

Procesos de inversión en capital humano en los mercados de trabajo metropolitanos: el caso de los municipios conurbados de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan

JOSÉ HÉCTOR CORTÉS FREGOSO¹

Resumen

El último medio siglo le ha permitido a la teoría del capital humano conocer más a fondo las características personales que más influyen el nivel de productividad de los individuos económicamente activos. El postulado de racionalidad optimadora que supone la teoría del capital humano facilita el análisis del comportamiento individual en la toma de decisiones privadas, poniendo énfasis en sus características personales, como ingreso por trabajo, escolaridad, experiencia laboral potencial y género, entre otras.

El análisis comparativo de las funciones mincerianas de ingreso personal nos dan a saber, empíricamente, las tasas puras y no puras del rendimiento a la inversión escolar y la postescolar en espacios económicos diferentes. Asimismo, los modelos econométricos uniecuacionales de regresión directa arrojan luz sobre el grado de discriminación salarial por género en los mercados de trabajo del área metropolitana de Guadalajara, al analizar la situación que guardan los coeficientes correspondientes en tres municipios conurbados: Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan.

1. Doctor en Economía y en Educación (C. a D.). Profesor-investigador titular de tiempo completo de los Departamentos de Economía y de Métodos Cuantitativos de la División de Economía y Sociedad, Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas (CUCEA) de la Universidad de Guadalajara. Trabajo presentado en ocasión del foro “La economía jalisciense: retos de política económica para el periodo 2007-2013”, convocado por el Colegio de Economistas de Jalisco, A. C., el Colegio de Economistas Jaliscienses y el CUCEA de la UdeG por conducto de la División de Economía y Sociedad, octubre 11 de 2006. Correo electrónico: cortesfregoso@hotmail.com.

Los estudios que se han llevado a cabo sobre la rentabilidad de la inversión en capital humano han estado orientados hacia el espacio económico nacional, en su mayor parte. Sin embargo, a nivel regional, metropolitano o urbano son prácticamente nulos los esfuerzos que han realizado los economistas mexicanos. Esta investigación se distingue, precisamente, por tener como objeto de estudio y análisis el espacio económico de una gran concentración urbana dividida políticamente pero integrada económicamente, así como sus mecanismos de inversión en capital humano.

A partir de los resultados obtenidos, las autoridades gubernamentales federales, estatales y municipales podrían tomar sus decisiones de política económica municipal y metropolitana más orientadas hacia la consideración de la acumulación de capital humano como un bien público mixto, el cual a través del tiempo conserva las características pronosticadas por la teoría del capital humano e impacta positivamente el crecimiento y desarrollo económicos de los espacios estudiados.

Introducción

En la discusión teórica y empírica del comportamiento maximizador del individuo económicamente activo en mercados laborales en un contexto metropolitano, parece adecuado hacer resaltar la función desempeñada por las características particulares de la persona económicamente activa. Una de las hipótesis teóricas que apuntan en este sentido es la teoría del capital humano (TCH), la cual nos permite averiguar la eficiencia económica de la inversión escolar y postescolar mediante el empleo de versiones econométricas uniecuacionales simples y ampliadas de la estructura teórica. La TCH posee, además, otras potencialidades que posibilitan, por ejemplo, el análisis de la segregación salarial por género en los mercados de trabajo y el examen de cómo los componentes del capital humano (CH) afectan la distribución personal del ingreso por trabajo.

Este trabajo se propone desarrollar algunos aspectos para mejorar la comprensión de un mercado laboral metropolitano, apoyándose en las funciones de ingreso personal clásicas de la TCH para analizar los rendimientos económicos privados de la inversión escolar y postescolar, así como la discriminación salarial por género en dicho mercado. No obstante que se reconocen las limitaciones y deficiencias conceptuales e instrumentales del modelo del CH al tratar de explicar los rendimientos económicos de la inversión en acumulación de CH,² también se acepta una gran habilidad para esclarecer la estructura del ingreso personal con la ayuda de lo que la persona invierte en ella misma, con base en la hipótesis de la maximización del ingreso por trabajo durante el periodo de vida económica activa.

2. De manera muy resumida, Psacharopoulos (1992) discute los supuestos básicos que apoyan la estructura teórica del modelo del capital humano (véanse las páginas 124 y 125, en especial). De igual forma, Blaug (1992) expone, en la primera parte, la teoría del capital humano, y en la segunda plantea las críticas a la TCH desde la perspectiva del credencialismo y la señalización (véanse las páginas 3-276).

En el ámbito de la economía nacional los análisis sobre los rendimientos de la ICH se han enfocado en analizar diferentes aspectos de la población económicamente activa, tanto la correspondiente al género masculino como al femenino. Así, autores como Barceinas (1999), Cortez Yactayo (2001), Montemayor Martínez (1980), Ríos Almodóvar (2005), Rojas et al. (2000), Urciaga García (1999) y Zamudio Carrillo (2001 y 1995), entre otras aportaciones importantes fundamentan sus funciones de ingreso personal, o ampliaciones y profundizaciones de las mismas, en la TCH. Prácticamente en todos los trabajos mencionados se utilizan las diferentes bases de datos proporcionadas por la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH), la cual cubre el territorio nacional, como lo indica su nombre. Los resultados obtenidos en estas investigaciones corroboran una y otra vez los principios derivados de la TCH, tomando en consideración las particularidades de espacio y tiempo expuestas en dichos estudios.

Sin embargo, relativamente son todavía muy escasas las investigaciones económicas que concentran sus objetivos en zonas metropolitanas mexicanas, y cuya elaboración y desarrollo se basen en la información proporcionada por muestras representativas, algunas veces conjuntadas ad hoc, en otras ocasiones originadas para otros fines, pero aprovechadas para el análisis empírico de la TCH en tales espacios económicos. En este sentido, los estudios de Carnoy (1964), Cortés Fregoso y Aguilar Morales (2002), Cortés Fregoso (1998, 1989, 1983), Silos Martínez (1983) y Stinson Ortiz (1983) tienen su fundamento empírico en bases de datos muestrales de las áreas urbanas de México, Guadalajara y Monterrey. Se persigue en este estudio no llevar a cabo un análisis comparativo de los diversos resultados obtenidos por los autores antes señalados, sino analizar la forma en que se han generado los coeficientes de los modelos uniecuacionales para el caso del espacio económico metropolitano formado por los municipios de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan, tanto en términos del rendimiento de la escolaridad como de la experiencia potencial en el trabajo, así como del enfoque que corresponde a la discriminación salarial por género con base en modelos de regresión directa e inversa.

En la segunda parte del trabajo se exponen sucintamente los modelos uniecuacionales de regresión teóricos de ingreso personal, tanto la versión uniecuacional simple como la ampliada. En la tercera sección se discute la instrumentación empírica de los modelos uniecuacionales del CH. Se toman como base sendas muestras representativas para 1997 en el caso de Guadalajara; para 2003 en el de Tlaquepaque y, para Zapopan, la muestra considerada corresponde al año 2001. En la cuarta se hacen los señalamientos más importantes de las bases de datos empleadas. En la quinta parte se analizan comparativamente los resultados de los modelos uniecuacionales de regresión para 1997, 2003 y 2001, y se concluye que éstos son congruentes con la noción de que el logaritmo neperiano del ingreso personal se halla relacionado linealmente y en forma cuadrática con la escolaridad y la experiencia en el trabajo, o sea, con la inversión en CH escolar y postescolar. Además, en la sexta parte se emplean las técnicas de regresión directa y regresión inversa para estudiar más ampliamente la segregación salarial por género y la comparación de los coeficientes para las muestras

empleadas de los tres espacios económicos municipales. Finalmente, la última sección concluye con algunas consideraciones de política económica con base en los hallazgos encontrados al aplicar el modelo del ICH a los mercados laborales metropolitanos de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan.³ El estudio se cierra con los cuadros de los modelos uniecuacionales y sus parámetros estimados, así como con las acostumbradas referencias bibliohemerográficas.

Modelos funcionales uniecuacionales de ingreso personal

En el trabajo clásico de Mincer (1974), uno de los economistas teóricos que más ha contribuido al desarrollo empírico del modelo de la TCH, el ingreso personal por trabajo es el componente más importante del ingreso individual, lo que convierte su análisis económico en una tarea prioritaria, idea básica que queda plasmada en lo que se conoce como funciones mincerianas de ingreso personal (FMIP), las cuales en su forma modelística de regresión simple de la escolaridad relacionan los ingresos personales de los individuos obtenidos por trabajo durante el periodo de inversión postescolar (ING) con los años de formación (inversión) escolar cursados durante el periodo de inversión (ESC), en otras palabras,⁴

$$[1] \quad \text{ING}_i = f(\text{ESC}_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

en donde $f_{\text{ESC}} > 0$ y η es la variable típica de perturbación con los supuestos clásicos del método minimocuadrático del modelo de regresión lineal, o sea, $\eta \sim N(0, \sigma^2)$.

Planteado el modelo uniecuacional simple, el argumento de la función [1] se tiene que ampliar para introducir la variable de control que represente el periodo de la inversión postescolar. En este aspecto surgen algunas de las críticas más interesantes a la TCH. Algunos autores sugieren que sea la variable habilidad la que se considere para medir el proceso de ICH postescolar.⁵ Sin embargo, en este estudio se prefiere el uso de la variable explicativa equivalente a los años de experiencia potencial (XIA) de los individuos, la cual, dada la dificultad para medir directamente los años de experien-

3. Para una fundamentación analítica de la derivación teórica de la función minceriana, véase Cortés Fregoso (1983), pp. 30-44. Para la información utilizada en la investigación original consúltese el apéndice A de la misma obra, pp. 154-156. Los datos muestrales se refieren a 1974.

4. La variable η es la típica perturbación estocástica que cumple con todas las propiedades conocidas del modelo clásico de regresión lineal (cf. Maddala, 1988, pp. 27-73).

5. Véase, por ejemplo, Boissiere et al., p. 1017, para quienes la variable habilidad desempeña un papel sobresaliente en su modelo de medición de los rendimientos de la ICH. Siguiendo esta línea de argumentación, actualmente algunos economistas sugieren integrar la variable "competencias", de alguna forma especificada y medida, a los modelos de capital humano. Véase Levy, y Murnane (2004), en donde se desarrollan los aspectos teóricos de las competencias para el trabajo con base en los fundamentos de la TCH.

cia laboral de las personas, se define como igual a la edad menos los años de escuela menos seis, o sea,

$$[2] \quad XIA_i = (EDAD_i - ESC_i - 6) \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Con base en la ecuación [2], la versión ampliada del modelo del CH queda expresada de la siguiente forma:

$$[3] \quad ING_i = f(ESC_i, XIA_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

relación funcional minceriana que muestra su naturaleza expandible, ya que la inclusión de la variable explicativa XIA pudo haberse acompañado con la consideración de más variables de control, ficticias o no ficticias, como género, sector de empleo, región bajo control de investigación, empleo informal, situación de autoempleo, etc.⁶ Si, por ejemplo, se pretende conocer el grado de desnivelación de los ingresos personales masculinos y femeninos, se introduce la variable dicotómica (GNE), que significa género, y se obtiene la relación funcional en cuyo argumento aparecen ahora tres variables de control:

$$[4] \quad ING_i = f(ESC_i, XIA_i, GNE_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

modelo uniecuacional que se estima paramétricamente en la sección de la segregación salarial por género.

En términos del modelo [3], que incluye el nivel de escolaridad y los años de experiencia potencial en el lugar de trabajo, se supone que a variaciones de estas variables explicativas corresponde un cambio de la variable dependiente en la misma dirección, lo que nos permite replantear la relación funcional [3] de la forma siguiente:

$$[5] \quad ING_i = f(ESC_i, XIA_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

en donde $f_{ESC} > 0$ y $f_{XIA} > 0$.

El sello distintivo de la TCH consiste en postular un comportamiento microeconómico optimador de parte de los individuos, tanto al decidirse a invertir en capital humano mediante la asistencia a la escuela como cuando son económicamente activos en los mercados de trabajo. Esto significa que la inversión que se haga en uno mismo es resultado de decisiones racionales optimadoras, tomadas por los individuos o por sus

6. Cortés Fregoso, 1983. El capítulo 2 de este trabajo contiene una amplia revisión de los trabajos que se han realizado para analizar las consecuencias de la inversión en acumulación de capital humano para el caso de ciudades como México, Guadalajara y Monterrey, observándose cómo los diversos autores han ampliado el argumento de sus funciones de ingreso con la inclusión de variables como las aquí citadas (véanse pp. 8-29).

padres, y hechas con base en las estimaciones del valor presente probable de los flujos alternativos del ingreso personal durante el ciclo de vida económica, descontados a una tasa apropiada. Asimismo, el modelo del CH implica dos periodos temporales: el de inversión y el de postinversión. El primero comprende la distancia máxima de edad a lo largo de la cual la mayoría de las personas asiste a instituciones educativas de cualquier nivel escolar; el segundo se refiere a los años restantes dedicados a la participación en los mercados de trabajo hasta el momento de la jubilación. Tanto un periodo como el otro son importantes componentes de la TCH, y ambos se consideran al incluir las dos variables explicativas en una ecuación de ingreso personal como la [5], o sea, *ESC* y *XIA*.

Instrumentación empírica con base en los modelos uniecuacionales teóricos de las funciones de ingreso

Con base en los modelos uniecuacionales simples como el [1] y los ampliados referidos en las ecuaciones [4] y [5], en este apartado el interés gira en torno de la manipulación y aplicación de la FMIP, mediante el uso explícito de los postulados de la TCH y de la instrumentación econométrica de modelos uniecuacionales de ingreso personal de buen comportamiento.

Se reconoce que la distribución empírica que presentan los ingresos personales es asimétrica con sesgo positivo. Desde el punto de vista aplicado, la transformación logarítmica de la variable dependiente *ING* permite la consideración de la normalidad estadística de dicha variable, lo cual facilita el manejo de modelos de ecuaciones de regresión lineales y no lineales aproximadas, que sustentan la estimación de parámetros reales para ambas versiones del modelo del CH, la simple y la ampliada, así como la interpretación en términos relativos de los coeficientes estimados para las variables de control.

De acuerdo con lo propuesto por Mincer, la asimetría positiva que casi siempre exhiben las distribuciones observadas de los ingresos personales se puede normalizar, en parte, mediante el efecto de la transformación logarítmica, la que convierte las diferencias absolutas de la escolaridad y la experiencia potencial en diferencias porcentuales de los ingresos personales. Queda claro, así, que una distribución simétrica de la escolaridad implica una distribución positivamente sesgada de los ingresos personales observados. Además, entre más grande sea la varianza de la distribución de probabilidad de la escolaridad, mayor serán la dispersión relativa y el sesgo en la distribución del ingreso personal. Finalmente, el mismo Mincer asegura que entre más alta sea la tasa de rendimiento de la escolaridad, mayor es la desigualdad y el sesgo de los ingresos por trabajo.⁷

7. Este trabajo no tiene como objetivo analizar, sustentado en el modelo del CH, la distribución personal del ingreso haciendo uso del análisis de varianza. Para un estudio con estas características y en el ámbito de la problemática urbana, véase Cortés Fregoso, op. cit., pp. 44-52, 72-73 y 130-142.

Congruente con el modelo teórico del CH y su formulación econométrica aplicada, el análisis empírico se basa, en un primer acercamiento, en los siguientes modelos uniecuacionales simples del ingreso por trabajo:

$$[6] \quad \text{LnING}_i = f(\text{ESC}_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$[7] \quad \text{LnING}_i = f(\text{XIA}_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

en donde $f_{\text{ESC}} > 0$ para el modelo [6] y $f_{\text{XIA}} > 0$ para el modelo [7]. LnING representa el logaritmo natural o neperiano del ingreso personal.

Al estimar los parámetros mediante el método minimocuadrático clásico manteniendo la escolaridad constante en cero años de educación,⁸ el modelo uniecuacional [7] se convierte en la ecuación de regresión aproximada. En tanto que el modelo [6] permite la estimación de una tasa pura de rendimiento a la escolaridad, la ecuación [7] ofrece una tasa pura de rendimiento a la experiencia potencial en el trabajo. Si los programas de capacitación en la empresa tienen algún rendimiento económico que maximice la inversión realizada en CH, es interesante saber qué tasa de rendimiento de la experiencia laboral se tiene en circunstancias parecidas.

Principales características de las bases de datos de 1997, 2003 y 2001

Los datos utilizados en la instrumentación empírica de los modelos uniecuacionales para 1997, 2003 y 2001 corresponden a procesos de investigación diferentes. Para la información correspondiente a 1997, Cortés Fregoso (1998) detalla las características de la base de datos socioeconómica para Guadalajara y explica los aspectos más sobresalientes de la muestra cuyos datos se utilizan para los modelos uniecuacionales de 1997.⁹ Esta base de datos se utiliza para llevar a cabo el análisis empírico del comportamiento de las tasas de inversión escolar y postescolar para el municipio de Guadalajara.

El cuadro 1 presenta las características estadísticas descriptivas de las bases de datos a nivel global que corresponden a cada uno de los tres municipios metropolitanos: Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan. Este cuadro se refiere a los indicadores estadísticos de las variables básicas de CH para las muestras globales de 1997, 2003 y 2001.

8. Los modelos uniecuacionales o funciones mincerianas de ingreso por trabajo se suponen con una estructura funcional lineal, por ejemplo $\text{LnING}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ESC}_i + \eta_i$, en donde α_1 se interpreta como la tasa de rendimiento a la escolaridad y η se refiere al término de perturbación aleatoria ya mencionado anteriormente. Más adelante, con el objeto de responder al comportamiento del ciclo de vida económica, se trabajan modelos uniecuacionales no lineales, como $\text{LnING}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ESC}_i + \alpha_2 \text{XIA}_i + \alpha_3 \text{XIA}_i^2 + \eta_i$ en donde α_1 se interpreta como la tasa de rendimiento a la escolaridad, α_2 como el rendimiento de la inversión postescolar, $\alpha_3 < 0$, como la pendiente decreciente del perfil vital de ingreso, y η se refiere al término de perturbación aleatoria ya mencionado.

9. Véase Cortés Fregoso, 1998, p. 18.

Cuadro 1
Indicadores estadísticos de las variables básicas de CH
Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan (1997, 2003 y 2001)

<i>Variables básicas de CH</i>	<i>Media</i>			<i>Desviación típica</i>			<i>Núm. de casos</i>		
	<i>1997G*</i>	<i>2003T</i>	<i>2001Z</i>	<i>1997G</i>	<i>2003T</i>	<i>2001Z</i>	<i>1997G</i>	<i>2003T</i>	<i>2001Z</i>
LnING	8.101	8.131	7.905	0.819	1.107	0.49	324	161	204
EDAD	37.407	36.689	28.716	12.578	11.721	11.292	324	161	204
ESC	12.621	10.466	8.167	4.009	5.110	3.538	324	161	204
XIA	19.781	20.224	14.550	13.526	14.134	12.475	324	161	204

* G, T y Z agregadas a los diferentes años de base corresponden a Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan, respectivamente.

Fuente: elaboración propia del autor con base en las muestras originales.

Unos breves comentarios respecto de las estadísticas mostradas en el cuadro 1 permiten una mayor sensibilización en relación con los resultados que generen las FMIP simples y ampliadas en secciones posteriores. De los tres municipios metropolitanos considerados, la cabecera municipal de Tlaquepaque muestra una media del logaritmo del ingreso personal (8.131) mayor que en los dos municipios restantes, aunque con la mayor desviación típica (1.107). Esto podría explicarse por la existencia de CH en dicha cabecera municipal de una población con la mayor experiencia potencial o inversión postescolar (20.224) en la zona metropolitana, aunque nuevamente manifiesta la más alta desviación estándar (14.134). La relación del más alto promedio de la experiencia potencial con la edad media en el municipio hace pensar en su posible efecto en la correspondiente desviación típica.

Por su parte, desde la perspectiva de la TCH vía inversión escolar el municipio de Guadalajara posee el valor medio más alto medido en años de escolaridad (12.621). Este valor promedio es 20.59% más alto que el que muestra Tlaquepaque y 54.54% mayor que el que corresponde a Zapopan. Las explicaciones de estas disparidades pueden tener diferentes fundamentos. Por ejemplo, una de las características de la muestra de Zapopan se refiere al hecho de que se recabó información sobre las variables analizadas en su mayor parte en colonias populares; quizá este rasgo de la muestra incida en el relativo bajo promedio de la inversión escolar. Sin embargo, la inversión escolar zapopana manifiesta la menor desviación típica de las tres áreas comparadas (3.538).

La descripción estadística ayuda a tener una primera aproximación a la naturaleza de las diversas bases de datos de los municipios metropolitanos. Las relaciones que se dan son sencillas comparaciones que no profundizan en las posibles causas o relaciones sistemáticas entre las diferentes variables. Las FMIP facilitan, en gran medida, la medición de las magnitudes de los parámetros pertinentes, así como las relaciones causales que pudieran surgir entre los ingresos personales de los miembros económicamente activos y sus características individuales en términos de inversión escolar y

postescolar, así como los ingresos producto del trabajo y la posición de los trabajadores según su género.

Análisis de resultados: funciones mincerianas simples

Los dos modelos uniecuacionales de ingreso [6] y [7] se estiman para la muestra global, es decir, para los hombres y para las mujeres. El cuadro A-1 del anexo presenta las estimaciones pertinentes para los periodos considerados de 1997, 2003 y 2001. Los grupos de ecuaciones del cuadro A-1 son las estimaciones minimocuadráticas recíprocas de los modelos [6] y [7], al tomar en cuenta los datos globales para los años 1997, 2003 y 2001. Las primeras tres ecuaciones se refieren al modelo [6] de la escolaridad para los periodos mencionados, y muestran una tasa pura de rendimiento a la inversión escolar. Todas las estimaciones de las tres funciones mincerianas son sumamente significativas al nivel de significación del 5 por ciento.

Cuadro 2
Estimación de las tasas de rendimiento puro de la inversión escolar
y postescolar (1997, 2003 y 2001)

<i>Año</i>	<i>Tasas (%)</i>	<i>R² (%)</i>	<i>F</i>
1997G	9.5	21.5	88.00
2003T	8.6	18.59	36.30
2001Z	6.7	23.2	61.05
1997G	0.2 (NS)*	0.1	0.394
2003T	-0.3 (NS)	0.2	0.294
2001Z	-0.3 (NS)	0.7	1.442

* NS: No significativo.

Fuente: elaboración propia del autor con base en el cuadro A-1.

Como lo pronostica el modelo del CH especificado en la ecuación [6], el logaritmo de los ingresos personales por trabajo depende positivamente y en forma significativa de los años de escuela. Para los años de 1997, 2003 y 2001 las tasas puras promedios de rendimiento de la inversión escolar son relativamente aceptables, dada su comparabilidad con los rendimientos del sistema financiero. Todas ellas son estadísticamente significativas¹⁰ y sus correspondientes capacidades de explicación, evaluadas por los coeficientes de determinación R^2 , si bien no son altas, son también aceptables ya que se trata de una muestra de corte transversal. Los coeficientes de determinación miden la proporción de las variaciones de los ingresos personales en el área de Guadalajara que pueden explicarse por la diferencia en los años de escuela, dadas las tasas puras

10. Véase el cuadro A-1 en el anexo.

de rendimiento estimadas. Además, de acuerdo con los valores del estadístico F , se ha logrado una significatividad estadística global de primera línea.

Por su parte, la dinámica de inversión postescolar, con base en la ecuación [7], arroja realmente resultados totalmente desalentadores. La otra cara de la moneda se presenta al tratar de analizar la incidencia de la inversión postescolar en la productividad de los trabajadores de la zona metropolitana de Guadalajara mediante el modelo [7], ya que, en general, los resultados no se apegan de manera estadística significativa a lo pronosticado por la TCH. Es evidente, por otra parte, que de manera aislada no es posible obtener resultados satisfactorios cuando se considera la variable de control XIA . Se espera que dicha variable explicativa tenga un impacto relativo aceptable en la productividad de los individuos. Sin embargo, ninguna de las tasas puras estimadas de inversión postescolar es estadísticamente significativa; su capacidad explicativa es totalmente nula y la significatividad estadística del modelo como un todo también es nula. Es un hecho que, en primer lugar, tanto la inversión escolar vía ecuación o escolaridad, como la inversión postescolar vía experiencia potencial, son características de CH que deben considerarse de manera conjunta; de lo contrario, la especificación de las ecuaciones puede resultar insuficiente. Esto puede explicar, hasta cierto punto, la falta de significatividad estadística de la FMIP representada por la ecuación [7]. De aquí surge la importancia de los modelos de FMIP ampliados, con el propósito de interrelacionar más características del CH de los individuos que impacten su productividad por medio de salarios altos en función de más inversión escolar y postescolar.

Por último, como lo muestra el cuadro 2, al tomar en cuenta el modelo [6] el municipio de Guadalajara manifiesta la tasa de rendimiento privada más alta de la inversión escolar; Tlaquepaque ocupa el segundo lugar con una tasa privada de rendimiento a la inversión en CH de 8.6%. Finalmente, Zapopan genera un rendimiento de 6.7% para ocupar el tercer lugar en la zona metropolitana de Guadalajara. Obsérvese que los años de las encuestas son diferentes; sin embargo, los mecanismos de inversión en CH, sea ésta en educación, salud, capacitación o migración, son generalmente lentos para producir rendimientos positivos y altos. De aquí que se considera que no diferirían mucho los resultados obtenidos si se aplicaran los modelos de FMIP [6] y [7] a periodos que correspondieran al mismo año. En general, con la excepción de la inversión escolar en capital humano, el proceso de inversión postescolar, por sí solo, puede dar resultados contrarios a los que la TCH sugiere. Es necesario, por lo tanto, estudiar los efectos de los procesos de ICH tomando para tal efecto la acción conjunta de variables como ESC y XIA .

Como conclusión, las últimas tres ecuaciones del cuadro 1 reportan los hallazgos de la instrumentación empírica del modelo simple [7]. En contraste con la tasa pura de rendimiento a la escolaridad del modelo [6], las magnitudes numéricas de las estimaciones de la tasa pura de rendimientos a la experiencia laboral potencial prácticamente no son de consecuencias útiles para las mujeres, cuyos rendimientos económicos de la inversión postescolar contradicen abiertamente las predicciones de

la TCH sobre la relación funcional positiva de $LnING$ y XIA .¹¹ La experiencia laboral potencial realmente desempeña un papel importante en las negociaciones de empleo para hombres y mujeres por igual, pero en conjunción con la inversión escolar.

El desalentador desempeño de la versión simple, sobre todo para la inversión postescolar en 1997, 2003 y 2001 no debe poner en tela de juicio la pertinencia del modelo del CH. Como una primera aproximación, los modelos simples de escolaridad y experiencia potencial transmiten intelecciones útiles de primera mano sobre la relación entre $LnING$ y ESC y $LnING$ y XIA , consolidadas por las estimaciones de los rendimientos económicos puros. De todas formas, con los resultados obtenidos se puede apreciar comparativamente la tendencia promedio de los rendimientos en inversión escolar y postescolar.

Análisis de resultados: funciones mincerianas ampliadas

Los modelos uniecuacionales de las FMIP ampliados, en muchas ocasiones permiten considerar la acción conjunta de las variables de control en la variable dependiente, lo cual facilita la superación de los problemas teóricos y estadísticos encontrados en las versiones simples de tales modelos. De esta manera, se hace necesario considerar las FMIP ampliadas como los siguientes modelos:

$$[8] \quad LnING_i = f(ESC_i, XIA_i, XIA_i^2) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$[9] \quad LnING_i = f(ESC_i, ESC_i^2, XIA_i) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$[10]^{12} \quad LnING_i = f(ESC_i, ESC_i^2, XIA_i, XIA_i^2) + \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Cuando se introducen las no linealidades en los modelos ampliados de la TCH, las hipótesis de trabajo relacionadas con los términos cuadráticos son $f_{ESC}^2 < 0$ y $f_{XIA}^2 < 0$, las cuales reflejan los rendimientos marginales decrecientes que genera una unidad más de escolaridad y de experiencia potencial en el lugar de trabajo.¹³

En el modelo simple global de ingreso personal de la ecuación [6], la variable independiente ESC explica alrededor del 9.5, 8.6 y 6.7% para 1997, 2003 y 2001 para Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan, respectivamente, y la ecuación de regresión específica, como argumenta Mincer, el mismo perfil de las funciones semilogarítmicas de la experiencia laboral potencial (XIA) para cada individuo, permitiendo sólo diferencias

-
11. Mincer y Polachek (1982) desarrollan de forma detallada el impacto de la inversión en CH en el bienestar económico de la mujer. Su trabajo se apoya en la metodología aquí bosquejada (véanse pp. 185-221).
 12. Debido a las inconsistencias teóricas a que dio lugar el modelo [10], sobre todo en el caso de los datos del municipio de Zapopan, no se reporta ningún resultado al respecto.
 13. Para una demostración matemática con base en la optimación dinámica de los rendimientos marginales decrecientes del perfil de ingreso vital, véase Johnes, s/f, pp. 8-12.

en los niveles así como la misma tasa de rendimiento a la escolaridad para todos. Estas características son más bien restrictivas, por lo que se impone un relajamiento de las mencionadas limitaciones del modelo de la escolaridad para hacer sentir la influencia de un mayor número de variables de control mediante la utilización de FMIP por trabajo ampliadas, como los modelos [8] y [9].

Para el caso del componente masculino de la muestra de 1997, el cuadro 3 presenta los parámetros de las ecuaciones [8] y [9], así como para las muestras de Tlaquepaque y Zapopan para los años 2003 y 2001, respectivamente. La primera característica que llama la atención tiene que ver con la forma en que los modelos ampliados del CH mejoran de modo sustancial las tasas de inversión escolar, una vez que se introducen tanto la variable de la experiencia potencial (XIA) como el cuadrado de la escolaridad (ESC^2); dicha mejora se da no sólo a nivel de la magnitud de los coeficientes estimados, sino también en términos estadísticos. Desgraciadamente, el modelo [9] para el caso de Zapopan arroja resultados contrarios a las predicciones de la TCH.

Asimismo, vale la pena hacer resaltar cómo la tasa de rendimiento de la ICH postescolar tiende a disminuir al considerar el paso del modelo [8] a la ecuación [9]. Del mismo modo, la consulta del cuadro A-2 del anexo apoya la hipótesis del comportamiento del ciclo de vida: los coeficientes de la experiencia potencial al cuadrado (XIA^2) son negativos, como se hipotetizó en párrafos anteriores. Las capacidades explicativas de ambos modelos se muestran aceptablemente “altas”, dado el tipo de modelos que se están empleando; los valores del estadístico F , por su parte, confirman la significatividad estadística del estadístico R^2 .

Cuadro 3
Tasas de rendimiento escolar y postescolar con FMIP ampliadas para
Guadalajara (1997), Tlaquepaque (2003) y Zapopan (2001)

<i>Modelo [8]</i>					
<i>Año</i>	<i>Tasa escolar (%)</i>	<i>Tasa postescolar (%)</i>	<i>R² (%)</i>	<i>F</i>	
1997G	10.3	2.4	24.1	31.1	
2003T	13.1	4.4	27.02	19.38	
2001Z	7.8	2.3	27.79	25.66	
<i>Modelo [9]</i>					
1997G	21.9	1.4	22.9	19.161	
2003T	20.6	2.9	27.24	19.589	
2001Z	-1.1	0.5	28.68	26.815	

Fuente: elaboración propia con base en el cuadro A-2.

Al pasar de los modelos [6] y [7] del cuadro 2 a los resultados que muestra el cuadro 3, se observan cambios relativos realmente atractivos. Es claro un aumento sustancial de los rendimientos económicos promedio de la inversión escolar de 9.5% en el

modelo [6] a 10.3% en la ecuación [8] para 1997 en el caso de Guadalajara; lo mismo se puede colegir para los municipios de Tlaquepaque y Zapopan. El caso más interesante es el de Tlaquepaque, ya que el cambio relativo que se da de una especificación a otra proporciona una diferencia del 52.3%, es decir, la simple reespecificación de la FMIP, al tomar en cuenta otras características que son importantes en el mercado de trabajo, genera tasas privadas de rendimiento a la ICH escolar más altas. De igual forma, si se comparan las bajísimas y no significativas tasas puras de rendimiento a la experiencia potencial laboral derivadas de los modelos puros [6] y [7] con las de los modelos ampliados [8] y [9], la mejoría de la estimación es realmente convincente: en estas últimas son positivas y significativas estadísticamente hablando. En donde no se observan grandes cambios es en la capacidad explicativa de ambos pares de modelos. En este sentido, se puede concluir que para los mercados laborales de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan los años de inversión postescolar rinden frutos económicos nada despreciables, sobre todo si se consideran las estimaciones del modelo [8]. En definitiva, la interacción que se genera de los efectos de las variables *ESC* y *XIA* en la versión ampliada de la FMIP hace que los rendimientos de ambos tipos de inversión aumenten.

Al considerar ahora la ecuación del ingreso personal [9] para los tres periodos aquí tomados en cuenta, se puede observar la inclusión no lineal del término de la escolaridad, que permite identificar el efecto en el ingreso personal del aumento de la escolaridad en el margen. Este término se introduce para dar cabida sistemáticamente a tasas diferentes de rendimiento a la inversión en escolaridad a diferentes niveles de logro educativo. En estas circunstancias, se espera una relación inversa entre $Lning$ y ESC^2 , lo cual se interpreta como una tasa marginal menor de rendimiento a la escolaridad a medida que los niveles de educación son mayores. Los resultados empíricos que presentan los modelos ampliados [9] para 1997, 2003 y 2201 son estadísticamente significativos al nivel de 5% y se ajustan a las predicciones de la TCH.¹⁴ Teóricamente ambos modelos apuntan hacia la corroboración de la hipótesis de un perfil de ingresos vitalicio con rendimientos crecientes, pero marginalmente decrecientes.

La ICH escolar y postescolar, una vez que se especifican de mejor forma las FMIP, rinde frutos económicos para el individuo que la emprende. Hasta ahora, la temática ha versado sobre FMIP simples y ampliadas; los resultados obtenidos de la estimación de los parámetros se han centrado en las tasas de rendimiento privadas, puras y no puras, con base en modelos simples y ampliados, cuyos resultados han sido mucho más consistentes con las formas últimas que con las primeras. La presencia de incongruencias teóricas puede tener su fundamento en la calidad de los datos recopilados.

14. La forma en que se realiza la derivación de los rendimientos de la ICH por niveles de logro educativo se da mediante el cálculo de la primera derivada del modelo [9]. Por ejemplo, para el caso del municipio de Guadalajara, $f_{ESCO} = 0.219 - .0096 ESCO$ para 1997. La sustitución de los valores correspondientes a los diferentes niveles de educación alcanzados genera las correspondientes tasas de rendimientos a la inversión escolar. Este ejercicio no se lleva a cabo en el presente trabajo.

Segregación salarial por género en mercados de trabajo metropolitanos

La participación intermitente de la mujer en el mercado laboral, su posible contribución parcial de su vida económica activa, un mayor efecto en su participación laboral de las crisis económicas, mayores tasas de desempleo y otras probables causas, podrían explicar el comportamiento de los coeficientes estimados en modelos ampliados en donde, además de la inversión escolar, también se considera la experiencia potencial laboral junto con el género o sexo del individuo. De aquí que el tema de la segregación laboral por género sea actualmente un tema que también consideran las FMIP. Aquí cabe comentar que el mejoramiento de la calidad de los datos para las mujeres contribuiría de manera confiable a afinar aún más el entendimiento de la población femenina de cualquier mercado de trabajo urbano.¹⁵

Las contribuciones de autores como Conway y Roberts (1983), Cortés Fregoso (1983), Goldberger (1988), Greene (1991), Maddala (1988) y Whiteside (1989), tanto teórica como empíricamente han despertado interés por el análisis de la discriminación salarial por sexo en los mercados de trabajo, sean éstos urbanos o de otra categoría. A raíz de los resultados obtenidos, que en muchas ocasiones son encontrados, la discusión no ha terminado. No es éste el espacio apropiado para llevar a cabo una exposición amplia del tema. Las conclusiones obtenidas en este apartado tienen el tinte inconcluso propio del tema. Sin embargo, la comparación de los modelos de regresión directa e inversa auxilia en el esfuerzo de comprender mejor el complejo fenómeno de la segregación salarial por género.

En el caso de la dicotomía hombre-mujer, se cuestiona sobre todo la presencia o ausencia de segregación por género en los mercados laborales del espacio económico de Guadalajara. Es posible encontrar respuesta a tal planteamiento utilizando FMIP estimadas mediante el método minimocuadrático en forma directa (regresión directa) y de manera inversa (regresión inversa), considerando, por supuesto, variables de control binarias como calificaciones individuales (género).¹⁶ Maddala comenta que “el caso de la discriminación salarial [...] es un ejemplo en donde el problema se puede plantear de dos maneras diferentes e igualmente significativas. En tales casos ambas regresiones tienen sentido”.¹⁷

15. Para una discusión teórica y econométrica sobre la problemática que envuelve a la participación de la mujer en los mercados laborales, urbanos, regionales y nacionales, véanse Berndt (1991), cap. 11, pp. 593-680, en donde se desarrollan modelos de variables limitadas dependientes para tratar de explicar aspectos relacionados con la participación de la mujer en los mercados de trabajo; y Mincer y Polachek (1982), pp. 185-221.

16. Para una exposición sucinta de la regresión directa e inversa, véase Cortés Fregoso (1983), pp. 69-72; para su aplicación conjunta véanse las pp. 121-129. Un desarrollo más profundo desde la teoría econométrica de la regresión inversa se puede consultar en Greene (1991), pp. 274-275 y 307-308, y en Maddala (1988), pp. 39-43 y 391-392. Ambos autores tratan la regresión inversa como tema importante del problema de errores en las variables. Por otra parte, la contribución de Conway y Roberts (1983) es el artículo considerado pionero en el tema de la regresión inversa, su aplicación e interpretación. Whiteside y Narayanan (1989) discuten más finamente el problema de la colinealidad que se presenta en el modelo de regresión inversa.

17. Maddala, 1988, p. 43.

La idea básica para realizar una regresión inversa de ecuaciones mincerianas que correspondan a funciones de ingreso personal directas, consiste en crear un índice univariado de calificaciones (*IUC*) empleando los valores ajustados mediante una combinación lineal positiva de la regresión directa, pero omitiendo la contribución de la variable ficticia mujer-hombre. Una vez que se llevan a cabo las conversiones necesarias, las regresiones directa e inversa, usadas en tándem, ayudan a proporcionar una perspectiva más completa de los datos sobre el fenómeno de segregación salarial por género.

Para los propósitos presentes, las funciones mincerianas consideradas comprenden en sus argumentos ambos tipos de inversión de forma lineal, así como la variable de control binaria hombre-mujer, o sea, se toma como base la relación funcional [4]. A partir de dicha relación se estructura el modelo lineal siguiente:

$$[11] \quad \text{LnING}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ESC}_i + \beta_2 \text{XIA}_i + \beta_3 \text{GEN}_i + \eta_i, i = 1, 2, \dots, N$$

en donde las relaciones de *ESC* y *XIA* con *LnING* son iguales a las planteadas anteriormente. En este estudio el valor de la unidad se ha asignado a las observaciones que corresponden a la mujer, y el de cero al hombre.¹⁸ De esta suerte, si se espera que exista discriminación salarial en perjuicio de la mujer que participa en el mercado laboral del área de Guadalajara, entonces $f_{\text{GEN}} > 0$.

Para proceder a la realización de la regresión inversa¹⁹ se estiman los parámetros de un modelo lineal de regresión que da lugar a un índice de calificaciones, el *IUC*, que tiene ahora como variables de control a *LnING* y *GEN*. Entonces, el modelo de la regresión inversa se presenta así:

$$[12] \quad \text{IUC}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{LnING}_i + \gamma_2 \text{GEN}_i + \eta_i, i = 1, 2, \dots, N$$

en donde

$$[13] \quad \text{IUC}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ESC}_i + \beta_2 \text{XIA}_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

En palabras de Maddala:

18. Cabe hacer la aclaración de que para el caso del mercado laboral de Guadalajara así se establecen los valores de *GEN*; sin embargo, para los mercados de trabajo de los municipios metropolitanos de Tlaquepaque y Zapopan los valores binarios se han cambiado, es decir, la unidad es para los hombres y el cero para las mujeres.

19. Véase Conway y Roberts (1983), p. 78, en donde se desarrolla la justificación básica de la naturaleza de la regresión inversa.

[...] los que proponen la regresión inversa argumentan que para establecer la discriminación, se debe tener $\gamma_2 < 0$ en la ecuación [12]; es decir, entre los hombres y las mujeres que reciben salarios iguales, los hombres poseen menores calificaciones.²⁰

El cuadro A-3 del anexo muestra los parámetros de las regresiones directa e inversa para analizar la segregación por género en los mercados laborales estudiados, para las muestras de 1997, 2003 y 2001, respectivamente. El modelo minceriano [11] para 1997, 2003 y 2001 se comporta de acuerdo con los cánones de la TCH. Tanto la ecuación en general como los coeficientes considerados individualmente son estadísticamente significativos al nivel del 0.05. En este caso, el coeficiente de regresión estimado de *GEN* significa diferencias salariales entre las mujeres y los hombres después de ajustes estadísticos de las calificaciones medidas, como son la escolaridad y la experiencia laboral potencial. La estimación del coeficiente de *GEN* para Guadalajara es -0.337 con error típico de 0.060, el cual sugiere una diferencia estimada de ingreso personal por trabajo de 33.7%, lo que pone en desventaja a las mujeres.²¹ Al tomar en consideración los periodos para Tlaquepaque y Zapopan, se tienen parámetros estimados semejantes, dados los valores asignados a la variable binaria *GEN*. En el cuadro 4 se muestran los coeficientes estimados para los diversos periodos.²²

Cuadro 4
Coeficientes de los modelos de regresión directa [11] para los municipios de Guadalajara (1997), Tlaquepaque (2003) y Zapopan (2001)

<i>Regresión directa</i>			
<i>Año</i>	<i>Coefficiente (%)</i>	<i>R² (%)</i>	<i>F</i>
1997G	-30.5	29.8	45.273
2003T	33.6	28.8	21.171
2001Z	38.2	39.2	42.998

Fuente: elaboración propia con base en el cuadro A-3 del anexo.

20. Véase Maddala, 1988, p. 392. Otros autores plantean el significado del coeficiente de segregación de la forma siguiente: la interpretación que se asigna al coeficiente γ_2 de la variable indicadora *GEN* depende de si es mayor o menor que cero. Si se ha dejado establecido que la variable *GEN* = 1 si el individuo considerado es del género masculino, y *GEN* = 0 si es, por el contrario, del género femenino; entonces en el caso del modelo [12], un $\gamma_2 > 0$ y significativo proporciona apoyo al argumento de que en promedio las mujeres trabajadoras tienen un salario promedio más bajo que el promedio de los trabajadores hombres igualmente calificados. De la misma forma, el hecho de que estadísticamente $\gamma_2 < 0$ se puede interpretar para concluir que a los trabajadores del género femenino se les paga al menos tan bien como a los trabajadores y empleados de género masculino.
21. Véase Cortés Fregoso (1998), pp. 11 y 12, para una discusión sobre la interpretación de los coeficientes estimados de variables binarias en modelos semilogarítmicos.
22. Para el caso de Tlaquepaque y Zapopan, los valores son la unidad para el género masculino y cero para el sexo femenino.

En el caso del municipio de Guadalajara, para la muestra de 1997 un coeficiente estimado de -0.305 sugiere un segregación relativa del 30.5% . En otras palabras, existe una diferencia de ingresos personales favorable a los hombres después de que se han excluido las diferencias en la productividad esperada en 1997.²³ Se puede también observar cómo la tasa de 38.2% para el municipio de Zapopan es la más alta, lo cual sugiere que los mercados laborales zapopan son los que con mayor fuerza segregan la participación femenina. La tasa de segregación por sexo en el municipio metropolitano de Tlaquepaque se ubica en un nivel intermedio entre el municipio de Guadalajara y el de Zapopan. Todos los estadísticos pertinentes corroboran la significatividad de los parámetros estimados. Asimismo, los diferentes valores de la capacidad explicativa de cada modelo de regresión directa refuerzan los niveles de significación estadística logrados. Dada la naturaleza transversal de los datos, valores para el coeficiente de determinación R^2 parecen responder adecuadamente a la significatividad estadística de los mismos. Dados entonces los resultados de los modelos de regresión directa, parece razonable concluir que, de acuerdo con la evidencia estadística, el modelo del CH ayuda a confirmar la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores en contra de las mujeres en el espacio económico de Guadalajara.²⁴

El enfoque de la regresión directa se ha criticado con base en su sesgo estadístico, lo que provoca que se tienda a sobrestimar el efecto de la segregación en el empleo. Para evitar tal sesgo, el método de la regresión inversa es una metodología que se orienta más a los diferenciales de calificación que a los diferenciales de ingreso personal. El modelo uniecuacional [12] para 1997, 2003 y 2001 del cuadro A-3 del anexo corresponde a la estimación empírica de una función de ingreso mediante la regresión inversa. Las estimaciones básicas de dichos modelos de regresión inversa se muestran en el cuadro 5.

Cuadro 5
Coeficientes de los modelos de regresión inversa [12] para los municipios de Guadalajara (1997), Tlaquepaque (2003) y Zapopan (2001)

<i>Regresión inversa</i>			
<i>Año</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>R² (%)</i>	<i>F</i>
1997G	-0.033	26.7	58.568
2003T	0.007	26.4	28.364
2001Z	0.258	53.33	114.826

Fuente: elaboración propia con base en el cuadro A-3 del anexo.

23. Para una discusión acerca del sesgo que se genera con la estimación minimocuadrática de los parámetros de variables ficticias en modelos semilogarítmicos, véase Cortés Fregoso (1988), pp. 11 y 12. En el presente trabajo se interpretan directamente en forma porcentual los coeficientes estimados de la variable ficticia *GEN*.

24. Véase Stinson Ortiz (1983) para el caso contrario que se presenta en Monterrey. La mayoría de los estudios conocidos sobre el caso mexicano reportan resultados semejantes en términos de la segregación por género; la diferencia está en la intensidad.

Desde el punto de vista de la productividad, en 1997, 2003 y 2001 las mujeres económicamente activas de los municipios metropolitanos de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan tenían una desventaja de 3.3%, 0.7% y 25.8% en las calificaciones medidas; o sea, los hombres, a pesar de poseer menos calificaciones, en promedio obtienen mayores salarios. Sin embargo, en los periodos 1997 y 2003 para Guadalajara y Tlaquepaque los coeficientes estimados no son estadísticamente significativos. Lo que llama poderosamente la atención es que el altísimo parámetro estimado para Zapopan posea, desde todos los puntos de vista, una muy alta significación estadística.

Maddala sintetiza el tipo de resultados que se han encontrado al aplicar el método de la regresión inversa en la frase “Las pruebas de la regresión inversa han sido mixtas”.²⁵ Se supone que el coeficiente estimado de la variable *GEN* en la regresión inversa tiene que ser, como se anotó líneas arriba, negativo. Maddala comenta que en algunas ocasiones el signo es correcto pero el coeficiente no es significativo; en otras, el coeficiente es positivo y significativo, lo cual interpreta como segregación inversa.

Si la población femenina económicamente activa se encuentra ligeramente subcalificada para desempeñar los empleos asignados en términos de lo que ganan, no puede argumentarse de manera definitiva una situación de segregación abierta contra ellas. Si las mujeres en el mercado laboral se encuentran, en promedio, menos calificadas que los hombres en el desempeño de sus empleos, parece razonable que se les retribuya menos. Sin embargo, la brecha entre productividad e ingreso personal no es proporcional ya que el coeficiente estimado por el método directo es mayor que el de la regresión inversa. Entre mayor sea la diferencia entre estos dos parámetros, más persistente será la discriminación por género en los mercados de trabajo, y viceversa.

Queda mucho por hacer en este aspecto. Se necesita realizar más investigación sobre los mecanismos de segregación por género, y las técnicas de regresión inversa pueden ser un avance en esta dirección,²⁶ junto con la consideración de *corpus* teóricos en el ámbito económico más comprensivos que permitan la instrumentación de modelos econométricos que arrojen resultados más acordes con las características de las bases de datos utilizadas. De esta forma, estática, estática-comparativa, o dinámicamente se tendrá información que profundice en el conocimiento de las relaciones laborales en el contexto urbano.

Conclusiones

1. En general, los resultados discutidos en este trabajo se ajustan aceptablemente a las predicciones de la *TCH* sobre los rendimientos económicos de la inversión escolar y postescolar, considerados en diferentes puntos del tiempo.

25. Véase Maddala (1988), p. 392.

26. Para Whiteside y Narayanan (1989), “el conflicto entre la regresión directa y la inversa puede resolverse al reconocer otro problema: la colinealidad de los datos. Cuando la regresión directa y la inversa arrojan resultados contradictorios para un conjunto dado de datos, debe existir en los datos una estructura colineal entre el grupo protegido y las mediciones de las calificaciones del empleo” (p. 403).

2. Los modelos instrumentados empíricamente y la prueba de la versión ampliada del modelo del CH proporcionan una imagen más completa de la relación entre características individuales e ingresos por trabajo en los municipios que integran la zona metropolitana de Guadalajara.
3. Se observan diferencias sustanciales en magnitud y estadísticamente significativas en los niveles de inversión escolar, en las muestras utilizadas para diferentes años en los municipios de Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan.
4. El empleo de las técnicas de regresión directa e inversa permite profundizar en el fenómeno de la segregación salarial por género en los mercados laborales del espacio urbano analizado.
5. Es necesario llevar a cabo análisis más amplios y profundos que reflejen con mayor precisión tanto la dinámica de la inversión escolar como la postescolar, mediante la inclusión de variables cuantitativas y binarias que ayuden a explicar aún más las interacciones entre las características de los trabajadores y su nivel de productividad.
6. Dada la evidencia estadística de la TCH, los gobiernos federal, estatal y, sobre todo, municipal deben plantear políticas educativas que apunten hacia la expansión del sistema escolar. Esto implica un aumento en la acumulación de CH que significa tasas promedios de rendimiento de la inversión escolar más altas, aunque a medida que el nivel de ICH aumente y se logren niveles más altos, el rendimiento ante dicha inversión tenderá a disminuir marginalmente.
7. De este trabajo se desprende que la influencia de la distribución de la escolaridad en la dispersión del ingreso personal es muy grande. Por lo tanto, las políticas públicas educativas, en todos los niveles de gobierno, deben enfocarse hacia un mayor acceso de la población en edad escolar a los diversos segmentos de ICH, con logros de equidad y eficiencia mayores.
8. Un reforzamiento de los programas de capacitación en el trabajo debe tener un efecto positivo en la reducción de la desigualdad de salarios, particularmente en el caso de las mujeres. Esto propiciaría una reducción gradual de las injusticias contra las mujeres en los mercados laborales y reduciría simultáneamente la dispersión global del ingreso por trabajo.
9. Se antoja necesaria una mayor consideración teórica y empírica con el propósito de comprender mejor la dinámica de inserción en los mercados laborales urbano y metropolitano de la mujer, la cual manifiesta características diferentes a las del hombre.
10. Las políticas simultáneas gubernamentales escolares y postescolares deben llevarse a cabo totalmente concertadas con políticas de ingresos por trabajo que intenten igualar los ingresos personales de empleados y obreros con niveles educativos más bajos, en actividades y ocupaciones económicas de menor remuneración y con menos años de experiencia laboral potencial, con los de aquellos individuos en las categorías de mayor remuneración, con esquemas equitativos y eficientes de inversión en CH que sean capaces de lograr tales objetivos.

11. Una de las alternativas para futuras investigaciones en el ámbito de la acumulación de CH en espacios regionales y urbanos metropolitanos (conurbados), grandes y medianos, se puede dirigir hacia el análisis teórico y empírico del comportamiento a través del tiempo de los procesos de ICH escolar y postescolar, así como de la segregación laboral por sexo.
12. Por su escasez en el ámbito urbano y metropolitano, los estudios comparativos y dinámicos sobre la productividad laboral deben ocupar un espacio de mayor privilegio en los programas de investigación universitaria. Es urgente disponer de información que facilite las decisiones de inversión en capital humano. La fijación de metas de gasto educativo que respondan a parámetros discutibles deben dejarse de lado y ser sustituidos por objetivos más acordes con las necesidades de ICH (escolar y postescolar) de las áreas y zonas urbanas.
13. Los tres municipios metropolitanos aquí analizados disponen de una infraestructura municipal que aglutina la distribución de la acción educativa municipal por medio de academias municipales, bajo la dirección de una dependencia municipal responsable de su desarrollo. Los resultados aquí logrados deben incidir en las decisiones de política económica cuyo fin sea elevar el nivel de vida de la población mediante un mayor nivel de ICH, responsabilidad del gobierno estatal y de los municipales señalados.

Referencias bibliográficas

- Barceinas, Fernando (1999) "Función de ingresos y rendimiento de la educación en México", *Estudios Económicos*, vol. 14, núm. 1, pp. 87-127.
- Berndt, Ernst R. (1991) *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Nueva York: Addison-Wesley, pp. 150-192.
- Blaug, Mark (ed.) (1992) *The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education*. Inglaterra: Edward Elgar Publishing Limited, pp. 3-276.
- Boissiere, M., et al. (1985) "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills", *The American Economic Review*, vol. 75, núm. 5, diciembre, pp. 1016-1030.
- Carnoy, Martin (1964) *The Cost and Return to Schooling in Mexico*, tesis doctoral inédita. Chicago: University of Chicago.
- Conway, Delores A., y Harry V. Roberts (1983) "Reverse Regression, Fairness, and Employment Discrimination", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, núm. 1, enero, pp. 75-85.
- Cortés Fregoso, José Héctor (1989) "Los rendimientos del capital humano y el mercado de trabajo femenino", en Lucía Mantilla (comp.), *La mujer jalisciense. Clase, género y generación*. Guadalajara: Universidad de Guadalajara, pp. 149-172.
- (1998) "Características de los mercados profesionales de trabajo urbanos. El enfoque del capital humano", *Expresión Económica*, vol. 1, núm. 1, septiembre-diciembre, pp. 5-18.

- (2002) “Inversión en capital humano y segregación laboral por sexo en Guadalajara”, *Carta Económica Regional*, año 14, núm. 80, abril-junio, pp. 35-42.
- Cortés Fregoso, José Héctor, y Mario Aguilar Morales (2002) *Inversión en capital humano (ICH) en municipios metropolitanos. El caso de Zapopan, Jalisco* (inédito, versión computarizada), pp. 1-22.
- Cortez, Willy W. (2001) “What is Behind Increasing Wage Inequality in Mexico?”, *World Development*, vol. 29, núm. 11, pp. 1905-1922.
- Goldberger, Arthur S. (1984) “Reverse Regression and Salary Discrimination”, *The Journal of Human Resources*, vol. XIX, núm. 3, pp. 291-318.
- Greene, William H. (1991) *Econometric Methods*. Nueva York: Macmillan, pp. 141-168, 274-275, 307-308.
- Levy, Frank, y Richard J. Murnane (2004) “Competencias clave fundamentales para el éxito económico”, en Dominique Simone Rychen y Laura Hersh Salganik, *Definir y seleccionar las competencias fundamentales para la vida*. México: Fondo de Cultura Económica, pp. 262-301.
- Maddala, G. S. (1988) *Introduction to Econometrics*. Nueva York: Macmillan, pp. 39-43, 391-392.
- Mincer, Jacob (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*. Nueva York: National Bureau of Economic Research, distribuido por Columbia University Press.
- Mincer, Jacob, y Solomon Polachek (1982) “La inversión de la familia en el capital humano. Las ganancias de la mujer”, en INEGI (comp.), *Estudios sobre la mujer. I. El empleo y la mujer. Bases teóricas, metodológicas y evidencia empírica*. México: Coordinación general del INEGI, pp. 185-221.
- Montemayor Martínez, Aurelio H. (1980) “Educación y distribución del ingreso en México”, *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, vol. X, núm. 2, segundo trimestre, pp. 33-68.
- Psacharopoulos, George (1992) “Los rendimientos de la educación: Un estudio comparativo internacional actualizado”, en Pablo Latapí (coord.), *Educación y escuela. Lecturas básicas para investigadores de la educación. III. Problemas de política pública*. México: SEP/Nueva Imagen, pp. 119-153.
- Ríos Almodóvar, Jesús Gerardo (2005) “La educación, las remuneraciones y los salarios en México”, *Comercio Exterior*, vol. 55, núm. 5, mayo, pp. 402-417.
- Rojas Mariano, Humberto Angulo, e Irene Velázquez (2000) “Rentabilidad de la inversión en capital humano en México”, *Economía Mexicana*, nueva época, vol. IX, núm. 2, segundo semestre, pp. 113-142.
- Silos Martínez, Manuel (1983) “Los rendimientos de la escolaridad en el área metropolitana de Monterrey: Un análisis de su comportamiento a través del tiempo, 1975-1979”, en Víctor L Urquidi y Saúl Trejo Reyes (comps.), *Recursos humanos, empleo y desarrollo en la América Latina*, Col. Lecturas del Trimestre Económico, núm. 51*. México: FCE, 1983, pp. 441-453.
- Stinson Ortiz, Ivonne (1983) “Los rendimientos a la escolaridad en el área metropolitana de Monterrey”, *Demografía y Economía*, vol. XVII, núm. 4(56), pp. 489-515.

- Urciaga García, José (1999) “Educación, ingresos y rendimientos de la escolaridad en México”, *Expresión Económica*, vol. I, núm. 2, enero-abril, pp. 18-31.
- Whiteside, M. M., y A. Narayanan (1989) “Reverse Regression, Collinearity, and Employment Discrimination”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, núm. 3, julio, pp. 403-406.
- Zamudio Carrillo, Andrés (1995) “Rendimientos a la educación superior en México: ajuste por sesgo utilizando máxima verosimilitud”, *Economía Mexicana*, vol. IV, núm. 1, primer semestre, México, pp. 69-92.
- (2001) “La escolaridad y la distribución condicional del ingreso. Una aplicación de regresión cuantil”, *El Trimestre Económico*, vol. LXVIII (1), núm. 269, enero-marzo, pp. 39-70.

Anexo

Cuadro A-1
Versión simple del capital humano para Guadalajara (1997), Tlaquepaque (2003)
y Zapopan (2001) (Variable dependiente: *LNING*)

Variable	Modelo [6]				Modelo [7]			
	Coef.	R ²	F	N	Coef.	R ²	F	N
<i>Guadalajara (1997)</i>								
Constante	6.906 (0.134)	0.215	88	354	8.062 (0.078)	0.001	0.394	324
ESC	0.095 (10.10)				XIA 0.002 (0.003)*			
<i>Tlaquepaque (2003)</i>								
Constante	7.233 (0.166)	0.1859	36.299	161	8.193 (0.140)	0.002	0.294	161
ESC	0.086 (14.14)				XIA - 0.003 (0.006)*			
<i>Zapopan (2001)</i>								
Constante	7.357 (0.076)	0.232	61.045	204	7.953 (0.053)	0.007	1.442	204
ESC	0.067 (0.009)				XIA - 0.003 (0.003)*			

Nota: en todos los cuadros del apéndice, R^2 es el coeficiente de determinación, F es el valor del estadístico de Fisher-Snedecor para la regresión, y N es igual al número de casos. Las cifras entre paréntesis son los errores típicos estimados de los coeficientes respectivos. En todos los casos el nivel de significación estadística es de 0.05. Los paréntesis con asterisco corresponden a coeficientes estimados no significativos.

Fuente: en el caso de 1997, 2003 y 2001 para Guadalajara, Tlaquepaque y Zapopan, las bases de datos se explican en el texto, sección IV.

Cuadro A-2
Estimaciones de FMIP por trabajo ampliadas para Guadalajara (1997),
Tlaquepaque (2003) y Zapopan (2001)

<i>Estimaciones minimocuadráticas de regresión</i>	<i>Núm. de ecuación</i>
<hr/>	
Guadalajara (1997) ⁺	
$LnING = 6.737 + 0.096 ESC + 0.017 XIA - 0.000089 XIA^2$	[8]
(0.240) (0.013) (0.011)* (0.000184)*	
R ² = 0.215 F = 17.72 N = 198	
$LnING = 6.035 + 0.219 ESC - 0.0048 ESC^2 + 0.014 XIA$	[9]
(0.450) (0.066) (0.0025) (0.004)	
R ² = 0.229 F = 19.161 N = 198	
<hr/>	
Tlaquepaque (2003)	
$LnING = 6.073 + 0.131 ESC + 0.044 XIA - 0.00034 XIA^2$	[8]
(0.331) (0.017) (0.018) (0.0003)	
R ² = 0.2702 F = 19.375 N = 161	
$LnING = 5.860 + 0.206 ESC - 0.003 ESC^2 + 0.029 XIA$	[9]
(0.416) (0.060) (0.003)* (0.007)	
R ² = 0.2724 F = 19.589 N = 161	
<hr/>	
Zapopan (2001)	
$LnING = 7.063 + 0.078 ESC + 0.023 XIA - 0.0004 XIA^2$	[8]
(0.113) (0.009) (0.007) (0.0001)	
R ² = 0.2779 F = 25.66 N = 204	
$LnING = 7.575 - 0.011 ESC + 0.005 ESC^2 + 0.003 XIA$	[9]
(0.174) (0.032)* (0.002) (0.003)*	
R ² 0.2868 F = 26.8151 N = 2.4	
<hr/>	

⁺ Los modelos estimados corresponden a la submuestra de hombres; los modelos para mujeres se descartaron por su incongruencia teórica observada a través del signo estimado. Las cifras entre paréntesis representan los errores típicos de los parámetros estimados. Las cifras entre paréntesis con asterisco no son significativas al 0.05.

Fuente: para 1997, 2003 y 2001 elaboración propia del autor.

Cuadro A-3
Regresión directa e inversa y segregación en el empleo en Guadalajara (1997),
Tlaquepaque (2003) y Zapopan (2001)

<i>Estimaciones minimocuadráticas de regresión</i>	<i>Número de ecuación</i>
Guadalajara (1997)	
Regresión directa:	
$\text{LnING} = 6.620 + 0.107 \text{ESC} + 0.013 \text{XIA} - 0.305 \text{GEN}$	[11]
$(0.179) \quad (0.010) \quad (0.003) \quad (0.080)$ $R^2 = 0.298 \quad F = 45.273 \quad N = 354$	
Regresión inversa:	
$\text{IUC} = 6.255 + 0.244 \text{LnING} - 0.033 \text{GEN}$	[12]
$(0.200) \quad (0.024) \quad (0.040)^*$ $R^2 = 0.267 \quad F = 58.568 \quad N = 324$	
Tlaquepaque (2003)	
Regresión directa:	
$\text{LnING} = 6.097 + 0.125 \text{ESC} + 0.025 \text{XIA} + 0.336 \text{GEN}$	[11]
$(0.287) \quad (0.017) \quad (0.006) \quad (0.146)$ $R^2 = 0.288 \quad F = 21.171 \quad N = 161$	
Regresión inversa:	
$\text{IUC} = 5.834 + 0.254 \text{LnING} + 0.007 \text{GEN}$	[12]
$(0.278) \quad (0.035) \quad (0.075)^*$ $R^2 = 0.264 \quad F = 28.364 \quad N = 161$	
Zapopan (2001)	
Regresión directa:	
$\text{LnING} = 6.967 + 0.077 \text{ESC} + 0.005 \text{XIA} + 0.382 \text{GEN}$	[11]
$(0.101) \quad (0.009) \quad (0.002) \quad (0.057)$ $R^2 = 0.3921 \quad F = 42.998 \quad N = 204$	
Regresión inversa:	
$\text{IUC} = 5.361 + 0.301 \text{LnING} + 0.258 \text{GEN}$	[12]
$(0.249) \quad (0.032) \quad (0.033)$ $R^2 = 0.5333 \quad F = 114.826 \quad N = 204$	

Fuente: Cortés Fregoso (1983), Cuadro 5.17, p. 123. Para 1997 elaboración propia del autor. Las cifras entre paréntesis representan errores típicos de los coeficientes estimados. Las cifras en paréntesis con asterisco no son significativas al 0.05.