $D = 0$, por lo que se ubicarán en estos trabajos de acuerdo con el nivel de desagrado por el atributo negativo. Los trabajadores que eligen $D = 1$ tienen menor desagrado por el atributo negativo, por lo que necesitan una compensación Z menor respecto a los que eligen $D = 0$. En esta figura, el diferencial salarial no es suficientemente alto para los que tienen alto desagrado por el atributo, de manera que no eligen el empleo con $D = 1$.

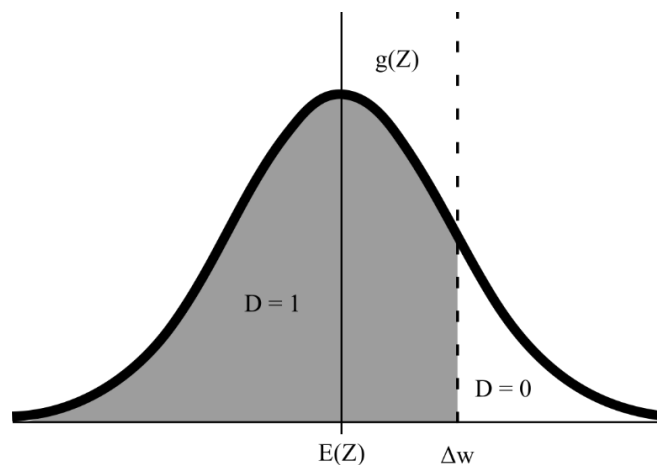


Figura 1. Distribución de la oferta de trabajo dado un diferencial salarial (Rosen, 1986)

d) Tecnología y elección de la empresa

Se supone que las empresas ofrecen un bien x cuyo precio está normalizado a 1. El atributo D está relacionado con la producción del x . Las empresas eligen el tipo de empleo a ofrecer, ya sea $D = 0$ o $D = 1$. La función de producción tiene la forma:

$$x = a_1 L \quad \text{si } D = 1$$

$$x = a_0 L \quad \text{si } D = 0$$

Se define $B = a_1 - a_0$, como el costo marginal por trabajador de ofrecer un empleo con $D = 0$. Suponiendo $B > 0$, se tiene que la empresa no tiene que gastar recursos adicionales si $D = 1$.

Sea Δw el costo laboral marginal por trabajador de proporcionar trabajos sin el atributo negativo, entonces la empresa ofrece:

$$D = 1 \text{ si } B > \Delta w$$

$$D = 0 \text{ si } B < \Delta w$$

e) Demanda de trabajo

Sean $B \sim F(B)$ y $f(B)$ la función de densidad de B .

La demanda de trabajo para $D = 1$ es: $N_1^d = \int_{\Delta w}^{\infty} f(B) dB = 1 - F(\Delta w)$.

La demanda de trabajo para $D = 0$ es: $N_0^d = F(\Delta w)$.

La Figura 2 Ilustra la demanda de trabajo de las empresas dado un nivel de Δw . Cuando el costo marginal por trabajador de ofrecer un empleo sin atributo negativo es mayor que el diferencial salarial determinado por el mercado, la empresa elige $D = 1$; es decir, ofrece empleos con el atributo negativo.

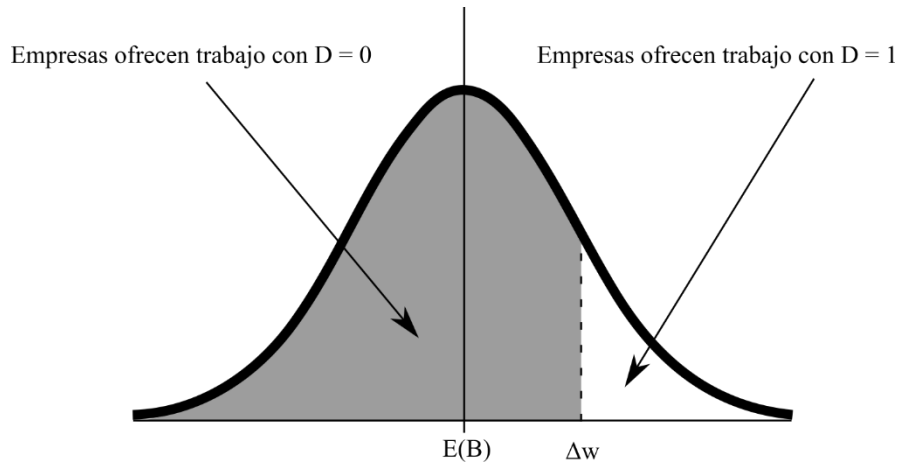


Figura 2. Distribución de la demanda de trabajo dado un diferencial salarial (Rosen, 1986)

f) Equilibrio

En el equilibrio del mercado se igualan la oferta y de demanda de trabajadores en cada tipo de trabajo, emparejándose determinados tipos de trabajadores con determinados tipos de empresas. Los salarios w_0 y w_1 se ajustan de manera que el número de trabajadores que buscan puestos en cada tipo de trabajo sea igual al número de puestos a cubrir. Es decir, Δw se ajusta para que

$$N_1^S = N_1^D$$

$$N_0^S = N_0^D$$

Sustituyendo se obtiene:

$$G(\Delta w) = 1 - F(\Delta w)$$

$$1 - G(\Delta w) = F(\Delta w)$$

Los trabajadores y las empresas se combinan sistemáticamente en el equilibrio del mercado: los trabajadores en trabajos $D = 1$ tienen el menor disgusto por D , y las empresas que ofrecen trabajos $D = 1$ tienen los mayores costos de ofrecer trabajos sin el atributo negativo. Esto produce un emparejamiento negativo que significa que empresas que tienen mayor costo de quitar el atributo negativo se emparejan con trabajadores con el menor desagrado hacia

este atributo y los trabajadores con mayor desagrado hacia el atributo se emparejan con empresas cuyo costo de quitar el atributo es menor. Esto es:

$$E(Z|D = 0) > E(Z)$$

$$E(Z|D = 1) < E(Z)$$

$$E(B|D = 0) < E(B)$$

$$E(B|D = 1) > E(B)$$

Los trabajadores con valores de Z más grandes se emparejan con empresas con valores B más pequeños, y viceversa.

Por otro lado, es importante destacar que en este modelo se pueden generar rentas extraordinarias para los trabajadores que son compensados más de lo necesario. Definiendo la renta como la diferencia entre el salario de reserva y el salario real, puede observarse en la Figura 3 que, un trabajador que elige $D = 1$, cuyo salario de reserva es Z , recibe una compensación laboral de Δw , por lo que obtiene una renta igual de $\Delta w - E(Z | D = 1)$.

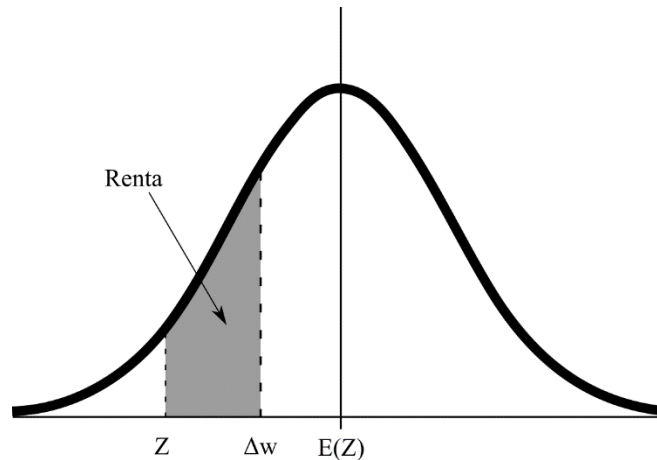


Figura 3. Rentas generadas por la sobrecompensación salarial (Rosen, 1986)

ii) Evidencia empírica

La mayoría de las investigaciones que analizan la existencia de diferenciales compensatorios salariales usan una regresión hedónica que mide los efectos sobre el salario por hora de algún atributo –o conjunto de atributos– más una lista de características individuales. La ecuación generalmente estimada tiene la forma:

$$\ln W_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_i, \quad (1)$$

donde α , β , y γ son los parámetros a estimar; W_i es el salario por hora; E_i es el vector de atributos del trabajo; X_i son las características observables del trabajador que influyen directamente en su salario y u_i es un término de error.

Por lo general, los resultados de la estimación directa de (1) arrojan un β no consistente y sesgado debido a un problema de endogeneidad que puede atribuirse a dos factores: las características no observadas en el modelo y la heterogeneidad de las preferencias individuales (Cahuc *et al.*, 2014).

El primer factor se refiere a que este modelo no considera características no observables como la habilidad, la motivación y el talento individual que pueden determinar la elección de las condiciones de trabajo; esto implica que la covarianza entre E_i y u_i es distinta de cero. Es probable, por ejemplo, que los trabajadores con mayor ingreso sean quienes exijan más y mejores atributos sus trabajos.

El segundo factor hace referencia a la dificultad de medir las preferencias hacia determinados atributos del trabajo, considerando que hay factores como la flexibilidad de horario, el uso de la fuerza física o la facilidad de las actividades laborales, que podrán resultar deseables para algunos e indeseables para otros. En estos casos, cuando los atributos no son claramente identificables como ventajas o desventajas para todos trabajadores, los resultados de la regresión hedónica pierden precisión (Cahuc *et al.*, 2014).

Una de las estrategias empíricas frecuentemente utilizadas para corregir el problema derivado de la endogeneidad en la ecuación hedónica salarial es usar variables instrumentales

construidas, generalmente, a partir de experimentos naturales o de políticas públicas que cambien E_i de manera exógena, o variables que tienen efecto causal directo sobre la variable endógena, pero que no tienen efecto directo sobre los salarios ya que sólo los afectan a través de su efecto sobre la variable endógena.

En este contexto, usando como unidad de estudio a las mujeres casadas empleadas en trabajos con jornadas de tiempo completo en Estados Unidos, el trabajo de Olson (2002) resuelve el problema de endogeneidad característico de la ecuación hedónica (1) mediante el uso de variables instrumentales y obtiene estimadores negativos y estadísticamente significativos que respaldan la teoría de los diferenciales compensatorios. Usando el tamaño de la empresa en la que labora el esposo y su estado de sindicalización, el autor encuentra que la mujer promedio de su muestra que cuenta con seguro de salud tiene un salario 20% menor que aquellas mujeres que no cuentan con seguro de salud otorgado por su empleador. Este hallazgo es, además, congruente con los resultados de diferentes encuestas que miden de formas distintas la valoración que las trabajadoras asignan al seguro de salud.

Considerando el reto que supone encontrar instrumentos válidos en este tipo de estudios, el trabajo de Olson (2002) es uno de los trabajos más relevantes que encuentran una relación negativa entre los salarios y los beneficios complementarios, que es congruente con la teoría de los diferenciales compensatorios. Esta es la razón principal por la que el presente trabajo intenta replicarlo para analizar el mercado laboral en México y tomarlo de inspiración para proponer un instrumento alternativo que pretende mejorar el modelo original.

Una diferencia importante entre el trabajo de Olson (2012) y la presente investigación es que el modelo aquí presentado considera como beneficio complementario la condición de formalidad, la cual, a diferencia de Olson (2002), abarca un conjunto de otros atributos o prestaciones adicionales al seguro de salud. Esta consideración tiene como principal ventaja la posibilidad de extender el análisis hacia el estudio de la segmentación entre formalidad e informalidad del mercado laboral. Además, al ser la cobertura de servicios de salud el componente determinante de la formalidad laboral, por la definición de formalidad en México, el mecanismo de transmisión de la condición de formalidad en los salarios es análogo a la condición de cobertura de salud utilizada por Olson (2002).

En México, uno de los trabajos recientes que estudia la informalidad y que elimina el sesgo presente en las estimaciones hedónicas recurrentes en el análisis de diferenciales compensatorios, es el presentado por Juárez (2012). La autora calcula el diferencial salarial compensatorio por el conjunto de beneficios complementarios que el Seguro Social Mexicano brinda a las trabajadoras asalariadas de baja educación en el sector privado. Juárez (2012) utiliza la disponibilidad de atención médica gratuita implementada en 2001 en el Distrito Federal como variable instrumental exógena con el fin de superar el problema de endogeneidad y encuentra que las trabajadoras asalariadas de baja educación empleadas en trabajos formales ganan alrededor del 23% menos que las trabajadoras similares en trabajos informales. Sus resultados respaldan la teoría de los diferenciales compensatorios.

Es importante señalar que, respecto a las investigaciones que estiman diferenciales compensatorios salariales entre sectores o grupos de trabajadores formales e informales, los resultados documentados en la literatura tampoco muestran un consenso acerca del signo del parámetro β de la ecuación hedónica (1). Algunos autores encuentran un premio a la formalidad positivo, mientras que otros encuentran un signo negativo congruente con la teoría de los diferenciales compensatorios, lo cual ha generado discusiones y debates que tratan desde la definición de informalidad o la mejor estrategia empírica, hasta los supuestos y fundamentos teóricos de los diferenciales compensatorios. Sin embargo, en la mayoría de estos casos, las diferencias de los resultados son atribuibles principalmente a la definición de formalidad, a la construcción particular de la muestra o su grupo de estudio específico o a la estrategia empírica seguida.

En este sentido, por ejemplo, Alcaraz *et al.* (2008), en un trabajo de investigación para El Banco de México, estimaron diferenciales salariales entre los distintos sectores de la economía mexicana durante los años 2001 y 2004, utilizando una muestra en forma de panel que les permite controlar la heterogeneidad observable y no observable de los trabajadores urbanos antes y después de emigrar de un sector a otro. Los resultados de los autores muestran que los salarios mensuales del sector formal son en promedio 13% más altos que el del sector informal, lo cual, de acuerdo con los autores, es atribuible a que existen diferencias en la productividad entre el sector formal e informal en México.

Otro ejemplo relativamente reciente es el presentan Rodríguez-Oreggia *et al.* (2006), quienes analizan las características –género, área geográfica y nivel de educación– que influyen en la probabilidad de ser formal en México y encuentran que existe un premio salarial a la cobertura por formalidad que es positivo, pero que se va reduciendo conforme avanza la curva de ingreso y se torna negativa en cuantiles más altos.

Por otro lado, la evidencia en otros países también arroja resultados no coincidentes con la teoría de los diferenciales salariales compensatorios. Beccaria y Groisman (2015) comparan los ingresos de los trabajadores formales e informales en Argentina utilizando dos enfoques diferentes sobre la definición de informalidad. Los autores realizan la comparación entre trabajadores que tienen probabilidades de transición sectorial similares que dependen de las características observables de los individuos de su muestra. Encuentran la existencia de una prima positiva al trabajo formal, que implica los salarios en los trabajos formales no compensan la pérdida de protección social. Sus resultados, como ellos mismos señalan, respaldan la hipótesis de que los trabajadores que cuentan probabilidades similares observables para transitar de un sector a otro obtienen diferentes ingresos.

Existen otras investigaciones que estiman diferenciales compensatorios mediante el uso de variables instrumentales que, aunque no están enfocados en la segmentación del mercado laboral entre formal e informal, sirvieron de guía para algunas consideraciones metodológicas de este trabajo debido al éxito con el que corrigieron los problemas de endogeneidad típicos del modelo expresado en la ecuación (1). Estos autores son Rao *et al.* (2000), DeSimone y Schumacher (2004) y Gruber (1994).

Rao *et al.* (2000) estimaron el diferencial compensatorio asociado al uso del condón en una muestra aleatoria compuesta de trabajadoras sexuales en Calcuta, India. Para identificar la relación entre el uso del condón y el precio promedio del acto sexual, recurrieron al método de variables instrumentales, aprovechando la intervención de un programa enfocado en la provisión de información sobre el VIH/SIDA y sobre prácticas sexuales seguras. En este experimento, un grupo de trabajadoras sexuales fue reclutado para recibir capacitación intensiva sobre el VIH/SIDA y otros aspectos de la atención médica con el fin de promover prácticas sexuales seguras. Al comparar la remuneración de las trabajadoras que se habían

beneficiado de la campaña de información con las trabajadoras que no lo hicieron, encontraron que las trabajadoras sexuales beneficiadas se habían protegido más, pero la insistencia en el uso de condones les significó una pérdida en ganancias de hasta el 79% del precio que podrían haber cobrado por aceptar tener relaciones sexuales sin protección.

DeSimone y Schumacher (2004) calcularon el efecto de los riesgos de infección por VIH en los ingresos de las enfermeras y otros trabajadores de la salud mediante las tasas de prevalencia del SIDA en determinadas zonas de Estados Unidos. Los autores encontraron que un aumento del 10 por ciento en la tasa de SIDA aumentó las ganancias de las enfermeras en aproximadamente un 0.8 por ciento y sugieren que este diferencial representa una compensación pagada por la exposición relacionada con el trabajo a sangre potencialmente infectada por el VIH.

Por otra parte, en un estudio realizado con distintos grupos de individuos en Estados Unidos, Gruber (1994) identificó el efecto sobre los salarios que ocasionó la aprobación de leyes estatales y federales que estipulan que el parto debe ser cubierto de manera integral en los planes de seguro médico. El autor usa como instrumento este cambio en la ley y, controlando por los efectos por año, los efectos por estado y los efectos de año por estado, encuentra una transferencia sustancial del costo de esta política a los salarios del grupo estudiado de entre el 59% y el 90%.

Otros estudios que fueron consultados debido al éxito con el que enfrentan el problema de endogeneidad de la ecuación hedónica (1) son los de Gómez (2015) y Retana (2013), quienes realizan estimaciones de los diferenciales salariales por riesgo laboral en Chile y México, respectivamente. Asimismo, otros trabajos de investigación que sirvieron de referencia e inspiración gracias a sus exhaustivos estudios de la informalidad en México son los de Antón *et al.* (2012), Sobarzo (2016) y Levy (2012).

III. Aplicación del modelo

El objetivo de este trabajo de investigación es encontrar los diferenciales salariales compensatorios entre las mujeres casadas empleadas a tiempo completo en trabajos formales y las mujeres con características comparables empleadas en trabajos informales. Para ello, se estima la siguiente ecuación hedónica de salarios:

$$\ln W_i = \alpha + \beta FM_i + \gamma X_i + u_i, \quad (2)$$

donde α , β , y γ son los parámetros para estimar; W_i es el salario por hora laborada; FM es una variable indicadora igual a uno si la esposa tiene un trabajo formal que le brinda un paquete de prestaciones, incluida la seguridad social; X_i es un conjunto de variables de control que determinan el salario y u_i es un término de error. Las variables de control contenidas en X_i son la edad y años de escolaridad, tamaño de la empresa en que labora la mujer casada y su estado sindical.²

Los resultados de la estimación de la ecuación (2) arrojan un estimador β con signo positivo y sesgado ocasionado por un problema de endogeneidad, recurrente en este tipo de modelos y que, como ya se mencionó, puede atribuirse a la omisión de variables no observables o a la heterogeneidad de preferencias de los individuos que no es capturada por el modelo.

La estrategia empírica para corregir este problema de endogeneidad sigue muy de cerca la investigación de Olson (2002) que sugiere el uso de variables instrumentales para la variable endógena. En este trabajo, la variable endógena del modelo es FM que indica condición de formalidad de alguna mujer casada de la muestra, mientras que las variables endógenas estarán contenidas en el vector Z_i . Es importante mencionar que el uso de esta estrategia requiere variables que cumplan tres condiciones:

² De acuerdo con Retana (2012), los controles más utilizados en la literatura, aparte del estado civil, son edad, escolaridad, experiencia y sus respectivos términos cuadráticos. El modelo aquí presentado excluye los términos cuadráticos porque no arrojan estimadores estadísticamente significativos y, por lo tanto, no aportan información relevante.

- i) Exogeneidad. La covarianza entre las variables instrumentales Z_i y el error de la regresión principal (2) debe ser igual a cero: $Cov(Z_i, u_i) = 0$.
- ii) Relevancia. Las variables instrumentales deben estar parcialmente correlacionadas con la variable endógena –en este caso, FM .
- iii) Exclusión. Requiere que los instrumentos tengan efectos causales sobre la variable endógena, pero que no tengan efectos directos sobre la variable dependiente de interés. Es decir, que sólo afecte al logaritmo del salario por hora, $\ln(W_i)$, través de su efecto sobre FM .

Olson (2002) sugiere que el tamaño de la empresa en que labora el esposo y su estado de sindicalización pueden ser usadas como variables instrumentales para la condición de formalidad de la esposa (FM). El autor usa el tamaño de la empresa porque observa que a medida que disminuye el tamaño ésta, la probabilidad de que ofrezca seguro de salud a sus empleados es menor. La razón por la que utiliza el estado sindical como variable instrumental es porque observa que hay una mayor preferencia entre los trabajadores sindicalizados por beneficios complementarios en comparación con los salarios (Olson, 2002).

Sin embargo, existe un problema con las variables instrumentales de Olson (2002) derivado de una correlación positiva entre los instrumentos y el término de error de la ecuación de salarios de la esposa. Una posible explicación de este problema radica en que existen emparejamientos selectivos que implican que mujeres con características no observables –como habilidad, motivación o talento, entre otros– suelen casarse con hombres con características no observables similares que determinan su estado sindical o la probabilidad de trabajar en empresas más grandes.

Olson (2002) explica que este “assortive (sic) mating” genera estimadores β sesgados positivamente si los hombres con baja productividad no observada trabajan para empresas más pequeñas o en empresas no sindicalizadas sin seguro médico y se casan con mujeres con baja productividad no observada que ganan salarios más bajos y trabajan en trabajos sin cobertura de seguro médico. Lo anterior, implica que la probabilidad de que la mujer también trabaje en una empresa grande y esté sindicalizada es mayor, si su esposo, con características no observables similares, también trabaja en una empresa grande y esté sindicalizado. En este

sentido, se espera que los instrumentos de Olson no cumplan con la condición de exogeneidad y, por lo tanto, arrojen estimadores sesgados e inconsistentes para el caso de México.

No obstante, los instrumentos de Olson (2002), originalmente propuestos para un análisis del mercado laboral en Estados Unidos, son teóricamente válidos para análisis del mercado laboral mexicano en los términos de este trabajo de investigación. Al respecto, es preciso mencionar que existe evidencia en México de que entre más grande es una empresa, mayor es la probabilidad de que sus empleados estén registrados ante el IMSS debido a que se vuelve más visible ante la autoridad y aumenta la probabilidad de ser sancionada (Antón *et al.*, 2012). Por otro lado, la afiliación de un trabajador a un sindicato aumenta la probabilidad de que el trabajador esté registrado en IMSS, pues por lo general, los sindicatos buscan beneficios adicionales y mejores condiciones de trabajo para sus afiliados, siendo una de éstas la formalidad y, consecuentemente, las prestaciones de seguridad social que incluye esta categoría.

Como alternativa a las variables de Olson (2002), propongo como instrumento de *FM* al cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo, el cual está relacionado con un programa extraordinario de inspecciones contra la informalidad que no depende de las características de los individuos –hombres y mujeres– de mi muestra. Este programa fue implementado de manera conjunta por la Secretaría del Trabajo y Previsión Social (STPS) y el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) en enero de 2017. Consistió en la realización de visitas conjuntas a centros de trabajo con el fin de aumentar la formalización laboral en el país, identificando a los trabajadores que no estuvieran registrados en el IMSS para darlos de alta en ese momento y verificando que los trabajadores registrados no estuvieran dados de alta con un salario inferior al correspondiente de acuerdo con la ley (Boletín de Prensa no. 767).

Como puede observarse, los efectos de este programa de inspecciones afectan de manera exógena la condición de formalidad del esposo y, consecuentemente, la condición de formalidad de la esposa debido a que la probabilidad de que una mujer de la muestra elija un empleo informal a cambio de una compensación salarial es mayor si su esposo es un trabajador formal que recibe prestaciones sociales que la también la cubren y benefician a

ella por estar casada. El hecho de que el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo provenga de un cambio exógeno, derivado del cambio en la política pública, es la principal ventaja de este instrumento.

Adicionalmente, el problema de emparejamiento selectivo que afecta a los instrumentos de Olson y que indica que hombres y mujeres con características similares suelen casarse entre sí, no afecta significativamente la exogeneidad de este instrumento debido a que la probabilidad de que la esposa y el esposo trabajen en la misma rama es baja, ya que sólo el 26.7% de los matrimonios labora en la misma rama económica (INEGI, 2018a).

Además, el instrumento es relevante porque un cambio en la tasa de formalidad en la rama donde labora el esposo cambia la probabilidad de que éste sea formal y, por lo tanto, cambian los incentivos –y probabilidad– de la esposa para mantenerse en la formalidad o en la informalidad, considerando que el paquete de prestaciones de la formalidad es teóricamente deseable.

Finalmente, el instrumento propuesto cumple con la condición de exclusión, ya que no tiene efecto directo sobre los salarios de las mujeres. Es decir, el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo afecta únicamente el salario de las esposas por medio de su efecto en la condición de formalidad.

Así, una vez identificadas las variables instrumentales para la condición de formalidad de las mujeres (FM) –tamaño de la empresa en que labora el esposo, estado de sindicalización y cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que trabaja el esposo– se puede expresar la ecuación de la forma reducida de la siguiente manera:

$$Pr(FM = 1) = D_0 + D_1Z_i + D_2X_i + v_i, \quad (3)$$

donde D_0 , D_1 y D_2 son los parámetros a estimar; Z_i es el vector de variables instrumentales; X_i es un conjunto de características que afectan la condición de formalidad de la mujer promedio de mi muestra y v_i es un término de error.

IV. Datos

Los datos que utilicé para la estimación de las ecuaciones del modelo se encuentran en los Cuestionarios Ampliados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)³, correspondientes al primer trimestre de los años 2017 y 2018.

Para cada año construí una base de datos de los matrimonios por hogar, excluyendo a aquellos entre personas del mismo sexo. Esta base se conforma, por una parte, de las mujeres casadas –jefas y no jefas de familia, con escolaridad menor a 12 años, ocupadas y que cumplen una jornada laboral superior a 35 horas semanales y, por otra parte, de sus respectivas parejas, hombres casados– jefes y no jefes de familia– que se encuentran empleados en trabajos con jornadas laborales no restringidas.

Una escolaridad menor o igual a 12 años indica que las mujeres de la muestra tienen a lo más la preparatoria concluida o su equivalente. La restricción de la muestra a mujeres que cumplen con esta característica busca reducir la heterogeneidad de productividad entre las mujeres con educación básica y con estudios superiores; asimismo, excluir a las mujeres que probablemente no cambiarían su condición de formalidad ante cambios en la tasa de formalidad del sector de su esposo. Este sería el caso, como lo señala Juárez (2012), de las trabajadoras con mayor nivel de educación, que suelen tener empleos formales y trabajar en empresas más productivas y a las que les resulta difícil encontrar características similares en empleos informales, por lo que la probabilidad de que cambien de la formalidad a la informalidad es menor. Las observaciones cuyos años de escolaridad no fueron especificados se descartaron de la muestra.

El motivo por el que cual la jornada laboral de la muestra es mayor a 35 horas semanales es para considerar a trabajadoras que cumplen jornadas completas de trabajo. Cabe mencionar que, en México, de acuerdo con el Art. 60 de la Ley Federal del Trabajo (LFT), la duración máxima de jornada diurna es 8 horas diarias y 48 horas semanales, mientras que

³ La ENOE es realizada cada dos años por Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

la jornada nocturna tiene una duración máxima de 7 horas por día y máximo 42 horas semanales. Se eliminaron los casos en los que la duración de la jornada no fue especificada.

A partir de las bases de los matrimonios, obtuve el cambio en las tasas de formalidad para cada rama de la economía. La tasa de formalidad por rama se define como la razón entre el número de trabajadores formales en cada una de las ramas y el total de trabajadores formales de toda la muestra. El cambio porcentual de la tasa de formalidad se calcula como la división de la diferencia de las tasas de formalidad en 2017 y 2018 entre la tasa de formalidad del 2017.

Con respecto a las ramas, cuyo nivel de agregación corresponde a cuatro dígitos del Catálogo SCIAN, es preciso señalar que descarté de la muestra las descripciones insuficientemente especificadas, las actividades de los hogares como empleadores y las actividades de organizaciones y órganos realizadas extraterritorialmente. En cuanto a los años de escolaridad, el estado sindical y el tamaño de la empresa, eliminé los casos no especificados para toda la muestra.

Por último, el tamaño de la empresa se refiere al número de trabajadores que laboran en el centro de trabajo de los individuos de la muestra. El estado sindical, por otro lado, es una variable indicadora igual a uno si los individuos de la muestra tienen empleo formal y cero en otro caso. Tanto el tamaño de la empresa, como estado sindical corresponden al año 2018, así como el resto de las variables del modelo. De manera que la ecuación hedónica estimada corresponde al año 2018.

V. Estimación y resultados

Con el objetivo de encontrar los efectos de la condición de formalidad del trabajo sobre el logaritmo de los salarios por hora de las mujeres casadas empleadas con jornadas de tiempo completo y que tienen escolaridad básica, estimé, como una primera aproximación, los parámetros de la ecuación (2) mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

El β obtenido de la estimación de la ecuación (2) indica que una mujer de la muestra con empleo formal gana en promedio 22.2% más que una mujer con empleo informal.⁴ Sin embargo, como ya se mencionó, este estimador es generalmente sesgado e inconsistente debido a un problema de endogeneidad recurrente en este tipo de modelos, atribuible, por un lado, a la presencia de características no observadas que tienen efecto directo sobre la condición de formalidad –como la habilidad, la motivación o el talento de los trabajadores y, por otro lado, a que la validez de los resultados es proporcional al grado en el que es posible identificar el nivel de agrado o desagrado hacia determinados atributos ligados a la formalidad, lo cual resulta ser una tarea compleja debido a la heterogeneidad de las preferencias individuales. Particularmente, este es el caso de este modelo, donde se valora la preferencia sobre un conjunto de atributos ligados a la condición de formalidad laboral y se considera que este paquete de “beneficios” deseable.

Con el fin de corregir el sesgo de β y siguiendo la estrategia empírica de Olson (2002), utilicé el tamaño de la empresa en la que labora el esposo y su estado sindical como variables instrumentales para la condición de formalidad de la esposa (*FM*). Además, con el mismo propósito, propongo el cambio en la tasa de formalidad del sector donde labora el esposo como variable instrumental única para una estimación alternativa.

Un paso importante para esta estrategia consiste en probar la relevancia de los instrumentos, para lo cual estimé mediante un modelo probit la ecuación de la forma reducida, representada en ecuación (3). En la Tabla 1 se presentan los resultados de la

⁴ Este resultado es estadísticamente significativo a un nivel de significancia de 1% y error estándar igual a 0.0286.

estimación de la forma reducida utilizando, por una parte, únicamente el instrumento propuesto y, por otra, los dos instrumentos de Olson (2002).

En la estimación con un instrumento, el signo negativo indica la dirección del efecto que tiene el cambio en la tasa de formalidad de la rama donde labora el esposo sobre la condición de formalidad de la esposa. Lo importante en estos resultados es ver que el signo del estimador correspondiente al instrumento es negativo y que el efecto marginal indica que, en promedio, la probabilidad de que la esposa tenga un trabajo formal aumenta 1.4% ante la disminución de un punto porcentual en la tasa de formalidad de la rama donde trabaja su esposo. Este resultado es estadísticamente significativo y tiene un nivel de confianza del 99%. En este sentido, la información de la Tabla 1 apoya el planteamiento de que el instrumento propuesto en este trabajo de investigación es, al menos teóricamente, un buen candidato.

Por otro lado, los coeficientes de la estimación con dos instrumentos indican que los efectos sobre la condición de formalidad de la esposa que ejercen el estado sindical del esposo y el tamaño de la empresa donde labora el esposo son positivos. Observando los efectos marginales, puede deducirse que, si el esposo pertenece a un sindicato, entonces la probabilidad de que la esposa tenga un trabajo formal aumenta en promedio 3.5%. Asimismo, entre mayor sea el número de trabajadores que laboran en el mismo centro de trabajo que el esposo, la probabilidad de que la esposa sea una trabajadora formal también aumenta. Estos resultados evidencian el problema que enfrentan los instrumentos de Olson (2002), derivado del incumplimiento de la condición de exogeneidad y que es atribuible al emparejamiento selectivo. En este caso, la explicación podría ser que mujeres no sindicalizadas y que trabajan en empresas pequeñas tienden a casarse con hombres con estas características observables y no observables que determinan su estado sindical y el lugar donde trabajan.

Tabla 1. Forma reducida estimada para la condición de formalidad de las mujeres de la muestra

	Un instrumento		Dos instrumentos	
	Coefficientes	Efectos marginales	Coefficientes	Efectos marginales
Instrumentos				
Estado sindical del esposo	No	No	0.1599*** (0.0089)	0.0349*** (0.0019)
Tamaño de la empresa donde labora el esposo	No	No	0.0211*** (0.0008)	0.0046*** (0.0002)
Cambio en la tasa de formalidad de la rama donde labora el esposo	-0.0703*** (0.0052)	-0.0144*** (0.0011)	No	No
Controles				
Edad de la esposa	-0.0242*** (0.0004)	-0.0050*** (0.0001)	-0.0039*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0001)
Años de escolaridad de la esposa	0.0939*** (0.0015)	0.0193*** (0.0003)	0.0875*** (0.0009)	0.0190*** (0.0002)
Estado sindical de la esposa	0 (omitido)	0 (omitido)	0.5719*** (0.0131)	0.1248*** (0.0028)
Tamaño de la empresa donde labora la esposa	0.3555*** (0.0013)	0.0730*** (0.0001)	0.2948*** (0.0008)	0.0643*** (0.0001)
Constante	-1.3448*** (0.0235)		-2.1554*** (0.0156)	
Clasificación correcta de los datos	86.34%		82.87%	

Nota: Errores estándar estimados en paréntesis.

*** Nivel de significancia del 1%

Una vez comprobada la relevancia de los instrumentos, es pertinente la estimación de la ecuación (2) mediante el método de MC2E. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 2.

Analizando primero la estimación con un instrumento, encuentro que el coeficiente del estimador β —que acompaña la condición de formalidad de la esposa en la ecuación (2)—es positivo, lo cual sugiere la existencia de un premio salarial al trabajo formal. Tanto la magnitud como el signo del estimador β en esta ecuación se contraponen a las predicciones de la teoría de los diferenciales compensatorios que predice que, en equilibrio, los trabajadores informales deberían recibir una compensación salarial por la ausencia de prestaciones y otros atributos ligados a los trabajos formales.

En conjunto, el signo positivo y la magnitud del coeficiente del cambio en la tasa de formalidad de la rama donde labora el esposo indican que las mujeres informales no tienen salarios más altos que las mujeres informales de la muestra, por lo que no existe un diferencial salarial compensatorio entre estos dos grupos de trabajadoras.⁵ Visto de otra forma, lo anterior implica que las trabajadoras formales de la muestra no ven reducidos sus salarios por concepto del paquete de atributos asociados a la formalidad y, por el contrario, reciben salarios sustancialmente más altos. Las trabajadoras informales, por su parte, mejorarían sus condiciones laborales y sus salarios si transitaran de la informalidad a la formalidad, por lo que resulta pertinente preguntarse por qué no lo hacen.

Una posible explicación de lo anterior es que los empleos informales ofrecen atributos que no están contemplados en el modelo y que pueden ser más deseables para las trabajadoras que los ofrecidos en la formalidad; por ejemplo, la flexibilidad de horario, la facilidad de las tareas laborales o la flexibilidad para cambiar de un trabajo a otro. Además, cabe señalar que este modelo contempla un paquete de beneficios ligados a la formalidad en el que podría haber atributos menos deseables para determinados tipos de trabajadores y que el modelo no está midiendo ni categorizando.

Otra posible explicación es la presencia de sustitutos cercanos que distorsionan las preferencias hacia los demás atributos de la formalidad, volviéndolos menos atractivos. En

⁵ Es importante mencionar que con la delimitación de la muestra a mujeres con escolaridad básica se redujo la diferencia en productividad, la cual podría reflejarse diferencias salariales aún más grandes.

este caso, por ejemplo, los trabajadores informales encuentran atención médica, sin tener que pagar impuestos, o bien atención médica de bajo costo en consultorios anexos a farmacias privadas. Asimismo, pueden acceder a préstamos, créditos y fondos de ahorro sin tener que comprobar ingresos ni cumplir con perfiles estrictos para ser sujetos de financiamiento mediante la participación en tandas, fácil acceso prestamistas privados independientes y apoyos solidarios que brinda el gobierno que no requieren una contribución a la seguridad social. En este sentido, de acuerdo con Levy (2010), los programas sociales podrían generar incentivos para que los trabajadores se mantengan en empleos informales aun con plena movilidad laboral.

Para completar el análisis de la estimación de la ecuación (2), usando sólo el instrumento del cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo, realicé pruebas de instrumentos débiles. Por lo general, en este tipo de investigaciones se busca que el estadístico F de la primera etapa sea suficientemente grande debido a que, si la primera etapa es muy fuerte ($F \rightarrow \infty$), el sesgo del estimador de MC2E tiende a cero. Para fines prácticos, un estadístico F mayor que 10 es considerado aceptable.

En el caso particular de esta estimación, la primera etapa estimada de la ecuación (2) generó un valor F igual a 5.0683, con un p-valor de 0.0247. Este resultado indica que el instrumento propuesto es débil, aun cuando teóricamente parece ser un buen candidato. Lo anterior implica que el β obtenido es sesgado y, por tanto, el signo y la magnitud derivados de la estimación deben ser interpretados cautelosamente. De esta forma, aunque los resultados indiquen la existencia de un premio salarial al trabajo formal que se contrapone a la teoría de los diferenciales compensatorios, esta magnitud de $\beta = 2.0874$ probablemente está sobreestimando el efecto real de la condición de formalidad sobre los salarios de las trabajadoras de la muestra. En suma, dadas estas circunstancias, puede concluirse que el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo, derivado del programa de inspecciones de la STPS y el IMSS implementado en enero de 2017 es, empíricamente, un instrumento débil.

Por otro lado, examinando la estimación de la ecuación (2) que contempla las dos variables instrumentales de Olson (2002), se observa que el estimador β correspondiente es

positivo, de magnitud similar al obtenido anteriormente y que resulta ser estadísticamente no significativo. Además, la estimación de la primera etapa de la ecuación (2), considerando tanto el estado sindical del esposo como el tamaño de la empresa donde él labora, arroja un valor de F igual a 1.3963 y un p-valor de 0.2479, por lo que se considera que en conjunto estos instrumentos son débiles. Como se esperaba, estos últimos resultados sólo confirman la inviabilidad del uso de los instrumentos de Olson para el análisis del mercado laboral mexicano, en los términos que aquí se estudian.

Con el objetivo de dejar claro lo anterior, adicionalmente, usando el modelo con dos variables instrumentales, realicé la prueba de sobreidentificación de Sargan, cuya hipótesis nula es H_0 : Todas las variables instrumentales son exógenas. De esta forma, con un p-valor=0.0477, se rechaza H_0 con un nivel de significancia del 5%, lo que significa que, en conjunto, el estado sindical y el tamaño de la empresa donde labora el esposo no son instrumentos exógenos. Estos resultados apuntan una vez más al problema potencial del emparejamiento selectivo referido por Olson (2002).

Tabla 2. Efectos de la condición de informalidad de las mujeres casadas sobre el logaritmo de su salario por hora

Condición de formalidad de la esposa (FM)	2.0874**	1.9324
	(1.0408)	(1.2438)
Estimador	MC2E	MC2E
Instrumentos para FM		
Estado sindical del esposo	No	Sí
Tamaño de la empresa en que labora el esposo	No	Sí
Cambio en tasa de formalidad de la rama del esposo	Sí	No
Controles para la mujer de la muestra		
Edad de la esposa	0.0185**	0.0042*
	(0.0056)	(0.0025)
Años de escolaridad de la esposa	0.0295	0.0007
	(0.0234)	(0.0255)
Estado sindical de la esposa	0.2079**	0.2450**
	(0.0855)	(0.0707)
Tamaño de la empresa de la esposa	-0.1410*	-0.1479
	(0.0827)	0.1103

Nota: Errores estándar estimados en paréntesis.

*** Nivel de significancia del 1%

** Nivel de significancia del 5%

* Nivel de significancia del 10%.

VI. Conclusiones

Este trabajo de investigación estima los efectos de la condición de formalidad sobre el salario de las mujeres casadas que cumplen jornadas laborales completas en México y que tienen una escolaridad menor o igual a doce años. Usando el método de MC2E se realizan dos estimaciones diferentes: una considera como instrumentos el estado sindical del esposo y el tamaño de la empresa en la que labora –variables usadas por Olson (2002) en un estudio similar para Estados Unidos– y otra sólo toma en cuenta el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo, el cual está relacionado a la operación de un programa contra la informalidad implementado a nivel federal en enero de 2017.

Los resultados a partir de la estimación con un único instrumento indican que el efecto del cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo sobre la condición de formalidad de la esposa es negativo. Esto es congruente con la hipótesis de que la probabilidad de que una mujer busque un empleo formal disminuye si la probabilidad de que el esposo labore en un empleo formal aumenta como consecuencia de la implementación del programa de inspecciones contra la informalidad de la STPS y el IMSS.

Por otro lado, los resultados muestran que no existe un diferencial salarial que compense a las mujeres informales por la carencia de atributos relacionados con la formalidad; por el contrario, el signo positivo del estimador β de la ecuación (2) de salarios indica la presencia de un premio a la formalidad. No obstante, debido a que el instrumento propuesto resulta débil, la validez de su magnitud está en disputa debido a que el β obtenido en esta estimación es potencialmente sesgado y, por lo tanto, podría estar sobreestimado el efecto de la condición de formalidad sobre el logaritmo del salario de las mujeres de la muestra.

Por otro lado, la estimación realizada con los instrumentos de Olson (2002) indica que estas variables no son apropiadas para el análisis de diferenciales salariales compensatorios bajo los términos y las consideraciones que contempla este trabajo de investigación porque no cumplen con la condición de exogeneidad y, consecuentemente, arrojan un estimador β sesgado positivo y estadísticamente no significativo. Con respecto a

este problema, cabe mencionar que el instrumento que propongo como alternativa —el cambio en la tasa de formalidad de la rama en la que labora el esposo— sí resuelve, al menos teóricamente, el problema de emparejamiento selectivo que enfrentan los instrumentos de Olson (2002), pero como ya se mencionó, esto es insuficiente para poder considerarlo un instrumento válido.

Finalmente, con el objetivo de explicar el signo y la magnitud del estimador β de MC2E en la estimación que considera sólo una variable instrumental, planteo dos posibles explicaciones. La primera es que el paquete de atributos ligados a la formalidad no es lo único en lo que difieren los trabajos, sino que puede haber otros atributos como la flexibilidad de horario, la facilidad de las tareas laborales o la flexibilidad para cambiar de un trabajo a otro, que no están contemplados en el modelo y que pueden resultar más deseables que el conjunto atributos adheridos a los trabajos formales. Además, este modelo contempla un paquete de beneficios ligados a la formalidad en el que no es posible separar el grado preferencia por cada atributo, dada la heterogeneidad de las preferencias de los trabajadores, lo cual complica la defensa de que, en conjunto, el paquete de atributos derivados de la condición de formalidad es deseable para todos los trabajadores.

La segunda explicación puede ser la presencia de sustitutos cercanos de las prestaciones sociales y de otros atributos que hacen menos atractivo el paquete de seguridad social ofrecido por los trabajos formales. Por lo general, estos sustitutos son provistos por el gobierno de manera gratuita en forma de programas sociales, o bien, son alternativas de bajo costo, de fácil acceso y que además requieren un nivel de compromiso menor porque para gozar de sus beneficios no se deben pagar cuotas periódicas y obligatorias como es el caso de los impuestos y de las contribuciones a la seguridad social, sino que se paga por ellos cada vez que se requieren. Esto podría ser percibido por algunas trabajadoras como una ventaja del trabajo informal sobre el trabajo formal y traducirse en una mayor preferencia por la informalidad. Es estas circunstancias, donde la formalidad podría no tener valor para algunas trabajadoras y donde cada trabajadora labora en donde desea, la informalidad no necesariamente tendría que ser compensada salarialmente, lo que podría dar lugar a premios salariales a la formalidad tal como se encuentra en este trabajo de investigación.

Finalmente, sería interesante profundizar los estudios acerca de los factores que preservan la segmentación del mercado laboral entre formalidad e informalidad aun en presencia de un premio salarial a la formalidad y analizar cuál es el grado de influencia que tienen las preferencias de los trabajadores sobre esta segmentación. No obstante, estas consideraciones se dejan para investigaciones posteriores.

VII. Referencias bibliográficas

- Alcaraz, C., Chiquiar, D., y Ramos-Francia, M. (2008). Diferenciales salariales intersectoriales y el cambio del empleo urbano de la economía mexicana en 2001-2004. *Working Papers. Banco De México, 2008-06*.
- Antón, A., Hernández, F., y Levy, S. (2012). *The End on Informality in Mexico? Fiscal Reform for Universal Social Insurance*. Inter-American Development Bank.
- Beccaria, L., y Groisman, F. (2015). Informalidad y segmentación del mercado laboral: El caso de la Argentina. *Revista De La CEPAL, 2015(117)*, 127-143. doi: 10.18356/4d859903-es
- Cahuc, P., Carcillo, S., y Zylberberg, A. (2014). *Labor economics* (2da ed.). MIT Press.
- DeSimone, J., y Schumacher E. J. (2004). *Compensating Wage Differentials and Aids Risk*. NBER Working Paper Series. 2012-08. No. 10861.
- Gómez, C. (2015). *Una aproximación al salario diferencial compensatorio por riesgo laboral en Chile*. [Trabajo de Investigación]. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. 2015-07.
- Gruber, J. (1994). The Incidence of Mandated Maternity Benefits. *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 3. 622-641.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2017). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*. Trimestre I de 2017. [Encuesta] Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2018a). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*. Trimestre I de 2018. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2018b). *Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/app/scian/>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2020). *Estadísticas a propósito del Día del Trabajo: Datos nacionales*. Comunicado de Prensa no. 166/20. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/aproposito/2020/trabajoNal.pdf>
- Juárez, L. (2012). *Are Informal Workers Compensated for the Lack of Fringe Benefits? Free Health Care as an Instrument for Formality*. Working Paper. 2012-08.
- Levy, S. (2004). *Ensayos sobre el desarrollo económico y social de México* (1a ed.). México, D.F.: México, D.F.: Fondo de Cultura Económica.
- Levy, S. (2010). *Buenas intenciones, malos resultados. Política social, informalidad y crecimiento económico en México*. Oceano.

- Ley Federal del Trabajo. (1970). Diario Oficial de la Federación, 2019. Recuperado de http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/125_020719.pdf
- Ley del Seguro Social. (1995). Diario Oficial de la Federación, 2019. Recuperado de <http://www.imss.gob.mx/sites/all/statics/pdf/leyes/LSS.pdf>
- Olson, C. (2002). Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits?. *Journal of Labor Economics*, Vol. 20, No. 2, Part 2: Compensation Strategy and Design. 2002-04, pp. 91-114.
- Rao, V., Gupta, I., y Jana S. (2000). *Sex Workers and the Cost of Safe Sex*. Policy Research Working Paper. The World Bank, Development Research Group. No. 2334.
- Retana, L. (2013). *Diferenciales salariales compensatorios: efectos de los riesgos ocupacionales en el sector formal en México*. (Tesis de Maestría). Centro de Estudios Económicos. El Colegio de México. 2013-02.
- Rodríguez-Oreggia, E., Lima, M., y Villalpando, A. (2006) Análisis de la informalidad en México y sus premios salariales. *Boletín de los Sistemas Nacionales Estadístico y de Información Geográfica*. Vol. 1, no. 1. INEGI.
- Rosen, S. (1986). The Theory of Equalizing Differences. En *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter & R. Layard. Vol. 1, chapter 12, pp. 641-692
- Secretaría del Trabajo y Previsión Social. (11 de enero, 2017). *Boletín No.767*. Recuperado de <https://www.gob.mx/stps/prensa/realizara-stps-operativos-con-el-imss-para-formalizar-empleos>
- Sobarzo Fimbres, H. E. (2016). *Reforma fiscal en México: una asignatura pendiente* (Primera ed.). Ciudad de México: El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.