



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Villarreal Peralta, Edna María

Externalidades del capital humano en México

El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(4), núm. 332, octubre-diciembre, 2016, pp. 747-788

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31347950008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Externalidades del capital humano en México*

Human Capital Externalities in Mexico

*Edna María Villarreal Peralta***

ABSTRACT

This paper estimates human capital externalities in Mexico using the traditional approaches in the literature. We control the potential endogeneity of individual and average schooling with instrumental variables techniques. We use as instruments, the educational reform of 1993 of compulsory secondary education and the proportion of graduates from upper secondary and higher education and the structure of the population of the states in a previous period. The results show that there is a strong positive and statistically significant relationship between experience, individual education and average education with individual wages. Also we confirmed by the implementation of the various approaches through the coincidence of the results that there are significant human capital externalities at state level in Mexico for the period 2000-2010.

Key words: human capital, externalities, social returns, education. *JEL Classification:* J24, J31, J32, O54.

RESUMEN

El presente trabajo estima las externalidades del capital humano en México empleando los enfoques más utilizados en la literatura. Con el propósito de reducir el potencial sesgo de endogeneidad de la escolaridad individual y promedio realizamos estimaciones con variables instrumentales. Para lo cual empleamos como

* Artículo recibido el 30 de noviembre de 2015 y aceptado el 24 de febrero de 2016.

** Centro de Investigación e Inteligencia Económica (CIE)-UPAEP (correo electrónico: ednamaria.villarreal@upaep.mx). Los errores remanentes son responsabilidad de la autora.

instrumento de la primera la reforma educativa de 1993 que promulgó la obligatoriedad de la educación secundaria. Para la segunda utilizamos la proporción de egresados de educación media superior y superior y la estructura de la población de los estados en un periodo previo. Los resultados muestran que existe una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre experiencia, educación individual y educación promedio estatal con los salarios individuales. Asimismo, confirmamos por medio de la aplicación de los diversos enfoques a través de la coincidencia en los resultados encontrados que existen externalidades significativas del capital humano a nivel estatal en México para el periodo 2000-2010.

Palabras clave: capital humano, externalidades, rendimientos sociales, educación.
Clasificación JEL: J24, J31, J32, O54.

INTRODUCCIÓN

Un buen número de trabajos que estudian la relación existente entre educación e ingresos demuestra que los individuos más educados perciben mayores ingresos, y evidencia la presencia de rendimientos privados de la educación en un rango que va de 6 a 12% (Psacharopoulos y Patriños, 2002). Sin embargo, no existe aún un consenso sobre cuáles son los efectos de mayores niveles de escolaridad promedio sobre la productividad y salarios de una ciudad o región. Moretti (2004b) señala que el efecto de la escolaridad promedio de una localidad o región sobre los salarios agregados no es necesariamente igual al efecto de la escolaridad individual sobre los salarios de los individuos en presencia de externalidades, las cuales pueden ser positivas o negativas. Desde la década de 1980 con la denominada teoría del crecimiento endógeno (Romer, 1986 y Lucas, 1988) se reconoce que la educación es un factor productivo que puede acumularse aumentando el acervo de capital humano para convertirse en una fuente de productividad y crecimiento. Asimismo se afirma que el aumento de la productividad y del crecimiento económico es un proceso endógeno que se deriva del aprendizaje, la experiencia y de la transferencia de conocimiento de los individuos y del conjunto de la economía. Lucas (1988) señala que además del efecto positivo del capital humano agregado sobre la productividad individual, también contribuye a la productividad de los demás factores de producción, causando efectos derrame (externalidades) que generan un proceso de crecimiento económico sostenido. En este contexto se introducen en el análisis las denominadas externalidades del capital humano como factores

determinantes en la explicación del crecimiento económico de las ciudades, regiones y países.

La relevancia de evidenciar externalidades del capital humano, consideradas como la diferencia entre el rendimiento social y privado de la educación, radica en varios motivos. Primero, la presencia de éstas en la práctica tiene implicaciones de política fundamentales. Por un lado, si existiesen externalidades positivas, es decir, que el rendimiento social de la escolaridad, medido en términos del incremento agregado de los ingresos proveniente de un aumento en el nivel de escolaridad promedio, fuera mayor al rendimiento privado, reflejado en el incremento en los salarios individuales derivado del aumento en la escolaridad individual, y los individuos no las considerasen, podría provocar que la inversión individual resulte inferior a la socialmente óptima. Con lo cual se justificaría una posible intervención gubernamental a través de transferencias de impuestos, subsidios, requerimientos de educación mínima o ayudas que puedan equilibrar los beneficios sociales con los privados (Becker, 1964). Por tanto, conocer la magnitud del rendimiento social de la educación es una herramienta fundamental para valorar la eficiencia de la inversión pública destinada al sector educativo, puesto que la mayoría de los países destina una gran parte de sus recursos a subsidiarla. Del mismo modo, como señala la teoría del capital humano, un mayor nivel educativo de la población podría proporcionar beneficios adicionales mediante sus efectos externos no solamente en el ámbito económico, sino también en el social y político. En este sentido, por ejemplo, mayor educación podría reducir la probabilidad de que los individuos cometan actividades delictivas (Lochner y Moretti, 2004), mejorar la participación ciudadana en procesos electorales y decisiones sobre política (Friedman, 1962) y mejorar la salud pública (Wheeler, 2007), entre otros. Por otro lado, también podría ocurrir que el rendimiento social de la educación fuera menor al privado y que ello genere externalidades negativas, ya que el efecto del incremento de la escolaridad promedio sobre los ingresos agregados sería menor que el efecto del incremento de la escolaridad individual sobre los salarios individuales (Moretti, 2004a). Esto podría explicarse suponiendo que un incremento en el nivel educativo promedio no se reflejara en una mayor productividad y, por tanto, en un mayor salario agregado, lo cual sucedería en el caso de que el nivel de escolaridad individual sólo sirviera para identificar o seleccionar a los individuos con mayor capacidad o habilidad innata, utilizado por los empleadores en el mercado laboral, como señala

la teoría de la señalización. Sin embargo, como se ha señalado, la evidencia empírica ha demostrado que generalmente los rendimientos privados de la educación tienen un efecto causal sobre la productividad. En este contexto, la posibilidad de que el rendimiento social del capital humano sea distinto al privado se ha convertido en uno de los temas relevantes de estudio de las últimas décadas desde distintos campos de estudio. El propósito de este artículo es estimar las externalidades del capital humano a nivel estatal en México en el año 2000 y 2010 empleando los enfoques más utilizados en la literatura y contrastar los resultados obtenidos con la evidencia empírica internacional y la nacional.

Los resultados muestran que existe una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre experiencia, educación individual y educación promedio con los salarios individuales. Asimismo, confirmamos por medio de la aplicación de los diversos enfoques a través de la coincidencia en los resultados encontrados que existen externalidades significativas del capital humano a nivel estatal en México para el periodo 2000-2010. El orden del artículo se estructura de la siguiente manera: primero se hace una revisión de los aspectos teóricos y empíricos de las externalidades del capital humano, posteriormente se explica la metodología y la base de datos empleada, y finalmente se presentan las conclusiones del estudio.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la literatura se han definido generalmente tres tipos de externalidades del capital humano: las estáticas o de mercado, que a su vez se subdividen en tecnológicas y pecuniarias y las no pecuniarias.

1. *Externalidades tecnológicas*

Lucas (1988) plantea la existencia de externalidades tecnológicas a partir de la acumulación de capital humano, las cuales se generan dentro de las funciones de producción agregadas en la forma de rendimientos tecnológicos crecientes. Este autor considera que el capital humano posee dos efectos, uno interno y otro externo. El primero se refiere al impacto que tiene sobre su productividad individual, mientras que el efecto externo, que está en función del nivel promedio de capital humano agregado, también contribuye sobre la productividad del resto de los factores de producción. En

este sentido, una persona más educada no sólo es más productiva sino que además incrementa la productividad de todos los factores de producción mediante el intercambio de ideas, conocimientos y experiencias, por lo cual el rendimiento del capital humano de cada trabajador es también función del nivel medio del capital humano de sus colegas. Lucas apunta que la acumulación del capital humano puede adquirirse mediante el aprendizaje en la empresa *learning by doing* o bien, de la educación formal de la propia persona. Por consiguiente, un determinado nivel acumulado de capital humano agregado puede generar efectos derrame entre empresas para aumentar la eficiencia y reforzar la productividad del capital físico, lo que hace crecer la economía de forma sostenida. Igualmente, la creación y adopción de nuevas tecnologías, así como la transmisión del conocimiento, resultarán más efectivas cuando se presentan mayores niveles promedio de capital humano agregado. Por tanto, para Lucas las externalidades permiten atraer o expulsar capital físico y humano en una ciudad o región, y se convierten en un factor determinante en la explicación de las diferencias de los niveles de ingreso a largo plazo entre países ricos y pobres.

2. *Externalidades pecuniarias*

Acemoglu (1996) define las externalidades del capital humano como el beneficio que se genera a otros agentes de la economía cuando un individuo invierte en su cualificación o en sus habilidades. Elabora un modelo en el que la búsqueda de trabajo es costosa y donde las externalidades del capital humano surgen por la complementariedad entre éste y el capital físico. Por tanto, el nivel óptimo de escolaridad individual depende del nivel de capital físico que el trabajador espera utilizar, así que las decisiones de inversión en capital físico se basan en las expectativas del nivel educativo de la fuerza laboral. De manera que, si un grupo de trabajadores en una ciudad determinada aumenta su nivel educativo, provocará que las empresas localizadas en ésta inviertan más en capital físico ante la expectativa de emplearlos. Ello daría lugar a que los trabajadores que no incrementaron su nivel educativo trabajen con un mayor nivel de capital físico, con lo que serían más productivos y se les permitiría obtener rendimientos crecientes de su capital humano. En resumen, la existencia de trabajadores calificados en una ciudad genera beneficios externos para los demás trabajadores que terminarán ganando más que otros similares en distintas ciudades. Ace-

moglu (1996) y Lucas (1988) coinciden en que el salario promedio de los trabajadores menos cualificados en una ciudad se incrementa con el nivel promedio de capital humano de la fuerza laboral. Sin embargo, a diferencia de las externalidades tecnológicas que se generan dentro de las funciones de producción agregadas (Lucas, 1988), las pecuniarias surgen más bien de las interacciones que se dan en el mercado por medio de mecanismos usuales de intermediación vía precios.

3. *Externalidades no pecuniarias*

La inversión en capital humano además de proporcionar beneficios económicos, también es capaz de generar beneficios de tipo no monetario. Esto significa que, mayores niveles educativos pueden incrementar el nivel de salud, longevidad, fertilidad, participación cívica, estabilidad política, nivel de democracia, cohesión social, o reducir el embarazo juvenil y el índice de criminalidad, entre otras cosas (*e. g.*, Rosenzweig y Schultz, 1981; Leigh, 1983; Haveman y Wolfe, 1984; Gottfredson, 1985; Farrington *et al.*, 1986; Kenkel, 1991 y 1995; Witte y Tauchen, 1994; Grossman y Kaestner, 1997; McMahon, 1999; Lochner, 1999; Lochner y Moretti, 2004; Milligan *et al.*, 2004; Dee, 2004; De Walque, 2004a y 2004b; Powdthavee, 2009).

II. METODOLOGÍA

Una vez definidos los tipos de externalidades que se encuentran en la literatura, en general, se utilizan tres metodologías para estimar las externalidades del capital humano a nivel de ciudades o regiones. Estas se basan principalmente en las diferencias interregionales en la productividad de empresas, en las rentas del suelo o en los salarios de los trabajadores.

La primera estrategia consiste en comparar la productividad de empresas idénticas localizadas en ciudades con distintos niveles de capital humano (*e. g.*, Jaffe, Trajtenberg y Henderson, 1993; Adams y Jaffe, 1996; Zucher, Darby y Brewer, 1998 y Moretti, 2004c). Ésta puede hacerse comparando funciones de costes unitarios en dos ciudades con distintos niveles de capital humano manteniendo constantes los precios; o bien comparando la producción de dos empresas idénticas en distintas ciudades, manteniendo constantes las cantidades. Ambos métodos resultan difíciles de aproximar por la falta de disponibilidad de información relativa a costos o productividad de empresas.

La segunda aproximación compara las diferencias en las rentas del suelo de ciudades con distintos niveles de capital humano agregado (e. g., Rauch, 1993; Dalmazzo y Blasio, 2004), por lo que se esperaría que las ciudades con altos niveles promedios de capital humano agregado tengan también salarios y rentas del suelo superiores. La intuición metodológica se basa en un modelo simple de equilibrio general con competencia perfecta, en el cual, tanto las empresas como los trabajadores son más productivos en ciudades con mayores niveles de capital humano, lo cual atraerá a más trabajadores y empresas hacia esas regiones, y dada una oferta de terrenos fija, este proceso de atracción elevará los precios de las rentas del suelo y los alquileres Moretti (2004b). El principal problema de este método radica en el supuesto de que las cantidades regionales son fijas, pero esto no necesariamente se cumple para el factor tierra, y menos para el acervo de viviendas que comúnmente se utiliza como variable *proxy* de ésta.

La tercera metodología compara los niveles de productividad o salarios de trabajadores similares localizados en regiones con distintos niveles de acervo de capital humano agregado. Esto supone que un mayor nivel de capital humano agregado en una localidad se traducirá en mayores ingresos para los que trabajen en ellas. El inconveniente fundamental de esta metodología radica en la existencia de varios factores que influyen en la determinación de los salarios, lo cual dificulta la identificación del verdadero efecto causal de las externalidades del capital humano sobre los salarios individuales. La mayoría de los estudios empíricos emplean esta última, que será también la que utilizaremos en el presente trabajo y, por tanto, la que explicaremos a continuación a profundidad.

Tradicionalmente con el propósito de identificar las externalidades del capital humano al comparar los salarios de individuos similares que trabajan en ciudades o regiones con distinto nivel de capital humano agregado se han implementado tres enfoques empíricos: minceriano ampliado, sustitución imperfecta y el de la composición constante de la fuerza de trabajo. La primera aproximación se basa en una ecuación minceriana ampliada añadiendo variables del acervo de capital humano agregado. La segunda, propuesta por Moretti (1998 y 2004a), se enfoca en el efecto de un incremento en la proporción de trabajadores cualificados sobre el salario de trabajadores de distintos niveles de escolaridad. Y la tercera, denominada enfoque de la composición Constante de la Fuerza de Trabajo CCFT propuesta por Ciccone y Peri (2006).

1. *Enfoque minceriano ampliado*

Se basa en una ecuación minceriana ampliada que añade los niveles de escolaridad y experiencia promedio como variables del acervo de capital humano agregado. Esta supone que los trabajadores con diferente dotación de capital humano son sustitutos perfectos en la producción, lo que significa que la oferta de capital humano no afecta el salario de los trabajadores con un capital humano dado si se mantiene constante la productividad total de los factores. De esta forma, bajo este enfoque, el efecto total de un aumento de la oferta de capital humano sobre el salario de trabajadores con un nivel de capital humano determinado debe manifestarse a través de una mayor productividad total de los factores y, por tanto, considerarse como una externalidad —Rauch (1993), Acemoglu y Angrist (2000), Moretti (2004) y Liu (2006)—.

Por otro lado, Ciccone, Peri y Almond (1999), Moretti (2004a) y Ciccone y Peri (2006) han señalado que este supuesto de sustitución perfecta entre trabajadores puede dar lugar a resultados empíricos erróneos de las externalidades si en realidad estos trabajadores son sustitutos imperfectos en la producción. En consecuencia, un incremento en el nivel de capital humano agregado en una ciudad o región provocaría dos efectos diferenciados sobre la distribución de los salarios. En primer lugar, un incremento del número de trabajadores cualificados beneficiaría a los menos cualificados con la elevación de su salario, mientras que el de los más preparados se reduciría. En segundo lugar, si existiesen externalidades del capital humano, se incrementaría el salario de ambos grupos de trabajadores; es decir que el efecto promedio sobre los salarios reflejaría tanto el efecto de las externalidades como el de sustitución imperfecta entre trabajadores con alto y bajo nivel de cualificación, lo que significaría que ambos efectos incrementarían el salario de los trabajadores menos cualificados incluso en ausencia de externalidades. Sin embargo, el efecto sobre el salario de los más cualificados dependería del convencional efecto estándar de oferta, lo cual generaría un desplazamiento en la curva decreciente de demanda, y en la externalidad que incrementaría su productividad. Por lo cual, si dicha externalidad fuera lo suficientemente fuerte, entonces el salario de los más cualificados también se incrementaría. Es decir, que si un incremento en el nivel de capital humano agregado contribuye positivamente sobre los salarios promedio, no corresponde precisamente a una externalidad, sino más bien a una sus-

titución imperfecta entre trabajadores con alto y bajo nivel de cualificación (Moretti, 2004a). Como consecuencia de lo anterior, surgen las siguientes dos estrategias empíricas para distinguir entre sustituibilidad imperfecta entre trabajadores y externalidades.

2. *Enfoque sustitución imperfecta*

Esta estrategia estima el efecto de un incremento en la proporción de trabajadores cualificados sobre el salario de trabajadores de distintos niveles de escolaridad (Moretti, 1998 y 2004a). Esto es, estima por separado los efectos de cambios en la proporción de trabajadores más preparados sobre los salarios de trabajadores con distintos niveles educativos. Concretamente, compara el efecto de un incremento en la proporción de egresados de estudios universitarios sobre los salarios de los trabajadores agrupados según su nivel educativo. Las consideraciones estándar de oferta y demanda sugieren que este efecto debería ser positivo para los grupos con menores niveles educativos y que el signo de los trabajadores con estudios superiores depende del tamaño de las externalidades. Si estas son lo suficientemente fuertes, el efecto sobre los trabajadores cualificados es positivo, aunque menor que el de los no cualificados (Moretti, 2004a).

3. *Enfoque composición constante de la fuerza de trabajo (CCFT)*

Propuesto por Ciccone y Peri (2006), estima el efecto de un incremento en el nivel educativo promedio sobre los salarios agregados de las ciudades, manteniendo constante la composición de la fuerza laboral respecto a su nivel de cualificación en un momento de tiempo a través de un nuevo esquema de ponderación. Estos ponderadores se basan en el tamaño relativo de cada grupo de cualificación en un año base, lo cual, permite separar la complementariedad de las externalidades manteniendo constante la distribución de la cualificación de la fuerza laboral en una ciudad (Ciccone y Peri, 2006).

III. EVIDENCIA EMPÍRICA

La evidencia empírica sobre externalidades del capital humano muestra resultados diferenciados debidos a la aplicación de distintas metodologías, niveles de desagregación regionales y bases de datos.

Como mencionamos anteriormente, nuestro interés específico se relaciona con la estrategia que relaciona las diferencias salariales de trabajadores similares con distintos niveles de capital humano agregado que viven en localidades distintas. Algunos autores han encontrado externalidades del capital humano para los Estados Unidos en el orden de 1 a 3% (Rauch, 1993; Moretti, 1998, 2004a y 2004c). Otros encuentran poca o nula evidencia de éstos (Rudd, 2000; Ciccone y Peri, 2006). A continuación señalamos los resultados de los cuatro trabajos más representativos que se han realizado; el resto se presentan de manera sintética en el cuadro 1. El trabajo pionero de Rauch (1993) retoma la ecuación de salarios minceriana tradicional y le añade como variables regionales la educación y experiencia laboral promedio como variables proxy del acervo de capital humano agregado de las áreas metropolitanas en los Estados Unidos en 1980. Sus resultados apuntan a la existencia de externalidades significativas del orden de 3%. Asimismo, Acemoglu y Angrist (2000) realizan una estimación semejante para los años de 1960, 1970 y 1980, y encuentran un efecto de la educación promedio de 7% en los salarios para enfrentar posteriormente el problema de características no observadas entre regiones y la potencial endogeneidad de la escolaridad individual y promedio, utilizando el trimestre de nacimiento como variable instrumental para la primera y las leyes de escolaridad obligatorias de los estados para la segunda. Los resultados de sus estimaciones por variables instrumentales reducen el efecto externo a valores de entre 1 y 2%. Moretti (1998 y 2004a) también controla la posible endogeneidad de los años de escolaridad promedio empleando como instrumentos la estructura demográfica de las ciudades en 1970 y la creación de universidades en la segunda mitad del siglo XIX, como resultado del movimiento de subsidios territoriales para la creación de escuelas de educación superior derivados de la Ley Morrill de 1862. Posteriormente Moretti (2004a) utilizando datos de panel de 1970 a 1990 controla por efectos fijos individuales, y para considerar posibles efectos fijos de demanda de las ciudades emplea un índice de choques de demanda propuesto por Katz y Murphy (1992). Utilizando como medida aproximada del nivel de capital humano agregado la proporción de trabajadores con estudios universitarios, encuentra que un incremento de 1% de esta proporción incrementa los salarios agregados entre 0.6 y 1.2% en los años de 1980 y 1990 en los Estados Unidos. A continuación, cuando estima el efecto de este incremento sobre los distintos grupos educativos para controlar el sesgo por sustitución imperfecta, obtiene que el salario de

los trabajadores con secundaria completa e incompleta se incrementa en 1.9 y 1.6% respectivamente, mientras que el de los de estudios universitarios aumenta 0.4%. Estos resultados son consistentes con el modelo que incluye los factores convencionales de oferta, demanda y externalidades; es decir que un incremento en la proporción de los trabajadores más cualificados tiene un mayor efecto positivo sobre el salario de los menos educados, pero también genera un pequeño incremento en el salario de los trabajadores más capacitados.

Los trabajos de Ciccone y Peri (2006), al proponer su enfoque de la composición constante de la fuerza de trabajo, dan un paso más allá porque distinguen entre el efecto de complementariedad y externalidades. Utilizan datos de ciudades y estados entre 1970 y 1990 en los Estados Unidos y, como variables instrumentales, la estructura demográfica de 1970 y la proporción de afroamericanos. En la primera parte de su trabajo donde suponen sustitución perfecta, obtienen que un incremento de un año de la escolaridad promedio genera un incremento de 8% en los salarios agregados de las ciudades. Mientras que cuando emplean su enfoque propuesto no obtienen evidencia significativa de externalidades positivas ni a nivel de ciudades ni de estados, poniendo en duda los resultados obtenidos en estudios previos (véase cuadro 1).

Con respecto al caso mexicano, sólo se han realizado los trabajos de Iturribarría (2008) y Rodrigo (2010). En ambos se sigue en primer lugar la especificación minceriana ampliada, y posteriormente se retoman los enfoques propuestos por Ciccone y Peri (2006) y Moretti (1998).

Por un lado, Iturribarría (2008) realiza estimaciones para áreas metropolitanas y entidades federativas, utilizando los datos de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) y la Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), respectivamente. Primeramente selecciona un corte temporal en el tercer trimestre de 1998 y, seguidamente, forma un panel de datos con los terceros trimestres de los años de 1992 a 2001. Posteriormente para las entidades federativas utiliza los datos correspondientes al tercer trimestre del año 2000. En las estimaciones por MCO para las áreas metropolitanas obtiene que un incremento de un año en la escolaridad promedio en estas se asocia a un aumento de entre 3.7 y 5.4% de los ingresos, y para los estados éste se ubica entre 5.7 y 10%. Al utilizar la estructura de edades de la población económicamente activa de 1980 de las áreas metropolitanas como instrumento de la educación promedio, obtiene un efecto agregado

CUADRO 1. *Resumen de la evidencia empírica de externalidades del capital humano*^a

Autor	Datos	Principales resultados	
Rauch (1993)	CP 1980 Estados Unidos	MCO (3.3% para salarios y 11.3% para rentas) por área Metropolitana	
Rudd (2000)	Encuesta de población 1978-1991 Estados Unidos	MCO agrupados y efectos fijos por estados No encuentran evidencia significativa	
Acemoglu y Angrist (2000)	CP 1960, 1970 y 1980 Estados Unidos	MCO (6-7.3%), y VI (1-2%), (trimestre de nacimiento, reglamentaciones estatales de escolaridad obligatorias y de trabajo infantil)	
Moretti (1998 y 2004a)	CP 1970, 1980 y 1990 Estados Unidos Encuesta Juvenil Nacional Longitudinal (1979-1994)	MCO (1980: 3-6%, 1990: 8-12%), Efectos Fijos (1.1-1.3%) y VI (0.6-2.2%). Estructura demográfica de 1970, proporción de trabajadores con educación superior, índice de Katz y Murphy, universidades creadas en la segunda mitad del siglo XIX <i>land-grant movement</i>	
Ciccone y Peri (2002 y 2005)	CP 1970, 1980 y 1990 Estados Unidos	MCO (8-11%), MCG y VI. Estructura demográfica de 1970, proporción de afroamericanos.	
Ciccone y García – Fontes (2001)	EPF 1981 y 1991, CP España	SI (0% ciudades, 2% estados). MCO (2.4-4%) y VI. Proporción de ocupados por nivel educativo, población ocupada y por grupos de edad, todas a nivel provincial en 1981	
Conley, Flyer y Tsiang (1999)	Estudio de vida de la familia (1988-1989) y CP 1980 Malasia	SI (0% a nivel de provincias españolas) MGM y VI (5-7% salarios y 4-5.8% rentas). Proporción de trabajadores ocupados en el sector servicios	
Kimenyi, Mwabu y Manda (2002)	Encuesta de monitoreo gubernamental 1994, Kenia	MCO. Obtienen que un incremento en el nivel educativo general beneficia a todos los trabajadores, lo cual se traduce en mayores ingresos	
Cerejeira (2003)	Ministerio de Trabajo Portugal, 1989-1999.	Efectos fijos (1.7%). Sin embargo, dicho resultado torna a cero cuando añaden un conjunto de controles a nivel de empresas	
Dalmazzo y Blasio (2004)	Banco de Italia y Censo de Población	Efectos fijos. VI (2.3-3% salarios y 6-24% rentas). Estructura demográfica rezagada, tasa de desempleo juvenil	
Rakova (2005)	CP 1990 y 2000, Canadá	MCO (0.6-5.8%)	
Liu (2006)	Encuesta de Ingresos de los hogares 1988 y 1995, China	MCO (4.9- 6.7%). Efectos Fijos por ciudades (11-13%). VI Proporción de graduados en 1990, legislación de educación obligatoria de 1980.	
Murayvov (2006)	Encuesta de monitoreo longitudinal 1994 y CP 1989, Rusia	MCO, VI (1.5%). Niveles de escolaridad al final del comunismo.	

FUENTE: elaboración propia.

^a CP: Censos de población. MCG: Mínimos Cuadrados Generalizados. MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios. VI: Variables Instrumentales. SI: Sustitución Imperfecta. EPF: Encuestas de Presupuestos Familiares.

de 2.6-7.9%. Para las estimaciones estatales además de utilizar la estructura poblacional de 1984 como instrumento, emplea el Producto Interno Bruto per cápita de 1980 y el número de maestros por cada 1 000 alumnos para todo el sistema escolarizado del ciclo 1986-1987. De las cuales obtiene que el efecto de la escolaridad promedio sobre los ingresos de los estados se encuentra entre 8.4 y 26.5%. Asimismo, cuando emplea el enfoque de la composición constante de la fuerza de trabajo obtiene que aproximadamente 75% del efecto agregado de la escolaridad en las áreas metropolitanas se debe a una externalidad, y 25% restante a un efecto estándar de oferta. En conclusión, Iturribarría (2008) afirma que el efecto externo de la escolaridad en las áreas metropolitanas en México representa la mayor parte de efecto agregado total de la escolaridad sobre los salarios promedio.

Por otro lado, Rodrigo (2010) utiliza los datos del Censo de Población y Vivienda del año 2000 para tres dimensiones territoriales: localidad, municipio y entidad. En sus estimaciones por MCO encuentra que un aumento de un año de escolaridad promedio en una localidad está asociado con un incremento de entre 4 y 7% del salario promedio. Asimismo, halla que un incremento de 1% de la proporción de egresados de educación superior está asociado con un aumento de entre 0.7 y 1% de los salarios agregados. Este efecto resultó ser 50 y 70% mayor que el asociado al aumento de egresados de educación media superior. Los resultados de sus estimaciones bajo el supuesto de sustitución imperfecta confirman las predicciones de Moretti (2004) que siguen los señalamientos del modelo convencional de oferta y demanda. Esto es, que el hecho de vivir en una localidad donde la proporción de egresados de educación superior es mayor provee mayores beneficios para los grupos de trabajadores con menor escolaridad que para los que recibieron mayor formación adicional. Sin embargo, aun para estos últimos, encuentran que un aumento en la proporción de trabajadores de su mismo

CUADRO 2. *Evidencia empírica de externalidades del capital humano en México*

<i>Autor</i>	<i>Datos</i>	<i>Principales resultados</i>
Iturribarría (2008)	ENEU (1992-2001) y ENIGH (2000), México	MCO (3.7-5.4% áreas metropolitanas y 5.7-10% estados) VI (.08-7.9% áreas metropolitanas y 8.4-26.5% estados)
Rodrigo (2010)	CP 1990 y 2000, México	MCO (4-7% por localidad). Encuentra que los menores niveles educativos obtienen mayores incrementos salariales, pero aun para los más preparados obtiene efectos positivos

FUENTE: elaboración propia.

grupo de escolaridad está asociado con un aumento en su salario, lo cual implica la presencia de externalidades positivas de la educación media superior y superior en México lo suficientemente grandes como para contrarrestar el efecto de la interacción entre oferta y demanda.

1. Estimación de la ecuación minceriana ampliada

Se estima la siguiente ecuación:

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 \bar{S}_{ij} + \varphi(X_{ij}) \quad (1)$$

donde $\ln W_{ij}$ es el logaritmo del salario nominal del individuo i que vive en el estado j . β_0 es la constante, β_1 mide el rendimiento privado de la educación, mientras que β_2 capta los rendimientos externos de la educación, es decir, el efecto del capital humano agregado sobre los salarios promedio una vez controlado el rendimiento privado de la escolaridad. Y φ representa otras características productivas específicas de los estados.

Se utiliza como medida del capital humano agregado los años promedio de escolaridad y también la proporción de la población con estudios de educación superior. Suponiendo que $\varphi(X)$ es función de la experiencia laboral (E_{ij}), su cuadrado (E_{ij}^2), género (G_{ij}), estado civil (EC_{ij}), rama de la actividad económica (R_{ij}) (agropecuaria, industria manufacturera, construcción, comercio, servicios, otros), región geográfica (Z_{ij}) (frontera, norte, centro, capital, península, sur), se obtiene la siguiente variante de la ecuación minceriana:

$$\begin{aligned} \ln W_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 \bar{S}_{ij} + \beta_3 E_{ij} + \beta_4 E_{ij}^2 + \beta_5 G_{ij} + \beta_6 EC_{ij} + \beta_7 R_{ij} \\ & + \beta_8 Z_{ij} + v_j + u_i + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

donde v_j y u_i se refieren a las características específicas no observables de los estados y de los individuos, respectivamente, y ε_{ij} es el error idiosincrático, el cual se supone que se distribuye idéntica e independientemente sobre los individuos y los estados.

2. Estimación de la ecuación minceriana agregada

Esta estimación se realiza en dos pasos y de manera agregada en diferencias entre 2000 y 2010 para los 32 estados mexicanos. El primer paso consiste

en estimar una clásica ecuación minceriana por separado para cada estado para 2000 y 2010. En esta ecuación se regresa el logaritmo del salario individual sobre características individuales que se supone que afectan la determinación del salario, como son el nivel educativo, experiencia, género y estado civil. El objetivo de este paso consiste en obtener los salarios promedio para cada estado después de depurar previamente los posibles efectos derivados de otras características que pueden determinar la productividad individual como sexo, edad, estado civil, etc. Esto se representa en la siguiente ecuación salarial:

$$\ln W_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 S_{ijt} + \beta_2 E_{ijt} + \beta_3 E_{ijt}^2 + \beta_4 G_{ijt} + \beta_5 EC_{ijt} + \beta_6 R_{ijt} + v_{ijt} \quad (3)$$

donde $\ln W_{ijt}$ es el salario del individuo i que vive en el estado j en año t 2000 o 2010, el término constante α_{jt} es el efecto específico de cada estado en el tiempo t , y capta los salarios promedio para cada estado y año correspondiente. S_{ijt} se refiere al nivel de escolaridad individual, E_{ijt} a la experiencia, y E_{ijt}^2 a su cuadrado, G_{ijt} es el género, EC_{ijt} es el estado civil y R_{ijt} se refiere a la rama de la actividad económica (agropecuaria, industria manufacturera, construcción, comercio, servicios, otros) y v_{ijt} representa la variación del logaritmo del salario no explicado por las variables explicativas.

En el segundo paso se estima el efecto marginal de un cambio en la escolaridad promedio a nivel estatal a lo largo del periodo 2000-2010, sobre el cambio en el término constante o salario promedio de cada estado α_{jt} . Éste se representa por medio de:

$$\Delta \hat{\alpha}_{jt} = \hat{\alpha}_{jt1} - \hat{\alpha}_{jt0} = \text{controles} + \theta \Delta \bar{S}_{jt} + v_{jt} \quad (4)$$

donde $\Delta \hat{\alpha}_{jt}$ corresponde al cambio en el salario promedio en el estado j durante el periodo 2000-2010, $\Delta \bar{S}_{jt}$ representa el cambio en la escolaridad promedio y, por tanto, θ es el valor de las externalidades del capital humano de acuerdo a este enfoque que supone sustitución perfecta entre trabajadores. Los *controles* introducidos son una constante, variables correspondientes a las zonas geográficas, el cambio en la experiencia potencial promedio y en el logaritmo natural del empleo. Por último, v_{jt} capta la variación en el intercepto no explicado por las variables incluidas en el lado derecho de la ecuación.

3. Estimación del enfoque de sustitución imperfecta

Se realiza una especificación econométrica en dos etapas. En la primera, se estima el salario promedio ajustado para cada nivel educativo e (educación básica, 0-11 años de escolaridad; media superior 12-15 y superior 16 o más) en el estado j en el tiempo t , $\hat{\alpha}_{ejt}$. Esto queda representado de la siguiente manera:

$$\ln W_{iejt} = \alpha \beta_{ejt} + \beta_1 S_{iejt} + \beta_2 E_{iejt} + \beta_3 E_{iejt}^2 + \beta_4 G_{iejt} + \beta_5 EC_{iejt} + \beta_6 R_{iejt} + v_{iejt} \quad (5)$$

En la segunda etapa se regresiona el efecto de un cambio en la escolaridad promedio y posteriormente de la proporción de trabajadores con estudios de educación superior a nivel estatal a lo largo del periodo 2000-2010, sobre el cambio en el término constante o salario promedio obtenido α_{ejt} de esta ecuación (5) para cada estado j y nivel educativo e . Este se representa de manera similar a la ecuación (4) por medio de:

$$\Delta \hat{\alpha}_{ejt} = \hat{\alpha}_{ejt1} - \hat{\alpha}_{ejt0} = \text{controles} + \theta \Delta \bar{S}_{jt} + v_{ejt} \quad (6)$$

donde $\Delta \hat{\alpha}_{ejt}$ corresponde al cambio en el salario promedio del estado j correspondiente al nivel educativo e durante el periodo 2000-2010 y $\Delta \bar{S}_{jt}$ representa el cambio en la escolaridad promedio. Posteriormente se reemplaza por el cambio en la proporción de trabajadores con estudios de educación superior a nivel estatal para obtener indicios de manera más directa de la presencia de externalidades, como ya se explicó anteriormente. El parámetro θ obtenido debe ser interpretado como el aumento porcentual en los salarios asociado a un aumento de 1% en los años de educación promedio y en la proporción de trabajadores con estudios de educación superior para los trabajadores de distintos grupos educativos que viven en el mismo estado. Los *controles* introducidos son una constante y variables correspondientes a las zonas geográficas. Por último, v_{ejt} capta la variación en el intercepto no explicado por las variables incluidas en el lado derecho de la ecuación.

4. Estimación del enfoque de composición constante de la fuerza de trabajo

La aplicación de este enfoque se realiza en dos etapas. En la primera se estiman los salarios medios ponderados manteniendo la composición cons-

tante para los años 2000 y 2010. Para lo cual se calculan los salarios medios estimando la ecuación (5) para cada año, estado y grupo educativo, con lo que se obtienen los $\hat{\alpha}_{ejt}$ específicos para cada nivel educativo, estado y año. Una vez realizado esto, se construyen los salarios medios ajustados ponderados recurriendo a los pesos o proporciones de los niveles educativos del año base de la composición de la fuerza de trabajo:

$$\ln \hat{w}_{jt} = \ln \sum_{e=1}^e l_{ejt} \bar{\alpha}_{ejt} \quad (7)$$

donde las proporciones l_{ejt} se refieren al año base $T=2000$. Estos salarios medios nos permiten calcular el incremento porcentual de los salarios promedio ajustados manteniendo constante la composición de la fuerza de trabajo:

$$\ln \hat{w}_{jt} = \ln \hat{w}_{jt1} - \ln \hat{w}_{jt0} \quad (8)$$

Por último, para estimar la intensidad o magnitud de las externalidades del capital humano en los estados, se regresa este cambio en el logaritmo del salario promedio manteniendo constante la estructura de la fuerza de trabajo estatal contra el cambio en la escolaridad promedio y otras variables de control:

$$\ln \hat{w}_{jt1} - \ln \hat{w}_{jt0} = \text{controles} + \theta \Delta \bar{S}_{jt} + v_{jt} \quad (9)$$

Los controles introducidos son una constante, cambio en el logaritmo del empleo agregado, en la experiencia potencial promedio y variables correspondientes a las zonas geográficas. Por tanto, θ capta las externalidades del capital humano, y v_{ejt} , la variación en el intercepto no explicado por las variables incluidas en el lado derecho de la ecuación.

5. Tratamiento de la endogeneidad mediante variables instrumentales

Algunas dificultades consideradas al estimar las externalidades del capital humano son variables omitidas o no observadas y el sesgo de causalidad inversa, lo cual podría derivarse de que las ciudades con mayores salarios atrajesen de otros sitios a trabajadores más educados y que así lograsen mayores niveles de capital humano. O también pudiera suceder que la

causalidad fuera en sentido contrario o que una tercera variable estuviera relacionada con ambas, por lo que existiría un problema de endogeneidad. Por tanto, con el objetivo de reducir estas fuentes de sesgo y dar solución a estos problemas, en los últimos años se han tratado de obtener estimaciones consistentes al emplear las metodologías descritas anteriormente y también mediante el uso de variables instrumentales.

Para controlar la endogeneidad de la escolaridad individual, utilizamos como instrumento una variable de tipo institucional que refleja si el individuo se ha visto afectado o no por el cambio legislativo en el nivel de escolaridad obligatorio de 1993. Lo anterior, tomando como base los trabajos de Harmon y Walker (1995) y Acemoglu y Angrist (2000) que consideran las leyes de escolaridad obligatoria como un determinante exógeno del nivel educativo alcanzado y que afectan por tanto la elección de educación de los individuos pero no a sus ingresos.

En segundo lugar, como instrumentos de la educación promedio agregada, utilizamos: *i*) la proporción de egresados de educación media superior y *ii*) la proporción de egresados de educación superior. Para las estimaciones del año 2000 utilizamos los datos de 1990, y para las del 2010, las proporciones del 2000, respectivamente. Esto significa que el nivel de escolaridad de generaciones previas tiene una alta influencia en el de las presentes, sin llegar a ser un determinante directo de su salario. Asimismo, también empleamos la estructura de la población de los estados en un periodo anterior de 10 años; en concreto, la proporción de la población joven (menor de 19 años) y la proporción de la población mayor de 49 años, la cual determinaría de cierta manera el nivel de estudios en el presente, sin estar correlacionados directamente con los cambios en los salarios. Esto implicaría, suponiendo que existen condiciones de igualdad de acceso a la educación, que los estados que tengan mayor porcentaje de población joven al inicio del periodo podrán tener por razones demográficas mayor probabilidad de incrementar sus niveles de escolaridad promedio en los siguientes años. De manera similar, los estados que tuvieran una mayor proporción de población envejecida al inicio del periodo podrían tener también una mayor tasa de sustitución entre esta cohorte de la población con menor nivel de cualificación que sería expulsado por otra, la de la población joven que tendría un mayor nivel educativo. De esta manera, la estructura de la población en un periodo previo determinaría de cierta manera el nivel de estudios en el presente, sin estar correlacionados directamente con los cambios en los

salarios (García-Fontes e Hidalgo, 2009). Lo anterior implicaría que el nivel de escolaridad y la estructura de la población de generaciones previas tienen una alta influencia y determinan de cierta manera el nivel de estudios en el presente, sin estar correlacionados directamente con los salarios.

6. Datos

Utilizamos información proveniente de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) para el año 2000, y de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) para 2010 en el caso de los datos individuales. Ambas encuestas se aplican a los hogares mexicanos y se realizan conjuntamente entre la Secretaría del Trabajo y Previsión Social (STPS) y el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). La ENE tiene su origen en 1988; sus resultados se publicaban anualmente, pero, ante la necesidad de dar mayor peso a las estadísticas sobre ocupación y de ampliar la periodicidad de las cifras con representatividad nacional y estatal, se estableció levantarla de manera continua y publicar sus resultados trimestralmente. Así, a partir de mayo de 2003, se dispuso de microdatos sobre la situación laboral del país con representatividad nacional para cuatro tamaños de localidad, para las 32 entidades federativas y para una ciudad en cada una de ellas, con una serie estadística que comprende información desde el segundo trimestre de 2000. A partir de enero de 2005 se realizó la ENOE, la cual sustituyó a la ENE. La información generada originalmente por la ENE, hasta diciembre de 2004, tal y como fue difundida en su momento, no es comparable con la de la ENOE, por ello, el INEGI homologó las series de la ENE bajo los criterios de la ENOE, cuyo resultado es el sistema para la consulta de indicadores estratégicos, InfoLaboral. Esta contiene información de 1995 a la fecha, con actualización trimestral, para los diversos ámbitos de cobertura geográfica (nacional, entidad federativa y cuatro tamaños de localidad), dependiendo del año seleccionado. Asimismo, al ofrecer información armonizada metodológicamente, permite hacer comparativos de variables, ya sea entre ámbitos geográficos, o bien en el tiempo, es decir, entre los diferentes trimestres.

Además, los datos a nivel estatal se obtuvieron de los Censos de Población y Vivienda de los años 1990, 2000 y 2010. Se seleccionó el tercer trimestre de cada año respectivamente, ya que es el más utilizado en este tipo de trabajos por ser el de mayor estabilidad económica. La muestra se restringió a la población ocupada de 12 a 65 años de edad que percibió ingresos

a sueldo fijo y laboró entre 20 y 60 horas en la semana de referencia. Con el objetivo de homogeneizar ambas encuestas, se han seleccionado únicamente las 32 áreas metropolitanas que se mantienen en todo el periodo analizado, y por tanto se ha trabajado con información representativa para los 31 estados y el Distrito Federal (véase el cuadro 3). Para enfrentar el problema de variables no observables se toma la clasificación de Chiquiar (2004) de los estados mexicanos en cinco regiones de acuerdo a su nivel de desarrollo, características geográficas, actividad económica y productividad: frontera, norte, centro, capital y sur.¹

IV. RESULTADOS DEL ENFOQUE MINCERIANO AMPLIADO

En el cuadro 4 se reportan los resultados de la estimación de la ecuación (2) por MCO y VI del capital humano agregado a nivel estatal para el año 2000 y 2010. Para cada una de las estimaciones se realizaron dos distintas aproximaciones. En las dos primeras columnas para ambos métodos de estimación se consideran únicamente las características individuales de escolaridad, experiencia, experiencia al cuadrado, género, estado civil y rama de actividad económica. En segundo lugar, con el objetivo de considerar los efectos específicos de cada estado no capturados por las variables anteriores, incluimos variables de acuerdo a la zona geográfica donde se ubican, nivel de desarrollo, actividad económica y productividad. Cabe mencionar que las variables de referencia que controlan las características individuales se deben interpretar con respecto a las omitidas, esto es, género femenino, que se encuentren solteros o separados y trabajen en el sector agropecuario. Asimismo cuando se toman en cuenta las variables que controlan las características de los estados se omite el Distrito Federal y el Estado de México.

Los resultados de las estimaciones por MCO muestran rendimientos privados de la educación de entre el 0.082 y 0.088 consistentes con trabajos previos, indicando que por cada año extra de escolaridad se espera un incremento en los salarios de entre el 8.2 y 8.8%. Asimismo, los coeficientes estimados de la experiencia laboral y su cuadrado coinciden con lo esperado. Por un lado, la variable de experiencia muestra una relación positiva

¹ Siguiendo la clasificación de Chiquiar (2004): frontera (Baja California, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sonora y Tamaulipas), norte (Aguascalientes, Baja California Sur, Durango, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa, Zacatecas), centro (Colima, Guanajuato, Hidalgo, Jalisco, Michoacán, Morelos, Puebla, Querétaro, Tlaxcala, Veracruz), capital (Distrito Federal y Estado de México), sur (Chiapas, Guerrero, Oaxaca) y Península de Yucatán (Campeche, Tabasco, Quintana Roo y Yucatán).

CUADRO 3. *Claves de las entidades federativas y ciudades*

<i>Clave</i>	<i>Entidad</i>	<i>Área metropolitana</i>	<i>Ciudad</i>
1	Aguascalientes	14	Aguascalientes
2	Baja California	21	Tijuana
3	Baja California Sur	40	La Paz
4	Campeche	28	Campeche
5	Chiapas	19	Tuxtla Gutiérrez
6	Chihuahua	09	Chihuahua
7	Coahuila	17	Saltillo
8	Colima	33	Colima
9	Distrito Federal	01	Ciudad de México
10	Durango	26	Durango
11	Estado de México	16	Toluca
12	Guanajuato	05	León
13	Guerrero	13	Acapulco
14	Hidalgo	43	Pachuca
15	Jalisco	02	Guadalajara
16	Michoacán	15	Morelia
17	Morelos	29	Cuernavaca
18	Nayarit	27	Tepic
19	Nuevo León	03	Monterrey
20	Oaxaca	31	Oaxaca
21	Puebla	04	Puebla
22	Querétaro	36	Querétaro
23	Quintana Roo	41	Cancún
24	San Luis Potosí	07	San Luis Potosí
25	Sinaloa	24	Culiacán
26	Sonora	25	Hermosillo
27	Tabasco	18	Villahermosa
28	Tamaulipas	10	Tampico
29	Tlaxcala	39	Tlaxcala
30	Veracruz	12	Veracruz
31	Yucatán	08	Mérida
32	Zacatecas	32	Zacatecas

FUENTE: elaboración propia de acuerdo con la ENE y ENOE.

con respecto al nivel de salarios, mientras que el coeficiente negativo de la experiencia al cuadrado indica que existe una relación decreciente y, por tanto, un punto máximo en el cual los individuos maximizan dichos ingresos. La variable género reportó que los hombres perciben 15% mayores ingresos que las mujeres. Asimismo los trabajadores casados o en unión libre perciben salarios entre 4 y 7% mayores que los que se encuentran solteros o separados. Cabe hacer notar que los coeficientes estimados tanto de la educación como de la experiencia individual no sufren modificaciones

al incluir variables que controlan las características regionales geográficas de los estados. Esto podría sugerir que estas medidas de capital humano individual (educación y experiencia) no están fuertemente correlacionadas con las características no observadas de los estados.

Las estimaciones por MCO del rendimiento externo de la educación que surge de la variación del capital humano agregado muestran siempre una relación positiva y estadísticamente significativa a 1% entre la escolaridad promedio y los salarios individuales en las distintas estimaciones. Obtenemos que un incremento de un año en la escolaridad promedio de los estados está asociado con un aumento entre 3.9 y 9.6% de los ingresos laborales. Se obtiene una media de 6.4% del rendimiento de la educación promedio en los estados en el periodo, que resulta 2% menor que el rendimiento privado. Estos resultados, aunque se refieren a distintos periodos de estudio y bases de datos, son muy similares a los obtenidos para los estados mexicanos por Iturribarría (2008) de 5.7 a 10% con una media de 8% en el periodo 1992-2001, y Rodrigo (2010) de 6% en el año 2000. De la misma manera, se asemejan a los encontrados en los Estados Unidos por Acemoglu y Angrist (2000) de entre 6 y 7.3% a nivel estatal, y por Rauch (1993) de entre 3 y 5% a nivel de ciudades.

Cuando empleamos el método de variables instrumentales y aplicamos el test de Hausman (parte inferior del cuadro 4) obtenemos valores que nos llevan a rechazar en todos los casos a un nivel de confianza de 95% la hipótesis nula de que tanto el nivel de escolaridad individual como promedio están determinados exógenamente. Lo anterior implica, por lo tanto, que el método de mínimos cuadrados en dos etapas utilizando variables instrumentales está justificado; por lo tanto, es el más apropiado para calcular los rendimientos privados y externos de la educación.

Otro aspecto importante considerado fue la calidad de dichos instrumentos, para lo cual utilizamos el contraste sugerido por Bound *et al.* (1995). En concreto, presentamos en la parte inferior del cuadro 4 el valor “ F de los instrumentos excluidos” y el “ R^2 parcial del instrumento”, obtenidos ambos a partir de la primera etapa de la estimación. Los resultados del test F indican en todas las estimaciones la significatividad estadística conjunta de los instrumentos excluidos en la primera etapa. Asimismo los altos valores obtenidos del R^2 parcial de Shea (2000) muestran que los instrumentos resultaron altamente correlacionados con nuestras variables endógenas y que contribuyen a explicar entre 0.89 y 0.93 de su variabilidad. Esto sugiere

por tanto, que el uso de la reforma educativa de 1993 como instrumento de la escolaridad individual y de las proporciones de egresados con educación media y superior, así como la estructura demográfica para la escolaridad promedio, son adecuados y muy relevantes. Con respecto a la validez de los instrumentos, se aplicó el test de sobreidentificación de Sargan que prueba la hipótesis nula de la validez global de los instrumentos. Esto es, que la selección de los instrumentos utilizados en conjunto es exógena, lo que quiere decir que no están correlacionados y son independientes del residuo de la regresión de la segunda etapa y, por tanto, que el uso de estas variables resulta adecuado. Los resultados del test de Sargan para las distintas especificaciones nos llevan a rechazar la hipótesis nula, lo cual podría cuestionar la validez de la selección de los instrumentos empleados y dar indicios de que el modelo está mal especificado o bien que no todos los instrumentos son exógenos y pudieran estar correlacionados con el término de perturbación. Sin embargo, Cameron y Trivedi (2005)² señalan que el estadístico estándar puede tener muy bajo poder explicativo cuando el número de instrumentos K y de observaciones son muy elevados, y llevarnos a menudo a rechazar la hipótesis nula del modelo.

Los resultados al utilizar las mencionadas variables instrumentales se presentan en las columnas cinco a ocho del cuadro 4. Los rendimientos a la escolaridad y experiencia individual se incrementan ligeramente en el año 2000, en tanto que en el año 2010 se reducen alrededor de dos puntos porcentuales, mientras que los rendimientos externos de la educación van en orden de 5.1 a 10.1% con una media de 7.45%. Esto significa que en promedio las estimaciones por VI son alrededor de 15% mayores que las obtenidas mediante MCO. A primera vista este resultado sorprende, ya que al estar trabajando con datos de corte transversal intuitivamente esperaríamos que factores permanentes no observables estuvieran correlacionados positivamente tanto con la educación promedio de los estados como con el salario individual, lo cual podría resultar en un sesgo a la alza en las estimaciones por MCO. Asimismo, los resultados podrían estar sesgados a la baja como producto de un posible efecto estándar ante choques permanentes de

² Señalan que, en esencia, cuando se tiene la ecuación $y = X\beta + \mu$ y se emplea la matriz de instrumentos Z , el test de Sargan de sobreidentificación equivale al cálculo de la regresión de los residuos del modelo estimado por VI sobre el conjunto de instrumentos Z : $\hat{\mu} = Z\hat{\gamma} + \hat{v}$. Se demuestra que $NR_x^2 \rightarrow \chi_b^2$ donde b es el grado de sobreidentificación. Por muy pequeño que sea R_x^2 para N suficientemente elevado, siempre resultará rechazada la hipótesis nula. Por el contrario, para tamaños muestrales reducidos se tenderá a rechazar pocas hipótesis nulas.

CUADRO 4. Estimación del efecto de un incremento en la escolaridad promedio sobre el salario en los estados por MCO y VI, 2000 y 2010^a

	MCO 2000	MCO 2010	MCO 2000	MCO 2010	VI 2000	VI 2010	VI 2000	VI 2010
Experiencia individual	0.0881*** (171.14)	0.0829*** (121.84)	0.0879*** (171.59)	0.0829*** (121.75)	0.0928*** (70.01)	0.0793*** (48.63)	0.0906*** (70.37)	0.0799*** (50.01)
Experiencia promedio estatal	0.096*** (42.37)	0.0609*** (22.75)	0.0389*** (10.34)	0.0626*** (13.97)	0.101*** (42.93)	0.0657*** (22.36)	0.0512*** (13.09)	0.0803*** (14.76)
<i>Características específicas de los individuos</i>								
Experiencia	0.0285*** (49.31)	0.0218*** (33.93)	0.0283*** (49.43)	0.0219*** (34.11)	0.0288*** (53.29)	0.0218*** (33.92)	0.0286*** (53.54)	0.0219*** (34.09)
Experiencia ²	-0.000*** (-30.30)	-0.000*** (-18.95)	-0.000*** (-30.29)	-0.000*** (-19.07)	-0.000*** (-27.56)	-0.000*** (-17.27)	-0.000*** (-27.65)	-0.000*** (-17.32)
Sexo	0.151*** (35.41)	0.142*** (28.84)	0.151*** (35.88)	0.142*** (28.99)	0.148*** (32.11)	0.142*** (28.81)	0.150*** (32.56)	0.142*** (28.96)
Estado civil	0.070*** (17.12)	0.0446*** (10.08)	0.0724*** (18.03)	0.0450*** (10.18)	0.066*** (10.71)	0.0457*** (9.83)	0.0702*** (11.71)	0.0441*** (9.91)
Manufactura	0.482*** (15.74)	0.209*** (5.31)	0.454*** (14.92)	0.208*** (5.29)	0.481*** (15.84)	0.210*** (5.31)	0.457*** (15.08)	0.210*** (5.30)
Construcción	0.52*** (16.80)	0.431*** (10.92)	0.505*** (16.46)	0.436*** (11.05)	0.23*** (17.42)	0.431*** (10.96)	0.509*** (17.10)	0.437*** (11.10)
Comercio	0.344*** (11.10)	0.0963*** (2.44)	0.335*** (10.94)	0.102*** (2.59)	0.343*** (10.78)	0.0996*** (2.40)	0.337*** (10.70)	0.105*** (2.55)

Servicios	0.47*** (15.59)	0.304*** (7.72)	0.476*** (15.65)	0.311*** (7.92)	0.474*** (14.68)	0.310*** (7.60)	0.476*** (14.82)	0.316*** (7.78)
Otros	0.630*** (20.16)	0.605*** (13.24)	0.635*** (20.47)	0.606*** (13.36)	0.621*** (18.14)	0.612*** (13.05)	0.631*** (18.62)	0.614*** (13.16)
<i>Características de los estados</i>								
Sur			-0.109*** (-8.67)	0.0842*** (4.64)			-0.0753*** (-5.3)	0.0929*** (5.15)
Centro			0.0662*** (7.08)	0.130*** (11.18)			0.0857*** (9.37)	0.0133*** (11.08)
Península			-0.032*** (-3.97)	0.0921*** (7.80)			-0.0146*** (-9.05)	0.0941*** (7.07)
Frontera			0.240*** (30.92)	0.126*** (13.21)			0.244*** (29.83)	0.135*** (12.17)
Norte			0.0423*** (4.01)	0.0826*** (7.60)			0.0571*** (6.58)	0.0951*** (8.84)
Constante	0.073** (2.03)	1.120*** (23.85)	0.448*** (9.87)	1.006*** (16.09)	0.0106*** (4.8)	1.125*** (22.65)	0.327*** (6.91)	0.903*** (13.72)
N	91 418	57 345	91 418	57 345	91 418	57 345	91 418	57 345
R ² ajustado	0.367	0.304	0.379	0.307	0.366	0.304	0.379	0.307
R ² parcial instrumento excluido					0.936	0.931	0.905	0.893
F instrumento excluido					1131.5	1061.3	1140.6	1095.3
Hausman					45.2	24.83	55.17	56.52
Sargan					2512.2	463.6	2045.28	529.5

FUENTE: elaboración propia.

^a La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora.

oferta específicos de los estados con influencia negativa, considerando que este enfoque supone sustitución perfecta entre trabajadores cualificados y no cualificados. Nuestros resultados están en la misma línea que los encontrados por Iturribarría (2008) quien obtiene un incremento en el efecto de la educación promedio cuando estima utilizando VI, con rendimientos externos de entre 8.4 y 26.5% con un valor promedio de 13.9%. Asimismo, para el caso de los Estados Unidos, Moretti (2004) y Liu (2006) obtienen resultados sustantivamente mayores al aplicar VI que al utilizar MCO.

De manera similar a Moretti (2004) y Liu (2006), con el objetivo de verificar la robustez de las estimaciones, se utiliza como medida alternativa del nivel educativo estatal la proporción de la proporción ocupada con estudios de educación superior. Los resultados estimados por MCO y VI se presentan en el cuadro 5 donde se obtiene que los valores de los coeficientes de los rendimientos privados de la educación y de la experiencia son bastante similares, aunque en todos los casos ligeramente inferiores a los anteriores, lo que significa que los beneficios salariales de vivir en un estado con mayor proporción de trabajadores con estudios de nivel superior son siempre positivos y estadísticamente significativos y mayores que los rendimientos privados de la educación y que los beneficios externos obtenidos del incremento en la educación promedio. Es decir, que los rendimientos o beneficios provenientes de una mayor proporción de este grupo de trabajadores en un estado son mayores a los asociados a un aumento en la educación promedio. En este sentido, de acuerdo a nuestros resultados, un incremento de 1% en la proporción de la población ocupada con educación superior en un estado podría incrementar los salarios individuales alrededor de 0.88-1.94% con una media de 1.15%, muy similar al 0.8% obtenido por Rodrigo (2010) con datos del año 2000. Asimismo, se asemejan con lo obtenido en los trabajos previos de Moretti (2004) y Liu (2006) pero a nivel de ciudades en los Estados Unidos (1.02-1.42%) y China (1.27%). Al utilizar el método de variables instrumentales y aplicar los tests respectivos también obtenemos resultados similares a los del cuadro 4. Sin embargo, se reduce la magnitud de los coeficientes de los rendimientos externos provenientes de una mayor proporción de trabajadores con estudios superiores, excepto para el año 2000 cuando únicamente se controlan las características individuales. Obtenemos que un aumento de 1% en la proporción de la población ocupada con educación superior en los estados incrementa los salarios individuales entre 0.53 y 2.27%, con una media de 1.13% considerando el conjunto de las estimaciones.

CUADRO 5. *Estimación del efecto de un cambio en la proporción de la población ocupada con educación superior sobre el salario en los estados por MCO y VI, 2000 y 2010*

	MCO 2000	MCO 2010	MCO 2000	MCO 2010	VI 2000	VI 2010	VI 2000	VI 2010
Experiencia individual	0.0879*** (170.41)	0.0827*** (121.51)	0.0879*** (171.49)	0.0828*** (121.62)	0.0907*** (67.25)	0.0773*** (47.12)	0.0900*** (69.6)	0.0784*** (45.09)
Porcentaje de la población con educación superior	1.948*** (32.28)	0.996*** (22.84)	0.88* (1.67)	0.743*** (15.40)	2.27*** (36.24)	0.968*** (16.75)	0.530*** (7.76)	0.781*** (7.71)
Características específicas de los individuos								
Experiencia	0.0286*** (49.21)	0.0219*** (33.99)	0.0283*** (49.27)	0.0219*** (34.13)	0.0287*** (53.04)	0.0219*** (34.02)	0.0285*** (53.29)	0.0219*** (34.09)
Experiencia ²	-0.000*** (-30.46)	-0.000*** (-19.07)	-0.000*** (-30.19)	-0.000*** (-19.15)	-0.000*** (-27.67)	-0.000*** (-17.52)	-0.000*** (-27.62)	-0.000*** (-17.46)
Sexo	0.152*** (35.78)	0.142*** (28.82)	0.152*** (35.96)	0.142*** (28.97)	0.153*** (32.34)	0.142*** (28.84)	0.151*** (32.72)	0.143*** (28.96)
Estado civil	0.0728*** (17.20)	0.0444*** (10.04)	0.0728*** (18.13)	0.0452*** (10.23)	0.0695*** (10.95)	0.0464*** (9.84)	0.0714*** (11.98)	0.0462*** (10.00)
Manufactura	0.482*** (15.98)	0.207*** (5.26)	0.449*** (14.79)	0.205*** (5.22)	0.479*** (15.99)	0.212*** (5.28)	0.456*** (14.99)	0.204*** (5.19)
Construcción	0.511*** (16.78)	0.427*** (10.84)	0.501*** (16.36)	0.433*** (11.00)	0.509*** (17.32)	0.282*** (10.87)	0.522*** (17.00)	0.432*** (11.02)
Comercio	0.337*** (11.11)	0.0915** (2.32)	0.331*** (10.83)	0.0975** (2.48)	0.335*** (10.74)	0.0998** (2.31)	0.325*** (10.59)	0.102** (2.45)
Servicios	0.471*** (15.56)	0.299*** (7.62)	0.473*** (15.58)	0.307*** (7.83)	0.468*** (14.62)	0.312*** (7.52)	0.450*** (14.76)	0.314*** (7.71)

CUADRO 5 (continuación)

	MCO 2000	MCO 2010	MCO 2000	MCO 2010	VI 2000	VI 2010	VI 2000	VI 2010
Otros	0.622*** (20.10)	0.599*** (13.20)	0.629*** (20.34)	0.603*** (13.33)	0.618*** (18.18)	0.616*** (13.04)	0.582*** (18.58)	0.612*** (13.14)
Características de los estados								
Sur			-0.211*** (-19.64)	0.0307** (2.06)			-0.176*** (-13.84)	-0.051*** (-0.47)
Centro			0.009 (1.38)	0.768*** (11.08)			0.0325*** (6.49)	0.063*** (8.61)
Península			-0.083*** (-9.05)	0.0498*** (7.07)			-0.04628*** (-4.71)	0.040*** (5.44)
Frontera			0.228*** (29.83)	0.123*** (12.17)			0.230*** (29.47)	0.119*** (11.83)
Norte			-0.00274 (-0.30)	0.0511*** (6.63)			0.0103*** (2.31)	0.044*** (5.27)
Constante	0.532*** (16.28)	1.444*** (34.52)	0.776*** (22.17)	1.430*** (31.83)	0.486*** (10.5)	1.504*** (34.04)	0.692*** (10.75)	1.499*** (32.04)
N	91418	57345	91418	57345	91418	57345	91418	57345
R ² ajustado	0.361	0.302	0.379	0.306	0.361	0.302	0.378	0.306
R ² parcial instrumento excluido								
F instrumento excluido					0.951	0.968	0.949	0.957
Hausman					1120.2	1956.3	1131.6	1088.4
Sargan					492.1	15.3	351.1	6.24
					2829.7	700.7	2150.2	652.2

FUENTE: elaboración propia.

^a La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora.

1. Resultados del enfoque minceriano agregado

En este enfoque, a diferencia del anterior que se realizó con datos de corte transversal, ahora se efectúa una estimación agregada en diferencias a nivel estatal para el periodo 2000-2010. Los resultados se presentan en el cuadro 6. Las estimaciones por MCO sugieren que un incremento de un año en la educación promedio de un estado incrementó los salarios promedio alrededor de 12.6% en 2000 y en 11% en 2010. Este resultado es similar con los únicos estudios previos realizados para los Estados Unidos que obtienen 5.1-5.8% en 1980 (Rauch, 1992) y 10.9% en 1990 (Moretti, 1998). Al comparar los resultados de estas estimaciones con las obtenidas mediante VI, se observa que los coeficientes son prácticamente iguales; esto debido a que el test de Hausman no rechaza la hipótesis nula de exogeneidad de la educación promedio de los estados.

CUADRO 6. *Efecto de un incremento en la escolaridad promedio de los estados sobre los salarios medios ajustados por MCO y VI, 2000 y 2010*

	MCO 2000	MCO 2010	VI 2000	VI 2010
Experiencia promedio estatal	0.126*** (3.53)	0.110*** (2.19)	0.124*** (3.55)	0.106*** (2.44)
Constante	-0.945 (0.11)	0.860** (1.15)	-0.925*** (-3.73)	0.821** (-2.44)
N	32	32	32	32
R ² ajustado	0.338	0.096	0.22	0.096
R ² parcial			0.935	0.930
F instrumento excluido			41.81	38.45
Hausman			0.55	0.128
Sargan			9.11	6.06

FUENTE: elaboración propia.

Los resultados de la estimación del coeficiente θ de acuerdo con la ecuación (4) se presentan en el cuadro 6. La primera especificación por MCO muestra un coeficiente positivo de 0.33 estadísticamente significativo a 95% de confianza, lo que indica que los estados que poseen un mayor nivel de capital humano agregado también ostentan mayores salarios para los que trabajan en ellos, aun después de controlar el rendimiento privado de la educación. Sin embargo, cuando incluimos como variable de control el cambio en el logaritmo del empleo, también se muestra una relación positiva, pero no significativa con respecto al cambio en los salarios promedios. Además,

CUADRO 7. *Estimación del efecto de un cambio en la escolaridad promedio sobre cambios en los salarios medios ajustados.
Ecuación en diferencias entre 2000 y 2010, MCO y VI*

	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Cambio en la escolaridad promedio	0.329** (2.15)	0.44** (2.41)	0.337** (2.13)	0.469** (2.25)	0.222 (1.41)	0.308* (1.69)	0.23 (1.42)	0.341 (1.63)
Δ S (2000-2010)								
Cambio-log empleo agregado			0.098 (0.45)	0.138 (0.59)			0.101 (0.48)	0.12 (0.59)
Δ log L (2000-2010)								
Cambio en la experiencia promedio					-0.06** (-2.38)	-0.05** (-2.16)	-0.65** (-2.36)	-0.05** (-2.06)
Δ E (2000-2010)								
Constante	-0.289* (-1.74)	0.42** (-2.02)	-0.27* (1.71)	-0.41** (-1.95)	-0.09 (-0.51)	-0.20 (0.93)	-0.07* (-0.40)	-0.20 (-0.91)
N	32	32	32	32	32	32	32	32
R ² ajustado	0.113	0.100	0.116	0.098	0.176	0.169	0.179	0.169
R ² parcial		0.728		0.757		0.721		0.733
F instrumento excluido		7.95		7.93		15.73		10.71
Hausman		1.55		2.28		1.08		1.36
Sargan		12.17		11.08		12.87		12.75

FUENTE: elaboración propia.

cuando consideramos los cambios en la experiencia promedio, su coeficiente es prácticamente de cero con signo negativo y elimina la significatividad del cambio en la escolaridad promedio.

Los resultados del test de Hausman que se presentan en la parte final del cuadro 7 nos indican que no rechazamos la hipótesis nula de exogeneidad del cambio en la escolaridad promedio en los estados, lo cual implica que el método MCO es más eficiente que el de VI. Sin embargo, los resultados de los tests que evalúan la validez y relevancia de los instrumentos nos muestran que podría ser conveniente sacrificar una menor eficiencia al estimar por VI. En este sentido, el resultado del test de Sargan nos indica que no podemos rechazar la hipótesis nula de la validez global de los instrumentos utilizados, esto es, que la selección de los mismos en conjunto es exógena, es decir, que no están correlacionados y son independientes del término de perturbación y, por tanto, que el uso de estas variables resulta adecuado. Asimismo, los valores del estadístico “ F de los instrumentos excluidos” y el “ R^2 parcial del instrumento” indican la significatividad estadística conjunta de los instrumentos, de lo cual resultan altamente correlacionados con nuestra variable endógena, contribuyendo a explicar aproximadamente 0.72% de su variabilidad. Los resultados de los coeficientes al estimar por VI son mayores en relación con los obtenidos mediante MCO. Estos mismos resultados con respecto a los tests mencionados anteriormente y en relación a los valores diferenciados entre ambos métodos de estimación se mantienen en las estimaciones siguientes. Esto podría indicar que, a pesar de trabajar con datos en primeras diferencias, los resultados continuarían sesgados ante la presencia de factores específicos no observables que estén correlacionados con cambios en los años de educación promedio y en los salarios de los estados. Por ejemplo, *shocks* transitorios de productividad que atraigan a trabajadores más educados e incrementen el salario. En nuestro caso, al obtener que los coeficientes estimados por MCO son menores que por VI, esto podría indicar que un incremento en la oferta de trabajadores cualificados en un estado provocaría una disminución en los salarios de los más educados y un incremento en la educación promedio. En este sentido, la presencia de factores no observables de oferta serían los que ocasionarían la variación en la educación promedio entre los estados, y esto originaría un sesgo a la baja en los coeficientes estimados por MCO (Moretti, 2004). Por otro lado, aunque los resultados obtenidos con este enfoque no son estrictamente comparables con los obtenidos en la sección anterior, debido

a que ahora se capturan efectos promedio por ciudad y anteriormente los individuales sobre el salario, se observa que este último enfoque tiende a incrementar el valor y a reducir la significancia estadística del coeficiente aproximadamente en un 5%. En este sentido, los resultados al aplicar este enfoque nos llevan a encontrar que existen externalidades significativas de la educación a nivel estatal en México en el periodo 2000-2010. De igual manera, Iturribarría (2008) estima un efecto significativo de alrededor de 10% para las áreas metropolitanas mexicanas para el periodo 1992-2001. En la misma línea se encuentran los trabajos de Moretti (1998) y Ciccone y Peri (2006) a nivel de áreas metropolitanas y ciudades estadounidenses, respectivamente; asimismo, Ciccone, García-Fontes e Hidalgo a nivel de comunidades autónomas españolas.

2. Resultados del enfoque sustitución imperfecta

Este enfoque, a diferencia de los anteriores, como ya se explicó, supone a los trabajadores cualificados y no cualificados sustitutos imperfectos. Anteriormente fueron obtenidos los efectos externos de la educación capturando el efecto total de un incremento de la escolaridad promedio sobre los salarios promedio para el conjunto de los niveles de cualificación, representando el efecto promedio para los grupos educativos. Con este enfoque se estima cómo este efecto puede afectar de manera diferenciada el salario de trabajadores con distintos niveles educativos. Los resultados de la estimación del coeficiente θ tanto por MCO como por VI de acuerdo con el cuadro 8 son positivos y estadísticamente significativos a 90% de confianza para los tres niveles educativos. Se encuentra que un aumento en la proporción de trabajadores con educación superior genera un efecto positivo para los trabajadores de los distintos niveles de cualificación, aunque resulta mayor para los menos educados como predice el modelo convencional que considera factores de oferta y demanda. Por tanto, se obtiene que el efecto externo encontrado es lo suficientemente grande para contrarrestar el efecto de la interacción entre oferta y demanda y generar una ganancia positiva neta de trabajar en un estado más educado; por lo tanto, no se puede rechazar la existencia de externalidades significativas de la educación a nivel estatal en México en el periodo 2000-2010. Este resultado coincide con lo obtenido en el trabajo de Rodrigo (2010) al aplicar este enfoque a nivel de municipios mexicanos para el año 2000, y el de Moretti (2004) a nivel de ciudades para los Estados Unidos durante el periodo 1980-1990.

CUADRO 8. *Efecto de un cambio en la proporción de la población ocupada con educación superior sobre cambios en los salarios medios ajustados por niveles educativos^a*

	<i>Básica</i>		<i>Media Superior</i>		<i>Superior</i>	
	<i>MCO</i>	<i>VI</i>	<i>MCO</i>	<i>VI</i>	<i>MCO</i>	<i>VI</i>
Cambio porcentual en la población con educación superior	4.649*	4.749*	4.42*	4.49**	3.272*	3.79*
Δ Población ocupada con educación superior (2000-2010)	(1.92)	(1.77)	(1.73)	(2.10)	(1.71)	(1.69)
Constante	0.180 (-1.1)	-0.184 (-1.29)	-0.26 (-1.61)	-0.22 (1.39)	-0.184 (-1.29)	-0.181 (-0.17)
N	32	32	32	32	32	32
R^2 ajustado	0.131	0.129	0.105	0.105	0.074	0.072
R^2 parcial		0.721		0.721		0.721
F instrumento excluido		7.54		7.54		7.54
Hausman		0.229		0.002		0.167
Sargan		16.42		16.92		13.00

FUENTE: elaboración propia.

^a La variable dependiente es el cambio en el salario medio ajustado de cada estado para el grupo educativo j .

3. Resultados del enfoque composición constante de la fuerza de trabajo

La diferencia fundamental de este enfoque con los anteriores consiste en estimar el efecto del cambio en la educación promedio sobre el cambio en los salarios medios estatales, pero manteniendo la composición de la fuerza laboral constante de acuerdo con la ecuación (20). Este enfoque es válido si existe sustitución perfecta o imperfecta entre trabajadores con distintos niveles de cualificación. En el cuadro 9 se presentan los resultados de estimar la ecuación (20) tanto por MCO como por VI. De igual manera que en los últimos dos enfoques, el coeficiente del parámetro θ muestra un signo positivo y estadísticamente significativo a 90% de confianza en las dos primeras especificaciones. Sin embargo, cuando se incluye como variable de control el cambio en el logaritmo del empleo, también se muestra una relación positiva pero no significativa con respecto al cambio en los salarios promedios. Mientras que en la tercera y cuarta especificación, cuando consideramos los cambios en la experiencia promedio, se obtiene un signo negativo y elimina la significatividad del cambio en la escolaridad promedio. Los resultados nos confirman que hay evidencia significativa de externalidades del capital humano con un valor aproximado de entre 0.31 a 0.44 a nivel estatal

CUADRO 9. Resultados del enfoque CCFT

	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Cambio en la escolaridad promedio	0.307*	0.405**	0.316*	0.441**	0.252	0.294	0.312	0.808
ΔS (2000-2010)	(1.94)	(2.2)	(1.93)	(2.09)	(0.93)	(1.57)	(1.02)	(1.52)
Cambio- Log Empleo Agregado			0.0982	0.135			0.699	0.82
Δ log L (2000-2010)			(0.46)	(0.60)			(0.95)	(1.10)
Cambio en la experiencia promedio					-0.27***	-0.04**	-0.27***	-0.22***
Δ E (2000-2010)					(-3.02)	(-2.06)	(-3.05)	(0.17)
Constante	-0.266	-0.380*	-0.25	-0.386*	0.147	-0.198	0.265	0.731
	(1.56)	(-1.83)	(-1.43)	(-1.78)	(0.39)	(-0.90)	(0.74)	(0.92)
N	32	32	32	32	32	32	32	32
R ² ajustado	0.098	0.088	0.107	0.085	0.281	0.137	0.308	0.27
R ² parcial		0.728		0.750		0.721		0.734
F instrumento incluido		7.95		7.93		15.73		10.71
Hausman		1.34		2.22		0.95		2.74
Sargan		11.81		10.77		11.54		15.35

FUENTE: elaboración propia.

en México durante el periodo 2000-2010; éstos son un poco menores que los obtenidos mediante el enfoque minceriano agregado. Estos resultados coinciden con el trabajo previo de Iturribarría (2008) a nivel de áreas metropolitanas mexicanas en el periodo 1992-2001, y con el de García-Fontes e Hidalgo (2009) a nivel de comunidades autónomas españolas para periodo de 1981-2001. No obstante, Ciccone y García-Fontes (2001) no encuentran evidencia de externalidades significativas para las provincias españolas, y Ciccone y Peri (2006) tampoco a nivel de ciudades en los Estados Unidos.

CONCLUSIONES

Este documento provee por primera vez en un mismo trabajo un conjunto de estimaciones aplicando los enfoques más utilizados para la estimación de las externalidades del capital humano, los cuales se realizan comparando la productividad o salarios de trabajadores similares localizados en estados con distintos niveles de acervo de capital humano agregado en México para los años 2000 y 2010. Estos enfoques desarrollados predicen que las regiones que poseen un mayor nivel de capital humano agregado tendrán mayores ingresos para los que trabajen en ellas.

Los resultados de implementar el primer enfoque planteado que supone sustitución perfecta entre trabajadores cualificados y no cualificados, denominado enfoque minceriano ampliado, muestran que existe una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre experiencia, educación individual y educación promedio estatal con los salarios individuales. Concretamente, mediante MCO se encuentra que un incremento de un año en la escolaridad promedio de los estados mexicanos está asociado con un aumento en los salarios individuales de entre el 3.9 a 9.6%, con una media de 6.4%. Estos resultados, aunque se refieren a distintos periodos de estudio y bases de datos, son muy similares a los obtenidos para los estados mexicanos por Iturribarría (2008) de 5.7 a 10% con una media de 8% en el periodo 1992-2001, y Rodrigo (2010) de 6% en el año 2000. Con el objetivo de verificar la robustez de estas estimaciones, se utiliza como medida alternativa del nivel educativo a nivel estatal la proporción de la proporción ocupada con estudios de educación superior. Obtenemos que los beneficios salariales de vivir en un estado con mayor proporción de trabajadores con estudios de nivel superior son siempre positivos y estadísticamente significativos y mayores que los rendimientos privados de la educación y que

los beneficios externos obtenidos del incremento en la educación promedio. Es decir, que los rendimientos o beneficios provenientes de una mayor proporción de este grupo de trabajadores en un estado son mayores a los asociados a un aumento en la educación promedio. En este sentido, de acuerdo a nuestros resultados, un incremento de 1% en la proporción de la población ocupada con educación superior en un estado podría incrementar los salarios individuales alrededor de 0.88-1.94% con una media de 1.15%, muy cercanos al 0.8% obtenido por Rodrigo (2010) con datos del año 2000. Asimismo, se asemejan con lo obtenido en los trabajos previos de Moretti (2004) y Liu (2006) pero a nivel de ciudades en los Estados Unidos (1.02-1.42%) y China (1.27%). Cuando se emplearon VI, los rendimientos externos de la educación fueron del orden de 5.1 a 10.1%, con una media de 7.45%, y resultaron en promedio alrededor de 15% mayores que las obtenidas mediante MCO. Nuestros resultados están en la misma línea que los encontrados por Iturribarría (2008) que obtiene un incremento en el efecto de la educación promedio cuando estima mediante VI, con rendimientos externos de entre 8.4 y 26.5% con un valor promedio de 13.9%. Asimismo, para el caso de los Estados Unidos, Moretti (2004a) y Liu (2006) obtienen resultados sustantivamente mayores al aplicar VI al aplicar MCO. En contraste con esto, cuando se utiliza la proporción de trabajadores con estudios superiores en VI, se reduce la magnitud de los coeficientes de los rendimientos externos, excepto para el año 2000 cuando únicamente se controlan las características individuales.

Como se explicó previamente, a diferencia del enfoque anterior, los tres restantes se estiman en dos etapas y de manera agregada en diferencias entre 2000 y 2010. Este tipo de estimación debería eliminar los efectos específicos permanentes de los estados derivados de una posible endogeneidad entre la escolaridad promedio y los salarios. El objetivo de éstos consiste en obtener los salarios promedio para cada estado después de depurar previamente los posibles efectos derivados de otras características que pueden determinar la productividad individual, como sexo, edad, estado civil, etcétera.

Los resultados de aplicar el enfoque minceriano agregado señalan que existe un efecto positivo estadísticamente significativo de entre 0.31 cuando se hace por MCO y de 0.44 por VI sobre los salarios promedio. Por tanto, se encuentra evidencia de externalidades significativas de la educación a nivel estatal en México en el periodo 2000-2010. De igual manera, Iturribarría (2008) estima un efecto significativo de alrededor de 10% para las áreas

metropolitanas mexicanas en el periodo 1992-2001. Asimismo, al aplicar este método también Moretti (1998) encuentra externalidades significativas para las áreas metropolitanas estadounidenses; y Ciccone y Peri (2006) las encuentran a nivel de ciudades, y Ciccone, García-Fontes e Hidalgo los hallan en el caso de las comunidades autónomas españolas.

Los resultados de la estimación mediante el enfoque de sustitución imperfecta propuesto por Moretti (2006), coincide también en no rechazar la existencia de externalidades significativas de la educación a nivel estatal en México en el periodo 2000-2010. Este resultado es similar a lo obtenido en el trabajo de Rodrigo (2010) al aplicar este enfoque a nivel de municipios mexicanos para el año 2000, y el de Moretti (2004) a nivel de ciudades para los Estados Unidos durante el periodo 1980-1990.

El último enfoque propuesto por Ciccone y Peri (2006) confirma en el mismo sentido que hay evidencia significativa de externalidades del capital humano con un valor aproximado de 0.31 a 0.44 a nivel estatal en México durante el periodo 2000-2010, los cuales resultan un poco menores que los obtenidos mediante el enfoque minceriano agregado. Esto coincide con el trabajo previo de Iturribarría (2008) a nivel de áreas metropolitanas mexicanas en el periodo 1992-2001, y con el de García-Fontes e Hidalgo (2009) a nivel de comunidades autónomas españolas para el periodo de 1981-2001. Contrario a esto, Ciccone y García-Fontes (2001) no encuentran evidencia de externalidades significativas para las provincias españolas, y Ciccone y Peri (2006) tampoco a nivel de ciudades en los Estados Unidos.

Por último, aunque los resultados obtenidos con estos últimos tres enfoques no son estrictamente comparables con los obtenidos en el primero, debido a que estos últimos captan el efecto promedio por estado y el primero sobre el salario individual. Se observa que estas últimas metodologías tienden a incrementar su valor y a reducir su significancia estadística, lo que es una consecuencia directa del distinto tamaño muestral con el que se efectuaban las estimaciones. Por tanto, confirmamos por medio de la aplicación de los diversos enfoques en nuestros resultados que existen externalidades significativas del capital humano a nivel estatal en México robustas a los diferentes métodos de estimación. Sin embargo, las fuerzas del mercado, mediante los cambios en la composición de la oferta y demanda de trabajo por cualificación, también son factores explicativos de los cambios en los salarios agregados de los estados mexicanos en el periodo de estudio. Por un lado, existen trabajos que evidencian que los cambios en la composición

de la oferta relativa de trabajadores cualificados y el bajo ritmo al que se ha incrementado su demanda parecen dominar, debidos probablemente al incremento sustancial del gasto de gobierno dirigido a expandir la educación básica (Montes, 2006; Campos *et al.*, 2012; Esquivel *et al.*, 2012 y Lustig *et al.*, 2013). Por otro lado, Gasparini *et al.* (2011) y Manacorda *et al.* (2010) encuentran que los cambios en la composición de la demanda relativa a través del incremento de trabajo cualificado son los dominantes, los cuales fueron sólo parcialmente compensados por un incremento en su oferta relativa. Por tanto, no existe un consenso claro en la evidencia disponible hasta el momento de cuál de estos efectos explica la mayor parte del efecto agregado total sobre los salarios promedio. Pero sin duda los resultados de este trabajo apuntan a que el efecto externo de la escolaridad promedio también contribuye de manera significativa al mismo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acemoglu, D. (1996), "A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital Accumulation", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, núm. 3, pp. 779-804.
- , y J. Angrist (2000), "How Large are the Social Returns to Education: Evidence from Compulsory Schooling Laws", documento de trabajo del NBER núm. 7444, Cambridge, Massachusetts.
- Adams, J., y A. Jaffe (1996), "Bounding the Effects of R&D: An Investigation Using Matched Establishment-Firm Data", *The RAND Journal of Economics*, vol. 27, núm. 4, pp. 700-721.
- Angrist, J., y G. Imbens (1995), "Two-Stage Least Squares Estimation Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Effect", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, núm. 430, pp. 431-442.
- , y A. Krueger (1991), "Does Compulsory Schooling Attendance Effect Schooling and Earnings", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 4, pp. 979-1014.
- Becker, G. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, NBER, Nueva York.
- Cameron, A. C., y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics Methods and Applications*, Cambridge University Press, Nueva York.
- Campos, R. M., G. Esquivel y N. Lustig (2012), "The Rise and Fall of Income Inequality in Mexico, 1989-2010", *Society for the Study of Economic Inequality*, documento de trabajo de ECINEQ núm. 267, Universidad de Luxemburgo, Luxemburgo.
- Cerejeira, J. (2003), "Local Human Capital Externalities or Sorting? Evidence from a Displaced Workers Sample", documento de trabajo del NIPE núm. 9/2003, NIPE / Universidade do Minho, Portugal.

- Ciccone, A., y W. García-Fontes (2001), *Externalidades del capital humano en las provincias españolas: (1981-1991)*, Ministerio de Hacienda/Dirección General de Presupuestos, España.
- , W. García-Fontes y M. Hidalgo (2008), “Estimating Human Capital Externalities: The Case of Spanish Regions”, documento de trabajo de la Universidad Pablo de Olavide núm. 09.17, Departamento de Economía/Universidad Pablo de Olavide, Sevilla.
- , y G. Peri (2006), “Identifying Human Capital Externalities: Theory with an Application to U.S. Cities”, *Review of Economic Studies*, vol. 73, núm. 2, pp. 381-412.
- , G. Peri y D. Almond (1999), “Capital, Wages, and Growth: Theory and Evidence”, documento de trabajo de economía núm. 389, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- , F. Cingano y P. Cipollone (2006), “The Private and Social Return to Schooling in Italy”, documento de discusión de Temi di Discussione núm. 569, Bank of Italy/Economic Research Department, Roma.
- Conley, T., F. Flyer y G. Tsiang (1999), “Spillovers from Local Market Human Capital and the Spatial Distribution of Productivity in Malaysia”, *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 3, núm. 1, pp. 1-47.
- Charlot, S., y G. Duranton (2004), “Communication Externalities in Cities”, *Journal of Urban Economics*, vol. 56, núm. 3, pp. 581-613.
- Chiquiar, D. (2004), “Globalization, Regional Wage Differentials and the Stolper-Samuelson Theorem: Evidence from Mexico”, documento de trabajo del Banco de México núm. 2004-06, Banco de México, México.
- Dalmazzo, A., y G. Blasio (2004), “Where Do Human Capital Externalities End Up To?”, documento de trabajo de Temi di Discussione núm. 554, Banca D'Italia, Roma.
- De la Fuente, A. (2004), *La rentabilidad privada y social de la educación: un panorama y resultados para la UE*, Fundación Caixa Galicia, España.
- De Walque, D. (2004a), “Education, Information, and Smoking Decisions: Evidence from Smoking Histories, 1940-2000”, documento de trabajo de investigación política núm. 3362, Banco Mundial, Washington D. C.
- (2004b), “How Does the Impact of an HIV/AIDS Information Campaign Vary with Educational Attainment? Evidence from Rural Uganda”, documento de trabajo de investigación política del Banco Mundial núm. 3289, Banco Mundial, Washington D. C.
- Dee, T. (2004), “Are There Civic Returns to Education”, *Journal of Public Economics*, vol. 9, núm. 10, pp. 1697-1720.
- Esquivel, G., N. Lustig y J. Scott (2010), “A Decade of Falling Inequality in Mexico: Market Forces or State Action?”, en L. Lopez-Cala y N. Lustig (eds.), *Declining inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Brookings Institution Press/United Nations Development, Washington D. C.

- Farrington, D., B. Gallagher, L. Morley, R. Ledger y D. West (1986), "Unemployment, School Leaving and Crime", *British Journal of Criminology*, vol. 26, núm. 4, pp. 335-356.
- Friedman, M. (1962), *Capitalism and Freedom*, The University Chicago Press, Chicago.
- García-Fontes, W., y M. Hidalgo (2009), "Estimating Human Capital Externalities: The Case of Spanish Regions", documento de trabajo de la Universidad Pablo de Olavide núm. 09/17, Departamento de Economía, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla.
- Gasparini, L., S. Galiani, G. Cruces y P. Acosta (2011), "Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America: Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010", documento de trabajo de investigación política núm. 5921, Banco Mundial, Washington D. C.
- Gottfredson, D. (1985), "Youth Employment, Crime and Schooling", *Developmental Psychology*, vol. 21, núm. 3, pp. 419-432.
- Grossman, M., y R. Kaestner (1997), "Effects of Education on Health", en J. R. Behrman y N. Stacey (eds.), *The Social Benefits of Education*, The University of Michigan Press, Michigan.
- Haveman, R., y B. Wolfe (1984), "Schooling and Economic Well-Being: The Role of Non-Market Effects", *Journal of Human Resources*, vol. 19, núm. 3, pp. 377-407.
- Harmon, C., e I. Walker (1995), "Economic Return to Schooling for the UK", *American Economic Review*, vol. 85, núm. 5, pp. 1278-1286.
- Iturribarria, P. (2008), *Externalidades del capital humano en las áreas metropolitanas de México*, Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona.
- Jaffe, A., M. Trajtenberg y R. Henderson (1993), "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citation", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, núm. 3, pp. 577-598.
- Katz, L., y K. Murphy (1992), "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 1, pp. 35-78.
- Kenkel, D. (1991), "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling", *Journal of Political Economy*, vol. 9, núm. 2, pp. 287-305.
- (1995), "Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Production Functions", *Health Economics*, vol. 4, núm. 1, pp. 15-29.
- Leigh, J. (1983), "Direct and Indirect Effects of Education on Health", *Social Science and Medicine*, vol. 17, núm. 4, pp. 227-234.
- Liu, Z. (2006), "The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Urban Economics*, vol. 61, núm. 3, pp. 542-564.
- Lochner, L. (1999), "Education, Work and Crime: Theory and Evidence", documento de trabajo del Rochester Center for Economic Research núm. 465, Rochester Center for Economic Research, Universidad de Rochester, Nueva York.
- , y E. Moretti (2004), "The Effect of Education On Crime: Evidence from Prison

- Inmates, Arrests and Self Reports”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 1, pp. 155-189.
- Lucas, R. (1988), “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, núm. 1, pp. 3-41.
- Lustig, N., L. F. Lopez-Calva y E. Ortiz-Juarez (2013), “Declining Inequality in Latin America in the 2000s: the Cases of Argentina, Brazil, and Mexico”, *World Development*, vol. 44, núm. C, pp. 129-141.
- Montes, D. (2006), “Skill Premia in Mexico: Demand and Supply Factors”, *Applied Economics Letters*, vol. 13, núm. 14, pp. 917-924.
- Kimenyi, M., G. Mwabu y D. Manda (2002), “Human Capital Externalities and Returns to Education in Kenya”, *Eastern Economic Journal*, vol. 32, núm. 3, pp. 493-513.
- Manacorda, M., C. Sánchez-Páramo y N. Schady (2010), “Changes in Returns to Education in Latin America: The Role of Demand and Supply of Skills”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 63, núm. 4, pp. 307-326.
- McMahon, W. (1999), *Education and Development, Measuring the Social Benefits*, Oxford University Press, Oxford, Inglaterra.
- Milligan, K., E. Moretti y P. Oreopoulos (2004), “Does Education Improve Citizenship? Evidence from the U.S. and the U. K.”, *Journal of Public Economics*, vol. 88, núm. 9, pp. 1667-1695.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, Nueva York.
- Moretti, E. (1998), “Social Returns to Education and Human Capital Externalities: Evidence from Cities”, University of California, pp. 1-45, disponible en [http://darp.lse.ac.uk/PapersDB/Moretti_\(98\).pdf](http://darp.lse.ac.uk/PapersDB/Moretti_(98).pdf)
- (2004a), “Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data”, *Journal of Econometrics*, vol. 121, núm. 1, pp. 175-212.
- (2004b), “Human Capital Externalities in Cities”, en J. V. Henderson y J.-F. Thisse (eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4, núm. 51, pp. 2243-2291,
- (2004c), “Workers’ Education, Spillovers and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 3, pp. 656-690.
- Murayvev, A. (2006), “Human Capital Externalities: Evidence from the Transition Economy of Russia”, documento de discusión del Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung núm. 629, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Powdthavee, N. (2009), “Does Education Reduce Blood Pressure? Estimating the Biomarker Effect of Compulsory Schooling in England”, documento de discusión núm. 2009/4, Department of Economics/University of York, Inglaterra.
- Psacharopoulos, G., y H. Patrinos (2002), “Returns to Investment in Education: A Further Update”, documento de trabajo de investigación política del Banco Mundial núm. 2881, Banco Mundial, Washington D. C.

- Rakova, V., y F. Vaillancourt (2008), "Human Capital Externalities and Regional Development: Evidence for Canada – 2000", en J. Martínez-Vazquez y F. Vaillancourt (eds.), *Public Policy for Regional Development*, Routledge, Nueva York.
- Rauch, J. (1993), "Productivity Gains from Geographic Concentration in Cities", *Journal of Urban Economics*, vol. 34, núm. 3, pp. 380-400.
- Rodrigo, F. (2010), "Externalidades de la educación superior en México: un análisis multidimensional", ponencia presentada en la Conferencia latinoamericana y del Caribe sobre desarrollo humano y enfoque de las capacidades.
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, núm. 5, pp. 1002-1037.
- , (1992), "Increasing Returns and New Developments in the Theory of Growth", documento de trabajo del NBER núm. 3098, NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Rosenzweig, M., y T. Schultz (1981), "Education and Household Production of Child Health", en *Proceedings of the American Statistical Association*, Washington D. C.
- Rudd, J. (2000), "Empirical Evidence on Human Capital Spillovers", documento de discusión de economía y finanzas de la Junta de la Reserva Federal núm. 2000-2046, Junta de la Reserva Federal, Washington D. C.
- Shea, J. (2000), "Does Parents' Money Matter?", *Journal of Public Economics*, vol. 77, núm. 2, pp. 155-184.
- Wheeler, C. (2007), "Human Capital Externalities and Adult Mortality in the U.S", documento de trabajo núm. 45 del Banco de la Reserva Federal de Saint Louis, Banco de la Reserva Federal de Saint Louis, Saint Louis, Misuri.
- Witte, A., y H. Tauchen (1994), "Work and Crime: An Exploration Using Panel Data", documento de trabajo del NBER núm. 4794, NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Zucher, L., M. Darby y M. Brewer (1998), "Intellectual Human Capital and the Birth of U.S. Biotechnology Enterprises", *American Economic Review*, vol. 88, núm. 1, pp. 290-306.