

ENSAYOS *Revista de Economía*

Volumen XXXI, número 2

noviembre de 2012

Artículos

La importancia de corregir por el sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México

Adrián Rubli

Empirical research on the relationship between violence and social development in Colombia

Alexander Cotte Poveda

Empleo, escolaridad y sector informal en la Frontera Norte de México y Chihuahua: expectativas de ocupación en la crisis

Luis Huesca Reynoso

Los rendimientos cambiarios latinoamericanos y la (a)simetría de los shocks informacionales: un análisis econométrico

Arturo Lorenzo Valdés, Antonio Ruiz Porras



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



Universidad Autónoma de Nuevo León

Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura
Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 31, No. 2, julio-diciembre 2012. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de noviembre de 2012. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Impreso en México

Todos los derechos reservados

© Copyright 2012

ensayos.uanl.mx

Índice

La importancia de corregir por el sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México 1

Adrián Rubli

Empirical research on the relationship between violence and social development in Colombia 37

Alexander Cotte Poveda

Empleo, escolaridad y sector informal en la Frontera Norte de México y Chihuahua: expectativas de ocupación en la crisis 57

Luis Huesca Reynoso

Los rendimientos cambiarios latinoamericanos y la (a)simetría de los shocks informacionales: un análisis econométrico 87

Arturo Lorenzo Valdés, Antonio Ruiz Porras

La importancia de corregir por el sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México

Adrián Rubli*

Fecha de recepción: 03 XII 2011

Fecha de aceptación: 02 V 2012

Resumen

El estudio de las brechas salariales por género debe considerar el sesgo de selección, resultado de la decisión endógena de ingresar al mercado laboral. En caso de ser ignorado, este sesgo puede llevar a conclusiones erróneas con respecto al tamaño de las brechas y su evolución en el tiempo. Este trabajo analiza las brechas salariales en Argentina, Brasil y México en 2000 y 2008, y corrige el sesgo a partir del método de Heckman (1979). En particular, se explota el sexo del primogénito en la ecuación de selección para resolver el problema de identificación en la probabilidad de ingresar al mercado laboral. Los resultados indican un importante sesgo de selección positiva de diferente magnitud en el tiempo, en los tres países. Así, este trabajo resalta la importancia del problema de selección en la determinación de listas de *rankeo* de países, en cuanto a la equidad de género.

Palabras Clave: brechas salariales, discriminación laboral, sesgo de selección, Heckit.

Clasificación JEL: J16, J21, J71.

Abstract

The study of gender wage gaps necessarily must consider the selection bias that stems from the endogenous decision to enter the labor market. If ignored, this bias can lead to erroneous conclusions about the size and evolution of the wage gaps. This study analyzes gender wage gaps in Argentina, Brazil and Mexico in 2000 and 2008, using the model proposed

* Instituto Tecnológico Autónomo de México. Avenida Camino a Santa Teresa #930, Col. Héroes de Padierna. CP. 10700 Del. Magdalena Contreras. México, D.F. Correo electrónico: adrian.rubli@itam.mx.

by Heckman (1979) to solve the bias problem. In particular, the gender of the household's eldest child is exploited to solve the identification problem in the probability of entering the labor market. The results indicate an important positive selection bias of different magnitudes in time and by country. Thus, this paper highlights the importance of the selection problem in determining lists that rank countries by level of gender equality.

Keywords: gender wage gaps, labor market discrimination, selection bias, Heckit.

JEL Classification: J16, J21, J71.

Introducción

Conforme las mujeres han ganado terreno en el ámbito laboral, resulta importante determinar si la remuneración que reciben por su trabajo es equitativa con respecto a la de los hombres, ya que el salario además afecta sus decisiones laborales. Las diferencias en el salario que son de interés son aquellas que resultan de la discriminación, no de las diferencias en características observables y no observables entre los géneros, puesto que en el mercado estos rasgos individuales determinan diferencias salariales de manera natural.

En general, existen dos tipos de discriminación. Por un lado, la discriminación estadística se refiere al hecho de que las mujeres reciben un menor salario debido a características observables y no observables que los empleadores consideran al determinar su remuneración. Este tipo de discriminación significa que el mercado simplemente responde a ciertas variables. Por ejemplo, las mujeres pueden tener menor salario por el hecho de que legalmente deben recibir tres meses de licencia por ausencia en caso de embarazo. Por otro lado, existe la discriminación “por gustos”, la cual crea ineficiencias en el mercado. En este caso, la diferencia salarial surge de la estructura de las curvas de indiferencia de los empleadores, pues contratar a una mujer representa una pérdida de utilidad para ellos. Así, Becker (1971) señala que una empresa que realmente discrimine es aquella que prefiera contratar hombres en lugar de mujeres, a pesar de que esta decisión signifique no maximizar sus ganancias. Esta actitud es ineficiente y crea pérdidas. Por lo tanto, solo podrá subsistir en el caso de mercados imperfectos.

Debido a diferentes características entre hombres y mujeres –como su educación, su productividad, sus decisiones de formar una familia y el rol tradicional de la mujer como ama de casa–, el cálculo de las brechas salariales nunca ha sido sencillo. Dado que la decisión de trabajar está

intrínsecamente ligada al salario que se recibe por dicho esfuerzo, se dice que las mujeres se autoseleccionan al entrar al mercado laboral. De este modo, una simple comparación entre los salarios promedio de hombres y mujeres no indica si existe o no discriminación en contra de ellas, pues los grupos de hombres y de mujeres que trabajan no son comparables.

En este estudio, se busca identificar el tamaño real de las brechas salariales para tres países de América Latina,¹ en dos momentos distintos en el tiempo. Se busca entonces proveer evidencia sobre qué parte de las brechas puede deberse a la discriminación, y si esta ha aumentado o disminuido en el tiempo. Las brechas salariales aparentes son corregidas por el sesgo de autoselección a través del método desarrollado por Heckman (1979), explotando el sexo del primogénito como instrumento para la estimación de la probabilidad de ingresar al mercado laboral. El enfoque a seguir es de carácter tradicional y sencillo, a fin de facilitar la comparación de los resultados a través del tiempo y entre países.

Cuadro 1
Clasificación de posibles factores que afectan las brechas salariales por género

Factor	Ejemplos
Diferencias en características observadas	Cantidad de años de educación; mujeres tienen derecho legal de tres meses de descanso pagado tras un embarazo.
Diferencias en características no observadas	Mujeres tienden a permanecer menos en el mercado laboral; diferencias en preferencias por trabajar.
Selección al mercado laboral	Cuáles son las mujeres que trabajan; distintas tasas de participación laboral y cambios en el tiempo pueden deberse a diferencias en la composición de mujeres que trabajan.
Discriminación por gustos	Preferencias enfocadas a la contratación de hombres por encima de mujeres o a ofrecer salarios menores a mujeres solamente por la estructura de las curvas de indiferencia de quienes contratan.

Fuente: Elaboración propia.

¹ Argentina, Brasil y México –además de ser los tres países más grandes de la región– conforman el 63% del territorio total de América Latina, y su población es más del 60% del total.

Resumiendo lo anterior, existen cuatro factores diferentes que pudieran tener un efecto sobre el tamaño de las brechas salariales por género, mismos que se presentan esquemáticamente en el cuadro 1. Primero, las brechas pueden fluctuar a partir de diferencias observables entre hombres y mujeres. Segundo, las brechas pueden ser resultado de diferencias no observables, caso que corresponde precisamente a la discriminación estadística: aunque no se observen estos determinantes (como podría ser la disposición a permanecer en el empleo en el largo plazo), los salarios son reflejo de la probabilidad de que un evento suceda dado que un individuo es hombre o mujer. En tercer lugar, existe un sesgo de selección que determina que las mujeres que ingresan al mercado laboral no son necesariamente comparables a los hombres que trabajan. En este rubro, es importante considerar qué cambios en la participación laboral pueden estar relacionados con cambios en la composición del grupo de mujeres que trabajan. Por último, existe la discriminación por gustos. En este trabajo, se busca controlar por los primeros tres factores, con lo cual el cuarto corresponde a la brecha corregida no explicada.

Las estimaciones realizadas indican que en los tres países existe un sesgo de selección positivo, es decir, las mujeres que trabajan corresponden a la cola derecha de la distribución de habilidades y por lo tanto su salario esperado es mayor que el de la mujer promedio. Esto evidentemente se traduce en un aumento en el tamaño de las brechas una vez que se corrige por este sesgo. Por otro lado, una vez que se eliminan las diferencias observables (atribuyendo las características de hombres a mujeres), esta brecha corregida que llamamos no explicada es mayor que la brecha observada. Sin embargo, la brecha corregida no explicada es mayor que la brecha corregida con características de las mujeres para los datos de Argentina y Brasil, pero es menor en el caso de México.

Finalmente, se encuentra que no existe un patrón claro entre la brecha observada y la brecha corregida no explicada. En Argentina, la brecha observada disminuye en el tiempo, mientras que la corregida aumenta. Por otro lado, en Brasil, la brecha observada aumenta en el tiempo a la vez que la brecha corregida disminuye. Y en cuanto a México, ambas brechas siguen una tendencia similar en magnitud, con tendencia a la alza. Este resultado recalca claramente la importancia de corregir por el sesgo de selección.

La sección 1 de este estudio detalla una breve revisión de la literatura sobre brechas salariales. En la sección 2, se presenta el marco teórico y el modelo econométrico a estimar. La sección 3 reporta los resultados. En la sección 4, se aborda brevemente una lista de posibles explicaciones sobre los hallazgos de este estudio. Finalmente, aparece la sección que corresponde a las conclusiones.

1. Revisión de la literatura

Existen varios estudios que analizan las brechas salariales por género tanto para América Latina como en otros países. Muy pocos corrigen por el sesgo de selección mientras que la mayoría decide ignorarlo, lo que da resultados diferentes en los cálculos de las diferencias en salario. Asimismo, para los estudios que corrigen por selección en América Latina, específicamente México, existen varios problemas con las estimaciones utilizadas.

Atal, Ñopo y Winder (2009) realizan una serie de comparaciones utilizando un método de *matching* no paramétrico, alternativo a la descomposición de Oaxaca, sin corregir por el sesgo de selección: de forma que buscan emparejar a hombres con mujeres que tengan las mismas características observables. No obstante, no resulta claro que un hombre y una mujer idénticos en una serie de factores observables sean necesariamente comparables en salarios, pues la decisión de ingresar al mercado laboral (y la motivación detrás de ella) seguramente no es la misma para ese hombre y esa mujer. Después, descomponen la brecha salarial en cuanto a diferencias explicadas (referentes a las variables observables) y no explicadas (según el componente no observable). Como resultado, los autores obtienen un listado para 2005 de varios países latinoamericanos, a partir del tamaño de sus brechas en salario por género, además de incluir el tamaño del término no explicado controlando por distintas características.

Para los tres países que se abordan en el presente estudio, Atal, Ñopo y Winder (2009) encuentran que las brechas en salarios para Argentina y México son muy pequeñas (0.5% y 2.6%, respectivamente), mientras que la brecha en Brasil es mucho mayor (20.5%). Una vez hecha la descomposición y controlando por diferentes variables, el componente no explicado es de 11%, 26% y 15% para Argentina, Brasil y México, respectivamente. Por último, estos autores también controlan por el tipo de ocupación y el tiempo destinado al empleo; sin embargo, la inclusión de estos controles es dudosa, puesto que existe una autoselección considerable en el tipo de trabajo y el tiempo destinado a trabajar; por lo tanto, no queda totalmente claro que dichas variables realmente midan la discriminación en el mercado laboral en su conjunto.

En una investigación complementaria, Hoyos y Ñopo (2010) expanden los años del análisis de la brecha para observar su dinámica entre 1992 y 2007, utilizando el mismo método no paramétrico. Además, realizan un nuevo control para el tiempo que se ha tenido el empleo actual, y encuentran que esta variable reduce considerablemente la brecha por discriminación. Sin embargo, esta variable es endógena, pues los individuos que ganen más dinero –dado que llevan más tiempo en su empleo actual– tienen una mayor

probabilidad de permanecer en su empleo, ya que el costo de oportunidad de salir del mercado laboral es mayor.

Así como los dos últimos trabajos que arriba se citan, existen estudios que realizan *rankeos* de desigualdad entre hombres y mujeres. Hausmann, Tyson y Zahidi (2008) colocan a América Latina como la tercera región (de nueve) más desigual en el mundo. A pesar de que su *rankeo* depende de muchos factores, cabe destacar que al considerar las brechas salariales no corrigen por el sesgo de selección, lo cual conlleva un supuesto de homogeneidad en el tipo de selección de las mujeres para el mercado laboral en el nivel mundial.

Adicionalmente, Hertz *et al.* (2008) realizan una descomposición de Oaxaca-Blinder sin corregir por selección. Señalan que sus resultados en efecto deben estar sesgados, pero que dadas las dificultades de encontrar un buen instrumento para la ecuación de selección del método de Heckman, resulta mejor no corregir por este sesgo. No obstante, añaden que aunque sus mediciones sobre las brechas sean imperfectas, sí son válidas en cuanto a la comparación entre países. Una vez más, para que esto sea cierto, es necesario que los sesgos de selección que operan en cada país sean idénticos, lo cual es un supuesto poco aceptable. Los países considerados en este análisis no incluyen a Argentina, Brasil ni México. Sin embargo, encuentran una vez más que América Latina es de las regiones con mayores brechas salariales y que, en general, las brechas se han ido cerrando en el tiempo a una tasa pequeña, pero constante.

Por otro lado, existen estudios que corrigen por el sesgo de selección. Gran parte de este trabajo está motivado por el estudio de Mulligan y Rubinstein (2005, 2008), quienes realizan una investigación acerca de la correlación entre el aumento de igualdad de salarios entre géneros y el aumento de desigualdad dentro de la distribución salarial de los hombres. Este estudio identifica el comportamiento de las brechas salariales en Estados Unidos, desde la década de 1970. Sus resultados indican que el hecho de que la brecha observable se haya cerrado se debe a un cambio en el tipo de selección, que pasó de ser negativa en los años 70 (es decir, las mujeres de la cola izquierda de la distribución de habilidades entraban al mercado laboral) a positiva, en los 90.

Olivetti y Petrongolo (2008) se enfocan en el problema de selección para una muestra de países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), en el periodo de 1994 a 2001. Las autoras enfatizan que las brechas salariales por género, están correlacionadas negativamente con las brechas en tasas de empleo por género; por lo cual, la decisión no aleatoria de ingresar al mercado laboral es fundamental para entender las

brechas salariales reales. Su metodología consiste en corregir el sesgo de selección realizando imputaciones de salario a quienes no trabajan, a partir de sus características observables. Los resultados señalan que las brechas salariales tras las imputaciones son mayores; es decir, existe un sesgo de selección positiva, en lo que concuerdan con Mulligan y Rubinstein (2005).

Para América Latina, existen muy pocos estudios que corrijan por el sesgo de selección. En particular, para México, existe un estudio de Del Razo (2003) que estima la brecha salarial a partir del método de Heckman. Sin embargo, la estrategia de identificación que utiliza es deficiente por razones que se abordarán en la siguiente sección.

2. Marco teórico

El hecho de que las mujeres históricamente obtengan salarios más bajos por su trabajo se debe a varios factores. Puede tratarse de un problema de menor productividad, que resulta de una decisión endógena por invertir menos en capital humano, tratándose de las mujeres con respecto a los hombres. Puede deberse también a las estructuras legales que ponen en desventaja la contratación de mujeres, como sucede con el derecho de las mujeres a ausentarse tres meses con paga completa debido al embarazo. Asimismo, puede ser una cuestión de selección negativa, es decir, que las mujeres con mayores habilidades –y que recibirían mejores salarios– prefieren no trabajar dados los retornos al hogar o porque existe cierto estigma social respecto de que una mujer trabaje. O, simplemente puede tratarse de un asunto de discriminación, por el cual a los hombres se les paga más y a las mujeres menos por el mismo trabajo y dadas las mismas características, ya que la contratación de mujeres tiene un efecto negativo en la función de utilidad del empleador.

Una medición inmediata de diferencias salariales que controla solo por características individuales observables, es incorrecta, puesto que no hay razones para pensar que las mujeres que trabajan son comparables a los hombres que trabajan. La decisión de trabajar es de carácter endógeno, ya que depende en parte de las características que determinan el salario esperado. Entonces, es evidente que una comparación de salarios sin corregir por el sesgo de selección es incorrecta, dado que este puede hacer que la brecha parezca ser más grande o pequeña de lo que realmente es.

Con selección negativa, las mujeres de la cola izquierda de la distribución de habilidades son quienes trabajan, y obtienen como resultado un ingreso promedio más bajo que el salario esperado de todas las mujeres. Por otro lado, la selección positiva determina que las mujeres que son

autoseleccionadas para el mercado laboral, provienen de la cola derecha, lo cual ocasiona un aumento en el promedio del salario. Entonces, dependiendo de cuáles son las mujeres que trabajan, se puede tener salarios promedio diferentes, manteniendo todo lo demás constante.

La decisión de entrar al mercado laboral está determinada en parte por la estructura de los retornos a las habilidades, ya que tasas mayores incentivan aumentos en la inversión de capital humano y en la participación laboral. Según el modelo de Roy (1951), las mujeres que trabajan son aquellas que calculan que su salario esperado del mercado, es mayor que su salario de reserva (es decir, que los retornos en el hogar). Mulligan y Rubinstein (2005) señalan que las mujeres responden de tres maneras al aumento en demanda por capital humano.

Primero, existe un incentivo para destinar más recursos a la inversión en educación. Segundo, las mujeres con menor capital humano pueden decidir salir del mercado laboral, mientras que las de mayores niveles de educación –que previamente no trabajaban– deciden entrar. Por último, incluso si la reacción de las mujeres no conlleva un cambio en su comportamiento, las mujeres que trabajan habrán sido seleccionadas de la cola derecha de la distribución de habilidades. Todo esto indica que la participación laboral de las mujeres reacciona frente a los cambios y estructuras del mercado.

2.1 Método de Heckman

Dado que el problema de autoselección es uno de omisión de variables, el método de Heckman (1979) o *Heckit* resuelve este problema estimando la variable omitida. Primero, se calcula mediante un modelo *Probit* la probabilidad de trabajar para todas las mujeres (ecuación de selección). Para ello, se construye un vector de variables X_2 que determine la probabilidad de trabajar:

$$Prob(trabajar = 1|X_2) = I(X_2\delta_2 + v_2 > 0) \quad (1)$$

Donde δ_2 es el vector de coeficientes estimados y v_2 , el error. Segundo, se estima el cociente inverso de Mills, que corresponde justamente a la variable omitida. Por último, se corre la regresión de mínimos cuadrados para los salarios, a partir de un vector de variables X_1 para las mujeres que trabajan, incluyendo la variable previamente omitida (ecuación de salarios):

$$E[w|X_1, I = 1] = X_1\beta_1 + \gamma\lambda(X_2\delta_2) + \varepsilon_1 \quad (2)$$

Donde β_1 es el vector de coeficientes estimados, $\lambda(X_2\delta_2)$ es el cociente inverso de Mills (que depende de la estimación de la ecuación de selección), γ es su coeficiente y ε_1 , el error.

El vector X_2 comparte variables con el vector de características que influyen en el salario X_1 . Teóricamente, no es sostenible afirmar que una variable afecte al salario pero no afecte la decisión de trabajar. Cualquier característica que haga que el salario esperado aumente (disminuya), necesariamente hará que aumente (disminuya) la probabilidad de trabajar, pues existe un efecto ingreso y sustitución sobre las decisiones del individuo, dado que el ocio es relativamente más caro (barato). Sin embargo, es posible –y deseable– que algunos regresores de la ecuación de selección no estén contenidos en la de salarios.

En cuanto a los errores de ambas ecuaciones, se supone que son independientes de las variables que conforman a cada vector X_j . Además, el valor esperado de ambos errores es igual a cero. Más aún, dado que los elementos de X_1 están contenidos en X_2 , el valor esperado del error de la ecuación del salario dado, el error de la ecuación de selección, es una función de este último, que suponemos asume una forma lineal:

$$E[\varepsilon_1|v_2] = \gamma v_2 \quad (3)$$

Donde el coeficiente γ de esta ecuación corresponde al coeficiente del cociente inverso de Mills en la ecuación de salarios (véase Heckman, 1979). Finalmente, se supone que el error de la variable indicadora para la participación en el mercado laboral se distribuye normal con parámetros cero y uno.

Una vez que se analizaron estos supuestos, resulta que el más restrictivo –dado que supone una función de distribución explícita– es el que indica que el error de la ecuación de selección se distribuye normal con parámetros cero y uno.² Johansson (2007) señala que una alternativa común al procedimiento de Heckman, dado este problema, es calibrar las observaciones con respuesta para ajustar para las no-respuestas. Sin embargo, la desventaja de esta solución es que la asignación de ponderadores es arbitraria, ya que no existe un modelo o teoría subyacente.

² Suponer que la varianza de este error es uno, no implica una pérdida de generalidad, pues la variable que indica si el individuo trabaja es binaria (Wooldridge, 2002).

Por otro lado, el supuesto que relaciona los errores requiere de linealidad en la regresión poblacional de ε_1 sobre v_2 . Este supuesto siempre se cumple si los errores se distribuyen de acuerdo con una normal bivariada, lo cual, según Wooldridge (2002), es un supuesto estándar en estos casos. Sin embargo, la estimación también funciona bajo supuestos más débiles, pues en particular no se necesita suponer que el error ε_1 se distribuya normal.

Estos dos supuestos pueden en efecto reemplazarse por otros más estrictos. Si se supone que los errores se distribuyen como una normal bivariada con media cero: $Var(\varepsilon_1) = \sigma_1^2$, $Cov(\varepsilon_1, v_2) = \sigma_{12}$ y $Var(v_2) = 1$, entonces se puede utilizar una estimación parcial de máxima verosimilitud.³ Esta estimación es más eficiente que el procedimiento de Heckman en dos etapas previamente sugerido y produce errores estándar que pueden ser utilizados directamente.

Las desventajas de esta estimación –según Wooldridge (2002)– consisten en que es menos robusta que el procedimiento en dos etapas, y puede ser difícil lograr que el problema converja. Sin embargo, el problema de robustez se resuelve con una buena elección de los elementos de los vectores X_j , mientras que los paquetes de software estadístico logran la convergencia.

Una de las críticas más comunes al método de Heckman consiste en señalar el problema de identificación que conlleva (Manski, 1989). Neuman y Oaxaca (2004) indican que resulta riesgoso escoger una estrategia de identificación no lineal, la cual surge de la forma funcional del cociente inverso de Mills. Como consecuencia de esta crítica, estos autores señalan también que el modelo de Heckman es altamente sensible a las especificaciones de la estrategia de identificación y a los supuestos sobre la distribución de los errores. Mroz (1987) hace un recuento de varios estudios previos de diferentes autores que han dado resultados poco similares, y además realiza un conjunto de estimaciones propias para mostrar que estos modelos son muy sensibles a las especificaciones hechas.

Dado este problema, es necesario incluir una variable en la ecuación de selección que no aparezca en la ecuación del salario; de este modo, no solo se trata de suponer una forma funcional específica sobre la distribución de los errores, sino que la variable mencionada podrá capturar efectos adicionales, robusteciendo la estimación.

³ Esta estimación es parcial y no completa pues el salario solamente se observa cuando la indicadora de participación laboral toma un valor de uno.

2.2 Descomposición de Oaxaca

La descomposición de Oaxaca (1973) explica la brecha en medias entre dos grupos, que en este caso son hombres y mujeres. La brecha se descompone en la parte que se debe a diferencias grupales en cuanto a las características que determinan el salario, y las diferencias grupales en los efectos que tienen esos determinantes sobre el salario. Dicho de otra manera, se busca descomponer la diferencia debida a distintas características observables entre ambos grupos, y debida a distintos valores para los estimadores beta de cada grupo.

En este estudio, se busca determinar cuáles serían los diferenciales de salario si se eliminara el sesgo de selección, y si además se le asignaran las mismas características a hombres como a mujeres, es decir, encontrar el valor de las diferencias en coeficientes. Por lo tanto, esta investigación compara las brechas no corregidas con las brechas corregidas por el sesgo de selección y con las brechas corregidas asignándoles a las mujeres las características de los hombres.

En términos de la descomposición de Oaxaca, la primera brecha corregida considera tanto el componente explicado como el no explicado, mientras que la segunda indica solo la parte no explicada, pues reporta el salario de las mujeres en ausencia de sesgo y de diferencias en las características observables.

2.3 Modelo econométrico

El modelo que se busca estimar consiste en la siguiente especificación para el salario:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \beta_3 S_i + \beta_4 S_i^2 + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

Donde w_i representa el logaritmo del salario por hora,⁴ E_i los años de experiencia laboral,⁵ y S_i los años de educación de cada individuo.

⁴ El ingreso por hora se calculó a partir del ingreso total dividido entre el número de horas trabajadas. De tal forma, no se realizó ninguna restricción respecto a la duración de la jornada laboral.

⁵ Tradicionalmente, la experiencia se calcula como edad menos años de educación, menos seis, capturando así de manera indirecta los efectos de la edad.

Asimismo, la especificación para la ecuación que determina la probabilidad de trabajar es:

$$Prob(trabajar_i = 1) = \delta_0 + \delta_1 E_i + \delta_2 E_i^2 + \delta_3 S_i + \delta_4 S_i^2 + \delta_5 P_i + u_{2i} \quad (5)$$

Donde la notación es igual que antes y P_i indica el sexo del primogénito.

La estimación se lleva a cabo solo para mujeres que vivan en un hogar donde existe una pareja de hombre con mujer, cuyas edades estén entre los 18 y 65 años, y que tenga al menos un hijo en casa. En la siguiente discusión, se considera especialmente el papel de la esposa, pues la mayoría de las observaciones las conforman ellas. Sin embargo, las explicaciones presentadas también aplican para las demás mujeres del hogar consideradas (principalmente hijas).⁶

La razón para la restricción poblacional anterior surge de la elección del sexo del primogénito como variable instrumental en la ecuación de selección. Dada la importancia de incluirla en la regresión, se justifica el uso de esta población restringida. No obstante, debe enfatizarse que las brechas estimadas en este trabajo corresponden solamente a las mujeres que viven en hogares donde hay una pareja de hombre con mujer entre 18 y 65 años, y que viven con al menos un hijo en casa.⁷ Esto conlleva implicaciones importantes, pues los resultados no pueden extenderse a mujeres que sean jefas del hogar, ya sea porque son solteras, viudas o divorciadas.

Teniendo lo anterior en cuenta, vale la pena mencionar que las brechas observables para la población total son muy similares a las de esta población restringida.⁸ Probablemente esto se deba a que las motivaciones para entrar al mercado laboral, por parte de las mujeres que son jefas del hogar, son considerablemente diferentes a las de las demás mujeres. Sin embargo, aunque quizá pueda pensarse que existe cierta atenuación del problema de no generalización de los resultados, esto no significa que las estimaciones de

⁶ La gran mayoría de las observaciones corresponden a esposas: 70% en Argentina, 2000; 65% en Argentina, 2009; 78% en Brasil, 2001; 67% en Brasil, 2008; 72% en México, 2000 y 66% en México, 2008.

⁷ Este hijo es producto del jefe del hogar (que solamente puede ser hombre) y su esposa.

⁸ Esta restricción resultaría problemática si se considerara, por ejemplo, a mujeres solteras o divorciadas, pues sus tasas de participación laboral son mucho mayores y la brecha salarial observada difiere mucho de aquella para la población completa.

este trabajo sean generalizables a toda la población de mujeres de los países estudiados.⁹

A continuación se discute la elección de la variable que debe entrar a la ecuación de selección, pero no a la de salarios. Como se mencionó anteriormente, resulta importante encontrar una variable exógena que induzca variación en la participación laboral de las mujeres, es decir, en la ecuación de selección, pero que cumpla con la restricción de exclusión en la ecuación de salarios; o lo que es lo mismo, que no tenga un impacto directo sobre el ingreso de las mujeres. En el siguiente análisis, se discutirá la viabilidad de utilizar ciertas variables como instrumento, considerando que este deberá cumplir con las características anteriores.

En los modelos de ocio-consumo tradicionales, los individuos eligen su participación laboral –entre otros factores– a partir de su ingreso no laboral. Por lo tanto, parecería lógico incluir una medida que aproxime esta variable; en tal caso, se encuentran varios estudios que consideran el ingreso total del esposo (jefe del hogar) como un proxy para el ingreso no laboral de las mujeres. Sin embargo, este argumento debe tratarse con precaución, pues el ingreso del cónyuge está determinado endógenamente.

Suponiendo que existe emparejamiento selectivo (*assortative matching*) en el mercado del matrimonio, entonces, las mujeres de la cola derecha de la distribución de habilidades no se casan con los hombres de la cola izquierda, y viceversa. De este modo, el ingreso no laboral de una mujer representado por el salario de su esposo, está correlacionado con su propio salario de mercado, vía la correlación en habilidades que existe entre parejas.¹⁰ Debido a esta correlación, resulta inadecuado incluir esta variable como instrumento. De igual modo, una medida de ingreso no laboral a partir de intereses, transferencias o herencias sufre del mismo problema.

Otra variable comúnmente considerada en estas estimaciones es el número de hijos en la familia, controlando por la edad. Generalmente, cuando los hijos son muy pequeños, las mujeres salen del mercado laboral (o reducen significativamente el tiempo que participan en él). Conforme los hijos crecen, las mujeres disponen de más tiempo, por lo cual pueden decidir reinsertarse a la vida laboral.

⁹ Inclusive, esta restricción en la muestra evidentemente limita la extensión con la cual se pueden llevar a cabo comparaciones con otros estudios en la región.

¹⁰ Igualmente, resulta lógico pensar que las habilidades de las hijas están altamente correlacionadas con las de sus padres. Por lo tanto, este argumento también se debe considerar para el resto de las mujeres que viven en el hogar.

Bajo la misma lógica, una mujer que tenga muchos hijos tendrá menor probabilidad de permanecer o entrar al mercado laboral, pues debe asignar más tiempo al cuidado de los hijos. Sin embargo, también podría pensarse que un mayor número de hijos pudiera fomentar la participación laboral de la madre, dados los costos de tenerlos. Igualmente, un mayor número de hijos pequeños ejerce presión sobre los hijos mayores para que estos trabajen, dados los costos de mantener a esos niños.

A pesar de la fuerte evidencia a favor de una correlación negativa entre fertilidad y participación laboral femenina,¹¹ existen razones para pensar que estas variables se determinan conjuntamente. Montgomery y Trussell (1986) señalan que, por un lado, existen modelos que buscan determinar la probabilidad de entrar al mercado laboral utilizando la fertilidad como variable independiente; pero que, por otro lado, hay modelos que indican el impacto que tiene el ingreso y el apego al mercado laboral sobre la fertilidad.¹² Como resultado, estos autores concluyen que difícilmente el número de hijos y su distribución de edades pueden considerarse exógenas a la participación laboral femenina.

Ciertamente, existe una correlación entre el número de hijos por grupos de edad y la habilidad de la madre, pues las decisiones de formación del hogar son diferentes para mujeres de distintas secciones de la distribución de habilidades. Por lo tanto, un problema con estas variables es que la existencia de heterogeneidad hace que las estimaciones puedan interpretarse de varias maneras en términos de la autoselección de estas características. Además, no queda claro qué tan robusto es el modelo a pequeños cambios en la especificación del mismo.¹³

Consecuentemente, una solución al problema de elección de la variable instrumental consiste en incluir una variable que indica el sexo del primogénito en la ecuación de selección. La importancia de considerarla radica en que se trata de una variable completamente exógena,¹⁴ que tiene un efecto sobre la decisión de participar en el mercado laboral vía las decisiones

¹¹ Angrist y Evans (1998) hacen un recuento minucioso de estos estudios.

¹² Este último argumento puede funcionar en ambas direcciones. Podría ser que las mujeres cuyo salario esperado sea más grande decidan tener más hijos, puesto que tienen los recursos para hacerlo (recordemos que las habilidades de las mujeres que determinan su salario están correlacionadas con las de su marido y por lo tanto, su ingreso no laboral será elevado). Pero también podría ser, que las mujeres de la cola derecha de la distribución tengan menos hijos, puesto que tienen mayor acceso a productos y conocimientos de planificación familiar, o porque quieran tener más tiempo para desarrollarse profesionalmente.

¹³ Rosenzweig y Wolpin (2000).

¹⁴ Para que esto se cumpla, no debe existir aborto selectivo; el cual no parece ser un problema en América Latina, pero sí en otras regiones, como China.

de fertilidad de la pareja, pero no sobre la determinación del salario. En cuanto a la exogeneidad, el sexo de cada uno de los hijos está determinado aleatoriamente. Así, una mujer que tuvo un hombre como primer hijo, en promedio, no debe diferenciarse en ninguna otra característica de una mujer que tuvo una hija. De tal modo, es posible asegurar que esta variable no tiene una influencia directa en el salario ni sufre de problemas de endogeneidad en la ecuación de selección.

Por otro lado, la variable de sexo del primogénito sí induce variación en la participación laboral femenina. Y se puede pensar que dado que predomina una preferencia por hijos varones, la probabilidad de tener más hijos en una familia, si el primogénito fue niña, es más alta que si hubiera sido niño. Entonces, el sexo del primogénito está correlacionado con el número de hijos, que es la variable que querríamos instrumentar, pues la literatura ha establecido que la fertilidad –cuya endogeneidad se discutió previamente– es un determinante de la participación laboral. Por lo tanto, esta medida puede utilizarse como una variable instrumental que capture además otros efectos no observados sobre la determinación de la participación laboral no correlacionados con el salario.¹⁵

Sin embargo, vale la pena mencionar que el efecto o mecanismo mediante el cual se determina la participación laboral de la mujer dado el sexo del primogénito no es necesariamente claro. Mientras que la probabilidad de tener un segundo hijo dado que el primero fue niña, en efecto, es mayor que si fue niño, entonces el efecto sobre la participación laboral es menos evidente. Una opción es que dado que el sexo del primogénito fue femenino, la mujer tuvo un segundo hijo y, por lo tanto, tiene menos tiempo para dedicar al mercado laboral. Pero también podría ser que una mujer, que tuvo un segundo hijo con mayor probabilidad dado que la primera fue niña, tenga que ingresar al mercado laboral dados los costos de tener más hijos. En esta discusión, sería necesario considerar las diversas estructuras de costos dado el número y composición de sexo de los hijos (por ejemplo, si existen economías de escala).

En este trabajo, el objetivo no consiste en modelar la participación laboral femenina, sino en utilizar una proyección lineal de ella que, con la ayuda de

¹⁵ Angrist y Evans (1998) utilizan la combinación de sexo de los primeros dos hijos para modelar la decisión laboral, en Estados Unidos. El argumento en este caso es que existe una preferencia por tener hijos de ambos sexos, por lo cual si los primeros dos hijos son del mismo sexo, la probabilidad de tener más hijos es mayor; además, la probabilidad de tener una menor participación en el mercado laboral, aumenta. Las estimaciones realizadas para México en este artículo se repitieron utilizando este instrumento alternativo, y se encontró que las conclusiones obtenidas usando el sexo del primogénito, se mantienen. Estos resultados están disponibles a petición.

un instrumento, permita la identificación de la ecuación de salarios y resuelva el problema de selección. Por lo tanto, las características relevantes a considerar con respecto al instrumento escogido, son: que sea exógeno en la ecuación de selección, que induzca variación en la participación laboral y que no tenga un efecto directo sobre los salarios observados.

Rosenzweig y Wolpin (2000) presentan una crítica a esta variable instrumental. El cuestionamiento principal consiste en que la correlación negativa, entre hijos de un mismo sexo y participación laboral, está determinada endógenamente. De este modo, señalan que la decisión de trabajar se ve afectada por el sexo de los hijos, tanto indirectamente (es decir, como un instrumento para la variable endógena de fertilidad) como directamente.

Estos autores indican que ciertos factores –por ejemplo, los diferentes costos de tener un hijo en lugar de una hija,¹⁶ o las diferentes preferencias que construyen los hijos dada la composición de sexo de sus hermanos–¹⁷ influyen directamente sobre las decisiones laborales de los padres. Entonces, aunque la aleatorización de este tipo de variación natural sea creíble, los demás supuestos necesarios sobre el mercado, el comportamiento y la tecnología son difíciles de sustentar, específicamente, la idea de que la composición del sexo de los hijos no afecta el costo de tenerlos (ya que no hay economías de escala para hijos del mismo sexo).

El fin de esta investigación no es discutir la validez del instrumento utilizado por Angrist y Evans (1998), en el contexto de su estudio. No obstante, es importante resaltar que, si bien las críticas al uso de la composición de género de los hijos en una familia, como un instrumento para el número de hijos en una regresión que busca estimar el impacto causal de la fertilidad en la participación laboral, pueden ser válidas, no lo son en el contexto de este estudio. Para fines prácticos de este trabajo, lo importante es que la variable instrumental que indica el sexo del primogénito afecte solo a la determinación de la participación laboral, pero no a la ecuación del salario.

La idea de estimar las diferencias reales entre los salarios de hombres y mujeres no es nueva. Sin embargo, gran parte de esos estudios, desde el punto de vista del autor, adoptan una estrategia empírica cuestionable. Por un lado, los estudios inspirados en el trabajo de Oaxaca –como el de Oaxaca y Ransom (1994), para las brechas salariales en Estados Unidos– deciden no

¹⁶ El ejemplo que utilizan Rosenzweig y Wolpin (2000) es el de las niñas en la India, puesto que por cada una, los padres deben pagar una dote considerable para que se pueda casar, lo que hace que las niñas sean más caras que los niños.

¹⁷ Estos autores ejemplifican con niñas que, dado que solo tienen hermanos hombres, exhiben una preferencia “masculina” fuerte de ir a la escuela.

corregir por el sesgo de selección. Los argumentos que ofrecen para hacerlo así, incluyen las críticas al método de Heckman. Sin embargo, cualquier estudio que decida simplemente ignorar el problema de selección es necesariamente incorrecto, puesto que los estimadores no resultan consistentes y las brechas aparentes no tienen por qué ser equivalentes a las reales. El hecho de descomponer esta brecha observada no resuelve el sesgo mencionado.

Por otro lado, algunos estudios consideran corregir por el sesgo de selección, pero su metodología es cuestionable. En un estudio de Del Razo (2003), la autora busca corregir las brechas salariales en México y comparar su evolución desde 1994 hasta 2001. Sin embargo, controla por variables –como un conjunto de indicadores para el tipo de ocupación, la región del país y si trabaja de tiempo parcial– cuya inclusión es dudosa.

El problema consiste en que encontrar un efecto discriminatorio, en una industria específica, no necesariamente provee una medida adecuada de la discriminación que ocurre en el mercado laboral completo. De este modo, no es certero que la estimación que realiza Del Razo (2003) realmente identifique el tamaño de la brecha salarial en el mercado laboral en su conjunto. Al respecto, Heckman (1998) señala que el impacto de la discriminación no se determina por el nivel promedio de discriminación entre ocupaciones, sino por la situación que prevalece en las ocupaciones donde terminan trabajando las mujeres. Es decir, si las mujeres eligen de manera endógena su ocupación, considerando la discriminación que esperan enfrentar, entonces resulta dudoso controlar por estas características.

Además, la ecuación de salario incluye muchas variables que no se utilizaron para estimar la probabilidad de trabajar. Por lo tanto, teóricamente no existe un modelo subyacente a la forma funcional escogida por Del Razo (2003). Y aunado a ello, al no incluir al menos una variable en la ecuación de selección que no esté correlacionada con el salario, su modelo resulta altamente volátil y poco robusto para diferentes estrategias de identificación. Por eso, la contribución del presente estudio consiste en una cuidadosa elección de las especificaciones del modelo econométrico.

Finalmente, una vez estimado el modelo para los salarios en este trabajo, resulta necesario identificar las diferencias salariales que se deben a distintas características y las que se deben al factor no explicado, es decir, una aproximación para la discriminación. Entonces, primero se busca responder a la pregunta de cuál sería la brecha salarial si todas las mujeres trabajaran, es decir, eliminando el sesgo de selección. Y segundo, se debe determinar el tamaño de los diferenciales salariales si todas las mujeres trabajaran y tuvieran las mismas características que los hombres.

3. Estimación econométrica y resultados

Para Argentina, las bases de datos que se utilizaron proceden de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), correspondientes a la onda mayo para los años¹⁸ 2000 y 2009. En el caso de Brasil, la información proviene de la *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD) que llevó a cabo el *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE) para los años 2001 y 2008. Por último, las bases de datos utilizadas para México provienen de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), realizada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) para los años¹⁹ 2000 y 2008. En todas las bases de datos se eliminó 2.75 veces la desviación estándar de las observaciones del logaritmo del salario, para evitar que los valores extremos (*outliers*) afectaran la estimación y los resultados.²⁰

En la tabla 1, se presenta la descripción de las variables utilizadas en las estimaciones para cada país y año por género. Como se puede ver, el promedio de años de educación en Argentina es mayor que para cualquier otro país. En cuanto a la experiencia laboral, Brasil cuenta con la media más alta, seguido por México y luego Argentina. El resultado de esta variable es producto de la correlación negativa entre educación y experiencia que existe por construcción. Además, en los tres países, las mujeres tienen menor experiencia que los hombres. Esto no se debe a los años de educación, pues las mujeres tienen mayor promedio en esta variable que los hombres, excepto para México. A primera vista, sin corregir por el sesgo de selección, las estadísticas descriptivas parecen indicar que no existe brecha salarial por género en Argentina y México, mientras que sí existe una importante diferencia en Brasil.

¹⁸ La EPH es un programa de recolección de indicadores socioeconómicos realizado en el nivel nacional por aglomerados, que conforman grandes regiones urbanas o semiurbanas en torno a una localidad, y que pueden abarcar más de una provincia. A pesar de excluir a la porción rural de la población, esta encuesta provee información generalizable para entre el 65% y 70% de los habitantes del país. Para los fines de esta investigación, y dado que no existe otra opción más amplia (en nivel nacional) accesible, la EPH resulta ser una alternativa adecuada.

¹⁹ Para el caso de Argentina y México, los tamaños de las bases difieren considerablemente en el tiempo. Esto se debe únicamente a diferencias en el tamaño del muestreo realizado por las instituciones estadísticas de cada país. Por ejemplo, en el caso de México, la muestra utilizada por el INEGI en el año 2008 para la realización de la ENIGH es alrededor de tres veces mayor que la del año 2000. Consecuentemente, la submuestra considerada en este trabajo también crece casi tres veces de un año a otro.

²⁰ Suponiendo una distribución normal, eliminar estos valores equivale a ignorar el 0.6% de las observaciones, lo cual justifica limpiar las bases de este modo. Resulta relevante realizar esta eliminación, ya que el método de Heckman es altamente sensible al supuesto de normalidad. Es por ello que se eliminaron estas observaciones y se utilizó la aplicación del logaritmo al salario.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas para Argentina, Brasil y México

	Argentina						Brasil						México											
	2000		2009		2001		2008		2000		2008		2000		2008									
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M								
Logaritmo ingreso por hora	1.07	1.08	2.24	2.27	0.78	0.67	1.47	1.35	2.53	2.57	2.97	2.94	-0.7	-0.7	-0.67	-0.74	-0.9	-0.86	-0.75	-0.84	-0.84	-0.9		
Brecha salarial sin corregir	-0.01	-0.01	-0.03	-0.03	0.11	0.11	0.12	0.12	-0.05	-0.05	0.03	0.03	21.57	20.14	21.16	20.07	23.88	22.3	23.55	22.01	22.25	21.47	22.15	21.22
Experiencia laboral	-13.87	-13.68	-13.74	-13.54	-13.73	-13.41	-13.98	-13.53	-14.28	-13.85	-14.34	-14.28	9.96	10.29	10.68	11.16	6.39	6.79	7.63	8.15	8.06	7.41	8.81	8.36
Años de educación	-3.73	-3.81	-3.63	-3.71	-4.26	-4.28	-4.29	-4.27	-4.49	-4.28	-4.4	-4.36	1.4	1.56	1.39	1.55	1.38	1.51	1.37	1.51	1.41	1.54	1.4	1.55
Sexo del primogénito	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	-0.48	-0.5	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	65.00%	33.80%	77.20%	44.70%	79.00%	41.30%	81.10%	48.80%	63.00%	22.40%	65.00%	29.70%
Participación laboral	-0.48	-0.47	-0.42	-0.5	-0.41	-0.49	-0.39	-0.5	-0.48	-0.42	-0.48	-0.46	15,489	15,511	10,811	10,522	73,338	68,251	70,975	66,656	8,061	8,219	23,181	21,790
Observaciones																								

Nota: se reporta la media de la variable para la población de interés (hogares de parejas entre los 18 y 65 años con al menos un hijo en el hogar), separando entre mujeres (M) y hombres (H). La brecha salarial por género se obtiene restando el ingreso de hombres (H) menos el ingreso de mujeres (M). Si la brecha es positiva, los hombres ganan más que las mujeres.
Fuente: elaboración propia a partir de la EPE 2000 y 2009, la PNAD 2001 y 2008, y la ENIGH 2000 y 2008.

En cuanto a participación laboral, los promedios difieren mucho entre países. Aparentemente, la participación laboral masculina (que siempre es mayor) es más constante en el tiempo y entre países, mientras que la femenina difiere mucho. Brasil cuenta con los porcentajes más elevados, tanto para hombres como mujeres, y México exhibe las tasas más bajas.

Los resultados de las estimaciones del método de Heckman para cada año se presentan en la tabla 2. Se reporta el logaritmo del salario promedio de cada género sin corregir para la población de interés,²¹ seguido del promedio del salario corregido de las mujeres. Este resultado proviene de la predicción lineal de la estimación del modelo Heckman para las mujeres. Dicha medición responde a la pregunta contrafactual de cuánto ganarían las mujeres en promedio, si todas ingresaran al mercado laboral.

Tabla 2
Corrección de salarios por selección

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Logaritmo del salario promedio de hombres	1.0731	2.2431	0.7793	1.4679	2.5272	2.9714
Logaritmo del salario promedio de mujeres sin corregir	1.0815	2.2739	0.6734	1.3451	2.5728	2.9418
Logaritmo del salario promedio de mujeres corregido	0.9374	2.1282	0.1585	0.9539	2.2090	2.6209
Logaritmo del salario promedio de mujeres corregido y estimado con características de hombres	0.9207	2.0829	0.1272	0.9077	2.3120	2.6961

Nota: el salario de mujeres corregido proviene de la predicción lineal de la estimación del Heckman para las mujeres. El salario de mujeres corregido con características de hombres sustituye el vector de características de las mujeres por el de los hombres.

Fuente: elaboración propia.

²¹ En adelante, aunque a todas las mediciones del salario se les ha aplicado la función logarítmica, se hablará indistintamente del salario como del logaritmo del salario.

Por último, se reporta el salario corregido de las mujeres imputándoles las características de los hombres. Esta medida corresponde a cuánto ganarían las mujeres en promedio, si tuvieran las características de los hombres y no existiera un sesgo de selección.

Para los tres países analizados, los salarios corregidos son muy diferentes de los no corregidos para ambos años, corroborando la importancia del problema de selección. Para Argentina y Brasil, se observa que en ambos años estudiados, el salario de las mujeres corregido y estimado a partir de sus propias características es mayor que la predicción lineal que utiliza las características de los hombres. Sin embargo, para México este resultado es el opuesto.²²

Una vez obtenidos los resultados de los salarios corregidos para cada año y país, es necesario calcular las brechas salariales por género tanto corregidas como no corregidas, para comparar su comportamiento entre años y países. Estos resultados se presentan en la tabla 3. Primero, se reporta la brecha no corregida. Después, se indica la brecha salarial corregida, que resulta de restar el salario promedio corregido de las mujeres del salario promedio de los hombres. Dicha diferencia es la que se observaría si de pronto todas las mujeres ingresaran al mercado laboral, dejando constante sus decisiones de inversión en capital humano.

Además de la brecha anterior, también se reporta la brecha calculada a partir del salario corregido de las mujeres, que ha sido estimado con las características de los hombres. Esta brecha indica la diferencia que existe, pero no se explica, entre lo que ganan los hombres y las mujeres. Por lo tanto, este componente muestra factores, como: la discriminación contra la mujer en el mercado laboral.

Finalmente, se reporta la diferencia entre la brecha corregida y la no corregida (es decir, la resta entre la primera y tercera brecha reportada). El objetivo de exponer dicho resultado consiste en identificar la volatilidad que existe en esta medición, entre países y en el tiempo, así como el tipo de selección que existe. Entre mayor sea la diferencia entre las brechas, más grave es el sesgo de selección, pues los salarios corregidos y los no corregidos son muy diferentes. Asimismo, si esta diferencia es mayor a cero, entonces se trata de un sesgo positivo, y será negativo cuando sea menor a cero.

²² Como se mostró anteriormente, México es el único país para el cual los años promedio de educación de las mujeres son menores en comparación con los hombres.

En la segunda parte de la tabla 3, se indican los cambios en el tiempo de las brechas salariales por país. Primero, se apunta el cambio en la brecha no corregida, seguido del cambio en la brecha corregida no explicada (es decir, la tercera brecha previamente reportada). Si estas diferencias en el tiempo son muy similares entre brechas, entonces el comportamiento de los salarios no corregidos y corregidos ha seguido patrones similares. Pero a mayor diferencia, se evidencian cambios importantes en la composición de la fuerza laboral y en la estructura del mercado de trabajo. Por lo tanto, la existencia de diferencias en estas medidas indica que los cambios en la brecha aparente, no representan cambios en el componente no explicado de la brecha.

Tabla 3
Brechas salariales corregidas y no corregidas

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Brecha salarial sin corregir	-0.008	-0.031	0.106	0.123	-0.046	0.030
Brecha salarial corregida	0.136	0.115	0.621	0.514	0.318	0.350
Brecha salarial corregida no explicada	0.152	0.160	0.652	0.560	0.215	0.275
Diferencia entre brecha corregida y no corregida	0.160	0.191	0.546	0.437	0.261	0.245
Cambio en el tiempo: brecha no corregida		-0.022		0.017		0.075
Cambio en el tiempo: brecha corregida		0.008		-0.092		0.060

Nota: las brechas se miden en puntos logarítmicos. La diferencia entre la brecha corregida y la no corregida es a partir del componente no explicado. Asimismo, el cambio en la brecha corregida corresponde a la porción no explicada de la brecha.

Fuente: elaboración propia.

Para Argentina, la brecha salarial sin corregir es muy pequeña, aproximadamente cero. En cuanto a la brecha corregida, se observa un salto importante respecto a la no corregida. Esta diferencia significa que la regla de selección en Argentina atrae diferencialmente a las mujeres de mayores habilidades al mercado laboral, por lo cual el salario de las mujeres que trabajan es mayor que el salario esperado de todas las mujeres. Así, la brecha

no explicada es aún mayor, y a diferencia de la anterior, que disminuyó de un año al otro, esta aumentó un poco en 2009 con respecto a 2000.

En el caso de Brasil, la brecha salarial sin corregir es la más grande de los tres países y se mantiene constante en el tiempo. Observando la brecha corregida, esta es mucho mayor que la no corregida para ambos años. Además, se aprecia una caída importante en la brecha en el tiempo. Una vez más, esta información indica que el sesgo de selección es positivo en Brasil.

Dado el tamaño tan grande entre la brecha corregida y la no corregida, puede pensarse que las mujeres que no trabajan tienen niveles muchísimo menores de habilidades en comparación con quienes trabajan. Pasando a la brecha no explicada, esta es mayor a la brecha corregida en ambos años y también muestra una tendencia a la baja en el tiempo. Es posible que gran parte de la caída en el tiempo de la brecha corregida se deba a la disminución en el componente no explicado de la brecha, así como a un importante aumento en capital humano.

Por último, para el caso de México, la brecha no corregida en ambos años ronda alrededor de cero. Sin embargo, para 2000 lo hace por debajo, mientras que en 2008 por arriba. Esto indica que aunque la brecha no corregida sea muy pequeña para México, hubo una tendencia a la alza en el tamaño de la brecha salarial aparente por género. Una vez corregido el salario de las mujeres, la brecha salarial crece para ambos años. Al igual que el salario no corregido, estos datos muestran un cambio positivo en el tiempo. En este caso, la regla de selección es positiva de nuevo. En cuanto a la brecha no explicada, esta es menor a la corregida, pero también muestra una ligera tendencia a la alza a través del tiempo. Esto indica que una parte importante de las brechas en México se debe a diferencias en características entre hombres y mujeres.

La diferencia entre la brecha corregida y la no corregida muestra mucha volatilidad a través de los años y los países. Sin embargo, en todos los casos es positiva, indicando que existe un sesgo de selección positivo. Para Argentina, tal diferencia es la más pequeña de los tres países, y crece en el tiempo. Esto significa que el sesgo de selección se hizo más positivo para este país. En el caso de Brasil, esta medida es mucho más pequeña para 2008 que para 2001, indicando que el sesgo de selección dejó de ser tan positivo en ese país.

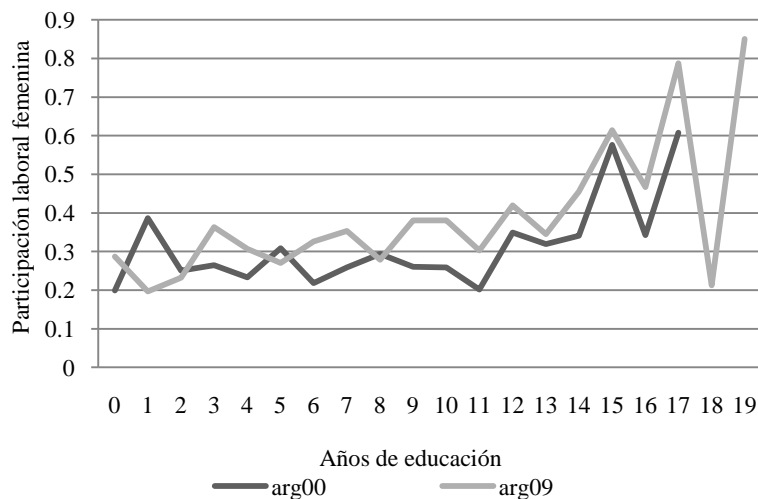
Por último, en México la diferencia entre las brechas también disminuye ligeramente en el tiempo. La volatilidad tan elevada en la medición de la diferencia entre la brecha corregida y la no corregida indica la importancia

de corregir por el sesgo, pues las reglas de selección son muy diferentes entre países y en el tiempo, a pesar de que todas sean siempre positivas.

Cabe mencionar que la relación entre la participación laboral femenina y el nivel educativo de las mujeres es complicada, pues existen varios factores que pueden tener efectos sobre la decisión de trabajar dado un nivel educativo. Por ejemplo, el acceso a guarderías o centros de cuidado infantil puede variar enormemente a partir de la posición de la mujer en el espectro de la distribución de habilidades. En otras palabras, no hay razón para pensar que esta relación sea necesariamente lineal. Sin embargo, a partir de los datos aquí utilizados, se encuentra que la participación laboral femenina es creciente en cuanto a educación, lo cual sustenta el hallazgo de un sesgo de selección positivo. De tal modo, conforme aumenta el nivel educativo, las mujeres aumentan su probabilidad de trabajar.

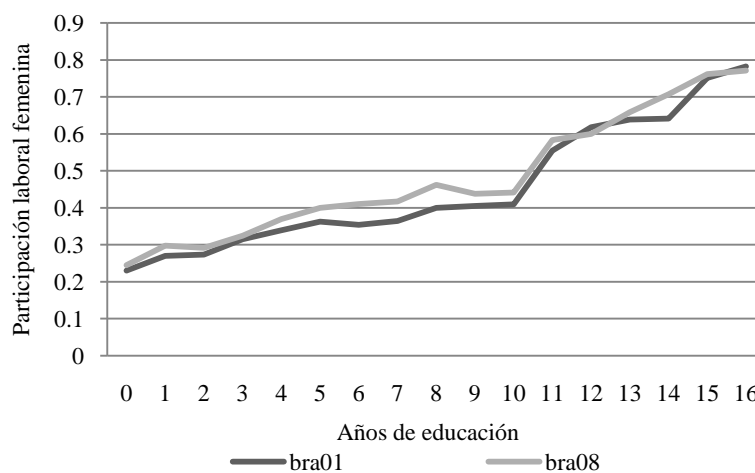
Las gráficas 1, 2 y 3 muestran el resultado anterior. Solo para Argentina, se puede ver que la participación laboral femenina es muy volátil y presenta una tendencia creciente muy pequeña. Sin embargo, se sigue sosteniendo el resultado de un sesgo de selección positivo con mayor participación laboral de las mujeres que muestran mayores niveles educativos.

Gráfica 1
Argentina: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida



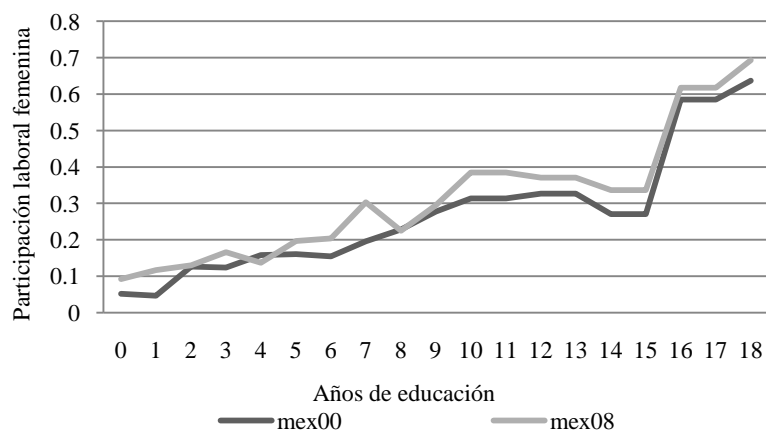
Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “arg00” se refiere a los datos para Argentina en 2000; “arg09” a los datos de Argentina en 2009. Fuente: elaboración propia.

Gráfica 2
Brasil: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida



Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “bra01” se refiere a los datos para Brasil en 2001; “bra08” a los datos de Brasil en 2008. Fuente: elaboración propia.

Gráfica 3
México: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida



Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “mex00” se refiere a los datos para México en 2000; “mex08” a los datos de México en 2008. Fuente: elaboración propia.

Finalmente, se analiza el comportamiento de las brechas no corregida y corregida en el tiempo. En el caso de Argentina, mientras la brecha observada disminuyó, la corregida aumentó ligeramente. Por lo tanto, las brechas siguen una conducta distinta, pues aunque parece que la brecha observada disminuya en el tiempo, en realidad el diferencial de salarios aumentó.

Para Brasil, el comportamiento de la brecha no corregida fue a la alza en el tiempo, mientras que la brecha corregida disminuyó considerablemente de un año a otro. Este caso es contrario al de Argentina: mientras que la brecha observada se hizo ligeramente más grande, la brecha corregida se cerró bastante entre estos años. Por último, en México, ambas brechas siguieron una tendencia positiva en el tiempo, aunque con la corregida resultó un poco más pequeña respecto de la no corregida.

De manera intuitiva, es posible pensar que el efecto del sexo del primogénito sobre la probabilidad de ingresar al mercado laboral se manifieste a partir del nivel educativo de cada mujer. Esto significa que para distintos niveles educativos se tendrían diferentes respuestas en la decisión de trabajar, a partir del hecho de que el primer hijo sea hombre o mujer, que afecta a su vez la estimación de las brechas realizadas. Para considerar esta posibilidad, se corrieron todos los modelos, incluyendo la interacción de educación con sexo del primogénito, en la estimación de la ecuación de selección.

Para Argentina en 2009, México en 2008 y para ambos años de Brasil, esta interacción resultó ser significativa y mayor a cero. En el caso de Argentina en 2000 y México en 2000, la nueva variable no fue significativamente distinta de cero. Inclusive, las predicciones de los salarios con los coeficientes obtenidos de esta nueva estimación no difieren de las anteriores, y por lo tanto, tampoco el cálculo de las brechas tanto corregida como no explicada. Solo en el caso de Brasil en 2001 y México en 2000 existe una diferencia de 0.01 y 0.02 puntos logarítmicos en el tamaño de la brecha, incluyendo la nueva interacción respecto a la brecha anterior, respectivamente. Consecuentemente, se puede intuir que la inclusión de la interacción de sexo del primogénito con educación no representa una aportación significativa al análisis presentado en este trabajo.

Por último, resultaría interesante considerar un análisis de cohortes en este trabajo, con la finalidad de encontrar patrones relevantes. Para esto, sería lógico pensar en dos posibles situaciones hipotéticas: primero, que diferentes cohortes se comporten de diferente manera (es decir, que quizá para personas nacidas en cierta década o rango de años, las brechas siempre sean más grandes o más pequeñas, independientemente de cuándo se analicen); y segundo, que todos los cohortes sigan la misma tendencia en el tiempo (es

decir, que dependiendo del rango de edad, las brechas se mueven de diferente manera pero de igual forma para cualquier cohorte que alcance dichos rangos de edad).

Considerando esta posibilidad, se realizó un análisis de cohortes para los países estudiados (a pesar de la limitación de solamente contar con dos cortes temporales para comparar dinámicas y diferencias en magnitudes y tendencias). El resultado no arrojó ningún patrón discernible consistente con alguna de las dos conjeturas presentadas. Quizá una muestra más extensiva (es decir, datos para más años) podría ayudar a identificar algún efecto, tendencia o patrón; sin embargo, para fines de este estudio y con los datos disponibles en este trabajo, el análisis de cohortes no resulta ser una aportación significativa. Estos resultados están disponibles a petición.

4. Posibles explicaciones sobre los resultados obtenidos

En esta sección, se abordan explicaciones viables para los cambios en cuanto a la diferencia entre la brecha observada y la corregida, así como posibles razones que expliquen las fuerzas detrás de los cambios en la brecha corregida. La dinámica, en el tiempo de la brecha observada y de la diferencia entre esta y la corregida, corresponde a cambios en el sesgo de selección. A continuación, se examinan las principales explicaciones para este resultado.

Una primera teoría proviene de Mulligan y Rubinstein (2008), quienes justifican la dinámica de la regla de selección, en Estados Unidos, a partir de la desigualdad en la distribución del salario de los hombres. Su argumentación destaca que al haber aumentado en ese país la brecha salarial entre los hombres de mayores y menores habilidades, la brecha aparente entre hombres y mujeres se cerró. Esto se debe a que la desigualdad en el salario de los hombres representa una mayor demanda por capital humano en el mercado de trabajo.

Dado que las decisiones laborales y de inversión en habilidades de las mujeres responden a las condiciones del mercado, la tendencia resulta en un sesgo de selección más positivo para las mujeres, cerrando así la brecha salarial observada. Siguiendo esta lógica, se esperaría que la desigualdad en la distribución salarial de los hombres haya aumentado marginalmente para Argentina, y disminuido significativamente para Brasil y medianamente para México, dados los resultados previamente obtenidos.

La tabla 4 presenta una medición para la desigualdad de los salarios de los hombres, que consiste en la diferencia que existe entre el promedio del logaritmo de los salarios de los hombres en el primer quintil y el último quintil. Para Argentina, se observa que la desigualdad cayó, en Brasil disminuyó aún más y en México se mantuvo constante.

Con esta información, y siguiendo la lógica del argumento de Mulligan y Rubinstein (2008), se esperaría –dada la caída en desigualdad en la distribución salarial masculina en Argentina y Brasil– un sesgo de selección menos positivo y, por lo tanto, un aumento en la brecha observada. Estos resultados parecen indicar que la explicación, que presentan Mulligan y Rubinstein (2008) para los cambios en las brechas aparentes en Estados Unidos, funciona solamente para el caso de Brasil, donde se observó que el sesgo de selección se hizo menos positivo y la brecha aparente creció.

Tabla 4
Desigualdad en la distribución salarial de hombres

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Logaritmo del salario del primer quintil	0.04	1.23	-0.41	0.48	1.33	1.76
Logaritmo del salario del último quintil	2.09	3.19	2.09	2.62	3.65	4.10
Desigualdad salarial	2.05	1.95	2.50	2.14	2.32	2.34
Cambio de la desigualdad en el tiempo		-0.09		-0.36		0.02

Nota: se presenta el promedio del logaritmo del salario para el primer y último quintil. La desigualdad se mide como la distancia que existe entre estos dos números.

Fuente: elaboración propia.

Otra explicación sobre la dinámica de las diferencias entre la brecha salarial observada y la corregida consiste en analizar los cambios en la participación laboral femenina. En la tabla 5, se reporta nuevamente esta variable y su cambio en el tiempo, tanto expresado como cambio absoluto (medido en puntos porcentuales) como relativo (un porcentaje). Dada esta información y los resultados obtenidos, se puede inferir que las mujeres que ingresaron al mercado laboral en Argentina entre 2000 y 2009 tienen un salario potencial similar o ligeramente por encima al de las mujeres que ya trabajaban anteriormente. Como resultado, el sesgo de selección se hizo marginalmente más positivo y la brecha salarial aparente cayó un poco entre estos años. Para Brasil, dado que el sesgo de selección se hizo menos positivo, las mujeres que comenzaron a trabajar deben tener un salario esperado, en promedio,

menor al de aquellas que ya participaban en el mercado laboral. Por último, en el caso de México se encontró que el sesgo de selección se volvió menos positivo de 2000 a 2008. Esto quiere decir que el incremento que hubo en la participación laboral femenina debe haberse dado en el espectro izquierdo de la distribución de habilidades.

Tabla 5
Participación laboral femenina

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Porcentaje de mujeres en el mercado laboral	33.8	44.7	41.3	48.8	22.4	29.7
Cambio en el tiempo		10.87		7.46		7.29
		32%		18%		33%

Nota: el cambio en el tiempo de esta variable está medido en puntos porcentuales. Abajo se expresa el cambio en participación laboral como porcentaje.

Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, puede presentarse una situación en la que la composición de la fuerza laboral femenina se modifique, independientemente de los cambios que sucedan con respecto a la cantidad de mujeres en el mercado. De tal forma, las mujeres que trabajaban antes no necesariamente deben ser las mismas que trabajan ahora. Esto significa que una explicación plausible a los resultados observados, es que la composición laboral en Argentina haya cambiado marginalmente para formarse por mujeres más cercanas a la cola derecha de la distribución de habilidades. También, es posible que en Brasil y México las mujeres que ahora trabajan estén más cercanas a la cola izquierda que antes, independientemente del aumento en participación laboral observado. Esto parece ser especialmente cierto para Brasil, pues presenta el aumento más pequeño en la participación laboral femenina y un enorme decremento en la distancia entre la brecha sin corregir y la corregida, indicando que el sesgo de selección se hizo mucho menos positivo.

Otro conjunto importante de factores que determinan los cambios en el tipo de selección y consecuentemente en la brecha aparente, lo constituyen las preferencias por trabajar y la percepción o aceptación social de las mujeres en el mercado de trabajo. En la tabla 6, se presentan tres preguntas formuladas en la Encuesta Mundial de Valores que buscan medir la aceptación de la mujer en el mercado laboral. Evidentemente, la actitud hacia las mujeres que trabajan e invierten en capital humano es más positiva hoy que antes. Asimismo, el tipo de mujer que trabaja también depende de

estas percepciones: conforme es mejor visto que las mujeres de clase media trabajen, la composición laboral puede cambiar para incluir a más de ellas, cuyo potencial se encuentra más a la derecha dentro de la función de distribución de las habilidades.

Tabla 6
Actitudes frente a la participación laboral femenina en el tiempo

	Argentina		Brasil		México	
	1999	2006	1997	2006	2000	2005
<i>La universidad es más importante para los hombres que para las mujeres</i>						
De acuerdo	15.3%	15.0%	24.0%	11.9%	33.2%	24.9%
En desacuerdo	84.7%	85.0%	76.0%	88.2%	66.9%	75.0%
<i>Cuando el empleo escasea, un hombre tiene mayor derecho a un trabajo que una mujer</i>						
De acuerdo	25.7%	27.7%	35.6%	22.3%	33.7%	25.3%
En desacuerdo	61.0%	60.0%	62.6%	64.1%	55.8%	67.6%
<i>Ser una ama de casa es igualmente satisfactorio</i>						
De acuerdo	75.1%	65.8%	60.9%	51.4%	73.0%	73.6%
En desacuerdo	24.9%	34.2%	39.0%	48.6%	27.0%	26.4%

Nota: para la primera y tercera pregunta, la Encuesta Mundial de Valores reporta cuatro categorías: muy de acuerdo, de acuerdo, en desacuerdo y muy en desacuerdo. Por simplicidad, se agruparon las primeras dos y las últimas dos. En la segunda pregunta, los porcentajes no suman 100% porque se omitió la categoría de ni acuerdo ni desacuerdo. La disponibilidad de años de estas encuestas no permite que estos coincidan exactamente con los años analizados en este estudio.

Fuente: Encuesta Mundial de Valores para los años y países indicados.

Por último, otros factores importantes y comúnmente citados por la literatura se refieren a cambios en los comportamientos de las mujeres. En primer lugar, se señala que las mujeres han cambiado sus áreas de estudio, enfocándose cada vez más en carreras más lucrativas que antes eran dominadas por los hombres. Goldin, Katz y Kuziemko (2006) indican que los costos para las mujeres de estudiar una carrera demandante (como medicina o derecho), probablemente sean menores que para los hombres, lo cual las coloca en ventaja. Ese mismo estudio analiza las decisiones de inscripción a materias de preparatoria (*high school*) en Estados Unidos, lo que determina que las mujeres enfocan cada vez más sus clases hacia matemáticas y ciencias, en cuanto a la preparación para una carrera universitaria en las ciencias. Esta tendencia puede entonces llevar a un sesgo de selección más positivo, y a que se cierre la brecha salarial aparente entre los géneros, sin que necesariamente esto afecte a la brecha no explicada.

En segundo lugar, existen cambios en los ciclos de vida de las mujeres. Actualmente, las edades promedio para el primer matrimonio y el primer hijo son mayores que anteriormente. Goldin y Katz (2002) señalan que la píldora anticonceptiva ha permitido a las mujeres una mayor planificación en sus vidas, retrasando la formación de familia para poder participar activamente en el mercado laboral. Estas decisiones también permiten acumular capital humano con el objetivo de obtener mayores salarios.

Finalmente, existe cada vez mayor apego a la vida laboral de parte de las mujeres. Esto implica que las mujeres casadas y con hijos continúan participando activamente en el mercado laboral, especialmente dentro del mayor nivel de capital humano. Todos estos cambios en comportamiento impactan en las brechas salariales que son observadas a partir del sesgo de selección que tiende a ser más positivo, y de la tasa de participación laboral femenina que va a la alza. Para el caso de Brasil y México, esta explicación no parece ser muy adecuada debido a que el sesgo se hizo menos positivo en el tiempo.

Desde luego que una explicación que considere solamente uno de los factores antes mencionados, será deficiente, pues resulta lógico pensar que la realidad es más compleja. Por eso, un análisis más profundo que busque explicar la dinámica en las brechas, debe contextualizar los mercados laborales en los países estudiados. De tal forma que una posible explicación consideraría los efectos de situaciones económicamente adversas sobre las tasas de participación de las mujeres. Es posible que en ese caso, dada la necesidad de los hogares de aumentar sus ingresos, la participación laboral de las mujeres se expanda. Sin embargo, puede ser que las mujeres que ingresen al mercado laboral sean las de menores ingresos o al menos aquellas que se hayan visto más afectadas por la situación económica del país. Esto se traduciría entonces en un sesgo de selección más negativo.

Asimismo, es posible que este cambio en la participación laboral no sea transitorio, pues no todas las mujeres que hayan empezado a trabajar necesariamente dejarán de hacerlo una vez que el poder adquisitivo de los salarios se haya estabilizado. Además, la mayor participación laboral femenina producto de la necesidad puede implicar un cambio en actitudes, lo cual podría significar que mujeres de mayores habilidades que no habían entrado al mercado laboral ahora lo hagan, atenuando así el sesgo negativo. En fin, la complejidad de las posibles explicaciones a cambios en el tipo de selección y en la dinámica de las brechas observada y corregida es considerable. Este trabajo no pretende proveer una explicación contundente, sino una gama de posibles razones que futuros estudios podrán abordar más a fondo.

En seguida, se explicará sobre las posibles fuerzas que hay detrás de los cambios en la brecha corregida y en la brecha corregida no explicada. La brecha corregida, es decir, la brecha para la cual ya no existe un problema de selección, puede cambiar en el tiempo gracias a diferencias en los niveles educativos de las mujeres, manteniendo todo lo demás constante. Conforme las mujeres cambian sus decisiones de inversión en capital humano, el salario promedio de todas ellas (independientemente de si ingresan al mercado laboral o no) debe cambiar.

Por un lado, puede ser que el aumento en educación sea mayor en las mujeres con respecto a los hombres. En ese caso, el salario corregido de estas sería más alto y consecuentemente se cerraría la brecha corregida. Por otro lado, como ya se mencionó, es posible que las mujeres decidan cambiar el tipo de profesión que escogen a favor de trabajos más rentables. En ese caso, dicho cambio –que también implica un aumento en las habilidades de las mujeres– impactará sobre la brecha corregida, haciéndola más pequeña que antes.²³ Finalmente, en cuanto al componente no explicado de la brecha corregida, no es posible hablar de diferencias en las decisiones de inversión en capital humano de las mujeres ni en sus demás características relacionadas con su salario potencial, pues en este caso se les asignan las variables de los hombres a las mujeres. En consecuencia, una posible explicación a los cambios en el tiempo de esta brecha puede deberse a diferencias en el nivel de discriminación que existe en contra de las mujeres, el cual a su vez está motivado por diferentes factores.

Al acumular mayores cantidades de capital humano, orientar su educación hacia las habilidades valoradas en el mercado laboral y tomar mayor control sobre las decisiones familiares que limitan la participación laboral, las mujeres enfrentan un menor número de prácticas discriminatorias, pues el costo de oportunidad de no contratar a una mujer en estas circunstancias actuales es seguramente mayor que hace 50 años. A su vez, conforme los países se integran al mercado global, los monopolios se vuelven menos sostenibles. Tal como señala Becker (1971), en ese caso es más difícil discriminar, pues las pérdidas en eficiencia no son tolerables bajo un marco de mayor competencia. Todo esto indicaría entonces que el componente no explicado de la brecha salarial debió haber disminuido en los tres países. Según los resultados previamente presentados, esto es cierto para Brasil, marginalmente para Argentina y falso para México.

²³ Es posible pensar que las brechas salariales sean diferentes para distintos niveles de educación. En ese caso, también se observaría un decremento en el tamaño de la brecha corregida, conforme las mujeres incrementen sus años de educación y el tipo de profesión que escogen.

Como se puede ver, los factores que influyen sobre las brechas salariales por género así como las fuerzas detrás de ellos, son muy diversas. Lejos de encontrarse una explicación única, es probable que todas ellas contribuyan a los resultados encontrados. Asimismo, es probable que otras fuerzas, que aquí no están identificadas, actúen sobre la dinámica de las brechas salariales. Como se señaló anteriormente, el propósito de este trabajo no es explicar la razón de los cambios en las brechas corregidas y no corregidas en el tiempo, sino mostrar la importancia de corregir por el sesgo de selección a partir de un método adecuado. Seguramente, futuros trabajos podrán indagar con mayor profundidad en las fuerzas que están detrás de estos cambios.

Conclusión

El presente trabajo se propuso plantear una estrategia de identificación bien trazada para la estimación de las brechas salariales corregidas por el sesgo de selección. Asimismo, se realizaron los cálculos de las diferencias en ingreso para hombres y mujeres para Argentina, Brasil y México en dos momentos en el tiempo, con el fin de identificar las tendencias en estos países. Como resultado, se encontró que en los tres países existe un sesgo de selección positivo, el cual resultó menos positivo en el tiempo, para Brasil y México; mientras que para Argentina aumentó. Este sesgo se traduce en brechas corregidas mayores a las observadas, por lo cual, discutir las brechas a partir solo de los datos observados resulta ser engañoso.

La importancia de corregir por el sesgo de selección es evidente dados los resultados presentados. A pesar de que dicho sesgo es positivo en todos los países estudiados, la magnitud del sesgo no es constante entre ellos. Esto significa que un análisis que considere solo a las mujeres que trabajan no necesariamente dará el mismo resultado que un estudio más completo que sí tome en cuenta el sesgo. Dicho problema surge porque el salario potencial de las mujeres que no trabajan no necesariamente es similar al de aquellas que sí ingresan al mercado laboral. Considerando esta endogeneidad en la decisión de trabajar, no es creíble realizar un análisis de las brechas sin corregir por el sesgo, pues las estructuras del mercado laboral y las consideraciones familiares y sociales son distintas para cada país, y cambiantes en el tiempo.

El hallazgo más importante concierne a las brechas salariales de Argentina y México. Observando la brecha no corregida, parecería que los hombres y las mujeres de ambos países obtienen ingresos muy similares. Este resultado es consistente con el análisis que realizan Atal, Ñopo y Winder (2009), donde catalogan a Argentina y México como países muy equitativos en esta cuestión. Sin embargo, una vez que se corrigen las brechas por el sesgo de

selección, se evidencia que la brecha salarial en México es dos veces mayor a la de Argentina, además de que dichas brechas son considerablemente mayores a las no corregidas. Asimismo, las estimaciones para Brasil resultan igual de relevantes, pues la brecha corregida es entre cinco y seis veces mayor a la no corregida. Además, para este país mientras que la brecha observada aumentó en el tiempo, la brecha corregida no explicada disminuyó drásticamente.

Existe un interés generalizado –como es evidente en las publicaciones constantes del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y demás foros y organismos internacionales– por ordenar a los países de América Latina (y el resto del mundo) a partir de la magnitud de las brechas salariales por género. Sin embargo, estos estudios no necesariamente generan ordenamientos correctos, pues ignoran el problema de selección. De este modo, los hallazgos de este trabajo cuestionan las listas de *rankeo* de países respecto al tamaño de sus brechas salariales, publicadas por Atal, Ñopo y Winder (2009), y demás trabajos sobre estos diferenciales. A pesar de que los resultados aquí presentados no indiquen que el ordenamiento encontrado por estos autores para los tres países estudiados sea incorrecto (Argentina, México y Brasil, de mayor a menor equidad de género), las magnitudes de las brechas son muy diferentes, y no hay razón para pensar que el *rankeo* de los demás países se mantenga inalterado al corregir por el sesgo de selección.

Este resultado lleva pues a una recomendación de política respecto de practicar la cautela al calcular los diferenciales salariales entre hombres y mujeres, ya que omitir el sesgo de selección en este análisis conduce a errores en la estimación del tamaño de las brechas. Dado que dichas listas influyen en las políticas públicas de los países y en la decisión sobre qué países deben recibir financiamiento para programas de apoyo a las mujeres, resulta sumamente importante llevar a cabo las estimaciones corrigiendo por el sesgo. De lo contrario, es probable que no se implementen políticas a favor de la equidad de género donde sean más necesitadas.

El análisis presentado cuenta con ciertas limitaciones. Por un lado, el análisis solo se realizó para tres países en un periodo corto de tiempo. Un estudio más ambicioso podría incorporar a más países latinoamericanos para encontrar patrones en las brechas de la región en general. Además, conforme pasen los años habrá una mayor disponibilidad de información que permita analizar el comportamiento de largo plazo de los sesgos de selección y las brechas. Por otra parte, quizá una estrategia de identificación más compleja podría ser más ilustrativa del tema. No obstante, se escogió la estrategia presentada por la posibilidad de mantener un alto grado de comparabilidad entre países, a la vez que está basada en el diseño que siguen Mulligan y

Rubinstein (2005, 2008). Asimismo, la variable instrumental utilizada en la ecuación de selección (sexo del primogénito) tiene la virtud de captar indirectamente otros efectos adicionales.

Referencias

- Angrist, J. D. and Evans, W. N. (1998). "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size." *The American Economic Review*, 88(3), 450-477.
- Atal, J. P., Ñopo, H. and Winder, N. (2009). "New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America." *IDB Working Paper No. 109*.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Del Razo, L. M. (2003). "Estudio de la brecha salarial entre hombres y mujeres en México (1994-2001)." *Secretaría de Desarrollo Social, Serie: documentos de investigación No. 4*
- Goldin, C. and Katz, L. F. (2002). "The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions." *NBER Working Paper No. 5188*.
- Goldin, C., Katz, L. F. and Kuziemko, I. (2006). "The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap." *The Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 133-156.
- Hausmann, R., Tyson, L. and Zahidi, S. (2008). *The Global Gender Gap 2008*. World Economic Forum: Davos, Suiza.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Heckman, J. J. (1998). "Detecting Discrimination." *The Journal of Economic Perspectives*, 12(2), 101-116.
- Hertz, T., Winters, P., De la O, A. P., Quiñones, E., Davis, B. and Zezza, A. (2008). "Wage Inequality in International Perspective: Effects of Location, Sector and Gender." *ESA Working Paper No.8*.
- Hoyos, A. and Ñopo, H. (2010). "Evolution of Gender Gaps in Latin America at the Turn of the 20th Century: An Addendum to 'New Century, Old Disparities'." *IDB Working Paper No.176*.
- Johansson, F. (2007). "How to Adjust for Nonignorable Nonresponse: Calibration, Heckit or FIML?" *SOLE Working Paper*.

36 Ensayos Revista de Economía

- Manski, C. F. (1989). "Anatomy of the Selection Problem." *Journal of Human Resources*, 24, 343-360.
- Montgomery, M. R. and Trussell, J. (1986). "Models of Marital Status and Childbearing." *Handbook of Labor Economics*, 1, 205-271.
- Mroz, T. A. (1987). "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions." *Econometrica*, 55(4), 765-799.
- Mulligan, C. B. and Rubinstein, Y. (2005). "Selection, Investment, and the Women's Relative Wages Since 1975." *NBER Working Paper No.11159*.
- Mulligan, C. B. and Rubinstein, Y. (2008). "Selection, Investment, and Women's Relative Wages Over Time." *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110.
- Neuman, S. and Oaxaca, R. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note." *Journal of Economic Inequality*, 2, 3-10.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, R. L. and Ransom, M. R. (1994). "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- Olivetti, C. and Petrongolo, B. (2008). "Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross-Country Analysis of Gender Gaps." *Journal of Labor Economics*, 26(6), 621-654.
- Rosenzweig, M. R. and Wolpin, K. I. (2000). "Natural 'Natural Experiments' in Economics." *Journal of Economic Literature*, 38(4), 827-874.
- Roy, A. D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings." *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135-146.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.

Empirical research on the relationship between violence and social development in Colombia

Alexander Cotte Poveda*

Fecha de recepción: 07 X 2011

Fecha de aceptación: 15 VIII 2012

Abstract

Violence is a significant development constraint that generates economic problems, limits public and private investments, and damages the country's infrastructure. This paper offers an explanation of violence through an empirical analysis of Colombian departments that takes into account categories of violence and variables of economic development and the deterrence of violence. We use different datasets to measure violence and economic development, and we employ panel fixed-effects regressions and a dynamic panel model for a sample of 32 Colombian departments between 1993 and 2007. We find that the aggregate-level production per capita, education, deterrence variables and employment rate show a negative effect on violence, whereas the GINI coefficient and lagged rate show a positive effect on violence. Moreover, the objective conditions and their interrelationships have been important in the trends of violence in Colombian departments.

Keywords: Economic development, categories of violence, deterrence variables, Panel Data, Colombia.

JEL Classification: O1, O40, I30, C33.

Resumen

La violencia se ha convertido en un obstáculo para el desarrollo económico y social de los países, que origina problemas en el sistema económico, limita las inversiones públicas y privadas y causa daños en la infraestructura. Este documento ofrece una explicación de la violencia a través de un análisis

* Faculty of Accounting and Administration, University of La Salle. Cra. 5 No. 59^a-44 Bogotá – Colombia. Tel: (571) 3488000, ext 1573 (571) 3500449. Fax: (571) 3477232.

Correo electrónico: acotte@lasalle.edu.com

The author is grateful for the support provided by Deutscher Akademischer Austausch Dients (DAAD), the University of Göttingen and the University of La Salle. Any remaining errors are the responsibility of the author.

empírico para los departamentos de Colombia, teniendo en cuenta las categorías analíticas del problema, así como las variables del desarrollo económico y social y las medidas disuasivas. Se emplea una base de datos tipo panel con efectos fijos y modelos de datos de paneles dinámicos, que se usan en el análisis de algunos de los determinantes de la violencia, para una muestra de 32 departamentos de Colombia entre 1993 y 2007. Los resultados evidencian que la producción *per cápita*, el empleo, la educación y las variables asociadas con la disuasión, muestran un efecto negativo sobre la violencia; mientras que el coeficiente de Gini y las variables asociadas con el tráfico de drogas, indican un efecto positivo.

Palabras Clave: Desarrollo económico, categorías de la violencia, datos panel, Colombia.

Clasificación JEL: O1, O40, I30, C33.

Introduction

Decreasing violence and increasing economic growth and social development are the main challenges facing developing countries such Colombia that have been affected by violence in recent decades. Several studies show that high levels of violence in a country indicate significant institutional failures (Koonings and Kruijt, 2004; WB, 2003; Broekman, 2000). Violence can have different sources (Soriano, 2000): (1) economic causes associated with societal pressure to seek a larger share of real income and the stock of national wealth; (2) the interest of illegal groups in the appropriation of income derived from national resources or illegal activities such as drug trafficking; and (3) differences in ideas or opinions about how society should be organised or in political ideologies.

According to Moser (2000) violence has been studied in terms of different categories such as political and economic violence. Political violence represents commission of violent acts, motivated by the desire, either conscious or unconscious, to obtain or maintain political power; while economic violence represents violent acts motivated with the objective to obtain or maintain economic power. Several studies have indicated that the category of political violence has increased in recent decades and that the main root causes include poverty, inequality and decreases in economic growth and state capacity (Nafziger and Auvinen, 2002; Sambanis, 2004; Besley and Persson, 2009). Various studies have demonstrated that economic violence is more severe in poorer countries; this type of violence has negative effects on investment and economic growth, and there is a strong relationship between the factors of economic violence and economic

insecurity, as well as a general lack of opportunities (Benson and Fox, 2002; WHO, 2004; Fisman and Miguel, 2008).

However, there are many gaps in the literature with respect to violence and its inter-relationships with economic development, as well as with respect to the main causes that generate different categories of violence. Therefore, the purpose of this paper is to contribute a better explanation of violence through an empirical analysis that takes into account categories of violence, variables of economic development and the deterrence of violence using a case study of Colombian departments.

In recent decades, Colombia has shown an increase in violence across departments that have been explained by various phenomena such as drug trafficking, conflicts between guerrilla and paramilitary groups over economic resources such as oil and metals, and disputes over territorial limits. Gaviria and Velez, (2001) Holmes, Gutiérrez, and Curtin, (2002), Sánchez, Díaz and Formisano, (2003) and Cotte, (2007) have illustrated the dynamics and trends of Colombian violence and have concluded that there are significant connections between coca production, illegal groups and violence.

Other studies have explained Colombian violence as the result of so-called objective conditions which are understood as a series of political, social and economic realities that have created significant decay in the conditions of existence for wide sectors of society. For example, Sánchez and Nuñez (2001) show that the difference between the most violent and least violent Colombian counties is explained by socioeconomic variables such as poverty and inequality and by objective conditions such as political exclusion and lack of opportunities.

Echandía (2003) argues that Colombian violence has traditionally been explained through the existence of objective conditions present in remote regions where the insurgency incites peasants to engage in violence related to land tenancy or state violence; Palalu and Sánchez (2006) analyze the determinants of violence between 1974 and 1982 and demonstrate that the increase in violence during this period coincides with objective conditions such as poverty and inequality. Nevertheless, these studies have not analyzed the relationship between objective conditions and categories of violence. In contrast, this study seeks to analyze the different categories of violence and their relationships with objective conditions using panel data with fixed effects from the Colombian departments between 1993 and 2007.

The paper is organized as follows: section 1 discusses the relevant literature, section 2 presents the methodology and a description of the data available for analysis, section 3 describes the results, and section 4 concludes the paper and presents recommendations for further research.

1. Literature review

The definitions of violence are diverse. For example, violence can be understood as the existence of economic, cultural, social, judicial, and political structures that cause human oppression and impede liberation and total human realization. This is termed the violence of the structures (Wood, 2004; Scheper-Hughes and Bourgois, 2004). Alternatively, violence can be understood as the use of weapons to impose force on others to compel their submission, which is commonly known as armed violence (Geneva Declaration, 2008; OECD, 2009). Criminology approaches violence as social or individual conduct that involves destructive aggression, the illicit use of force to achieve a purpose. Buvinic, Morrison and Shifter (1999) define violence as “the use or threat of use, of physical or psychological force, with the intention of doing harm.” Through its various manifestations, including homicide, theft, kidnapping and domestic violence, crime and violence are some of the largest obstacles to the development and welfare of the population of developing countries.

Violence has been analyzed through different approaches (that have generated widely accepted theories) such as economic theories, theories of rational choice, sociological or structural theories and descriptive approximations. These various approaches are explained as follows:

- a) *Economic theory* assumes that there is an implicit relationship among rationality, strategy, violence, conflict and the economy (Schelling, 1960). In Colombia, this theory has been studied by Gorbaneff and Jacome (2000) and Castillo and Salazar (2003) using game theory. They found that violence is the result of the rational action of armed agents who have learned to survive in extreme conditions of uncertainty, scarce solidarity and lack of transparent rules with respect to relationships among individuals and different social groups. Violence and armed conflict are expected to be the result of the learning and adaptation process of armed organizations and the civil population in a context of increasing anarchy and the loss of a state monopoly over weapons and violence (Giugale, Lafourcade and Luff, 2003).

- b) *Theories of rational choice* are based on an individual's choice to conform to or to break the law. Such theory was developed by Rubio (2001), where the rational actor evaluates the possible risks and benefits associated with illegal conduct.¹ Empirical studies that have analyzed these theories show evidence in favour of the economic determinants of violence and conflict, suggesting that the level of economic development of countries is negatively related to the levels of conflict or violence (Rubio, 2001). Likewise, the causes and the time span of violence and conflicts are affected by various processes, including economic and social factors, the system of causalities and geographic features (Camatari, 2006).
- c) *Sociological or structural theories* suggest that violence and conflict are frameworks in which contradictions between material forces of production and the relationships of production historically manifest themselves. According to these theories, although their roots are in economic domination, violence and conflict always present themselves as being related to some form of political domination (Tejerina, 1991). These theories are based on the social, political and economic conditions that determine individual behavior in situations where political conditions (e.g., the type of regime or the opportunities for participation) or economic conditions can determine the situations of conflict or violence and where the probability of an internal war directly depends on the relative situation of the masses and the elites (Durkheim, 1982; Marx, 1853).
- d) *Descriptive approximations* emphasise the detailed analysis of societies involved in conflicts to highlight peculiarities that are susceptible to generalization. In this context, the need to move from a classical model of war to an analysis of civil conflicts is highlighted. The gradual transformation of a war, subjected to rules in confrontations in which virtually "anything goes," makes an analysis of civil conflicts difficult to perform. As such, increasing importance is given to war as its own phenomenon with its own internal dynamics (Rubio, 2001).

Taking into account these theories, Moser (2000) proposes three categories for the study of Colombian violence: political, economic and social violence, specified in terms of the primary motivating factor, either conscious or unconscious, for gaining or maintaining political, economic, or social power

¹ Rubio (2001) developed this theory based on classical 19th century criminological thinkers such as Bentham (1789) and Beccaria (1764) and the recent studies of Fielding, Clarke and Witt (2000).

through force or violence (Table 1). These categories allow the analysis of the dynamics of different types of violence using an approach that is both conceptually and operationally integrated. The categories also allow the determination of adequate strategies to decrease violence according to its category, for example, political violence requires peace negotiations; whereas economic violence requires the design of social policies that address topics such as the labour market, social opportunities and inclusion.

Table 1
Categories of Colombian violence

Categories	Definition	Manifestation
Political	Commission of violent acts, motivated by the desire, either conscious or unconscious, to obtain or maintain political power.	Guerrilla conflict, paramilitary conflict, political assassinations, armed conflict between political parties.
Economic	Commission of violent acts motivated by the desire, either conscious or unconscious, for economic gain or to obtain or maintain economic power.	Street crime, carjacking, robbery or theft, drug trafficking, kidnapping, assaults during economic crimes.

Source: Moser (2000).

This study analyses general violence and one specific category of violence: political, while taking into account different variables that could cause violence and their interrelationships with economic growth and development for Colombia.

2. Data and methodology

2.1 Data

This paper uses Colombia as a case study. We have used data published by the National Police of Colombia, the Colombian defense ministry, the DNP (National Planning Department), the Colombian Treasury Ministry, the DANE (Colombian Department of Statistics), the National Institute of Legal Medicine and Forensic Sciences, and Conflict Analysis Resource Center (CERAC). We build a panel data at the level of Colombian departments² to

² In the Colombian case, there are 32 sub-national political territories called departments.

analyse different categories of violence and determinate factors. The analysis is performed for the time period 1993-2007.

2.2 Methodology

General types of violence and political violence and their relationships with objective conditions can be modelled by the following function:

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_1 P_{it} + \beta_2 GDPpc_{it} + \beta_3 LM_{it} + \beta_4 DV_{it} + \beta_5 ID_{it} + \beta_6 GINI_{it} + \beta_7 EDU_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

In this equation, V_{it} represents general violence and political violence; P_{it} is the population of a department; $GDPpc_{it}$ is the aggregate-level production per capita by department; LM_{it} represents the relevant characteristics of the labour market, such as the employment rate and employment per industry; DV_{it} is composed of deterrence variables, such as the number of police officers and the number of captures or apprehensions by department; ID_{it} represents a variable pertaining to illegal drugs, such as hectares under drug cultivation by the department; EDU_{it} represents education variables, such as education coverage by department and $GINI_{it}$ is a measure of income inequality by department. Finally, μ_{it} represents the random error.

To examine the levels of general violence and political violence and their relationships with objective conditions, we employ a panel data model with department-specific fixed effects, with the aim of capturing all characteristics specific to each department (e.g., the level of development or economic growth). Moreover, a fixed-effects model helps solving the correlation problem because it can control for various unobservable influences on political violence and economic development across departments and over time (Hanchane and Mostafa (2010).

The fixed-effects model is defined from the F-test for ordinary least squares (OLS) and the fixed effect (FE) and Hausman test for FE and random effects (RE) models. Formally, the model is defined by the following expression:

$$V_{it} = \alpha + x_{it}\beta + v_i + \mu_{it} \quad (2)$$
$$\mu_{it} \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$$

The subscript i represents each department in year t , V is the dependent variable of violence, x is the vector containing the variables measuring

objective conditions, v_i is the unobserved individual effect, μ_{it} is the error term, and α could represent motivation, ability, genetics (micro data) or historical and institutional factors (department-level data).

With the aim to capture convergence effects in the level of violence as a dynamic framework, and given that the explanatory variables are likely to affect a violent act not only in the year the event of violence occurs but also in the following years, we consider the classical dynamic model (1) for panel data with individual fixed effects with the following equation:

$$V_{it} = v_i + \alpha V_{it-1} + x_{it}'\beta + u_{it} \quad (3)$$

$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$

In this equation, V_{it} is the dependent variable, v_i denotes the individual fixed effects, V_{it-1} is the lag of the dependent variable, and x_{it} is a p-vector of the exogenous covariates.

The fixed-effects estimator is not efficient because of lagged dependent variable bias, which biases the OLS estimate downwards. However, the fixed-effects estimator is consistent, and the bias is small for large samples. If the parameters differ over groups, there is a further heterogeneity bias, which can be addressed by estimating each equation individually and taking an average of the individual estimates (Pesaran and Smith, 1995).

The dataset used for this study is not large enough to use large-N large-T methods, so we use a Fixed-Effects Model (FEM), but we do introduce dynamic models. While there is a downwards, lagged dependent variable bias, the bias is likely to be small, and when computing the long-run coefficients, the biases are likely to offset each other, Dune (2011). To estimate the model consistently and efficiently, we use a Generalised Method of Moment (GMM) for dynamic panel data models.

The following tests will be estimated to determine the robustness of the estimations:

a. Testing for heteroskedasticity

A test for heteroskedasticity is used to estimate the error process that may be homoskedastic within cross-sectional units. This test calculates a modified Wald statistic for group-wise heteroskedasticity in the residuals of a fixed effects regression model.

b. Testing for serial correlation

Central to this procedure is Wooldridge's observation that if ϵ_{it} is not serially correlated, then $\text{Corr}(\Delta\epsilon_{it}, \Delta\epsilon_{it-1}) = -.5$. Given this observation, the procedure regresses the residuals $\hat{\epsilon}_{it}$ from the regression with first-differenced variables on their lags and tests that the coefficient on the lagged residuals is equal to $-.5$ (Wooldridge, 2010; Drukker, 2003). The null is no serial correlation. Above, we fail to reject the null and conclude that the data do not have first-order autocorrelation.

c. Fixed effects regression with Driscoll and Kraay standard errors

To test for the heteroskedasticity problem or Cross-Sectional Dependence in the estimations with fixed effects, we use fixed effects regression with Driscoll and Kraay (1998) standard errors.

d. Generalised Method of Moment (GMM)

To examine the different categories of violence and their relationships with objective conditions, we employ the Generalised Method of Moment (GMM) for dynamic panel data models in this study to be a model consistent with and efficient enough to measure the trends of violence, economic development objective conditions over time.

This model is dynamic because the explanatory variable set includes a lag of the dependent variable and some explanatory variables that are potentially jointly endogenous in the sense of being correlated with the error term. Taking endogeneity into account, it applies lagged explanatory variables as internal instruments, where it controls for endogeneity by using GMM. Arellano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998) encompass a regression equation in differences and levels, each one with its specific set of instrumental variables.

The instrumental variables allow driving two issues. First, it can resolve the problem of simultaneity and reverse causation by the likely endogeneity of the regressors used in this type of equation. Second, it reduces the estimation bias caused by the underreporting and homicide rates. The general regression model for the indicator of violence is as follows:

$$V_{i,t} = \beta_1 V_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \eta_i + \mu_{i,t} \quad (4)$$

Equation (4) and a GMM procedure are applied to obtain consistent estimates of the variables of interest and to correct for bias caused by endogenous explanatory variables. A Sargan test of over-identifying restrictions is also applied to assess the overall validity of the instruments.

3. Discussion and Results

This section provides estimates from the fixed-effects model, fixed effects with Driscoll and Kraay standard errors and the Generalised Method of Moment (GMM). This model was used to correct the heteroskedasticity problem, the cross-sectional dependence found in the models from Wald, Wooldridge and endogeneity tests. However, the results of the two estimations show the same coefficients and trends in the study of general violence and political violence as well as their relationships with objective conditions.

The results suggest that violence depends on various factors. Aggregate-level production per capita by department, employment and deterrence variables show a negative effect on violence, whereas the lagged dependent variable shows a positive effect on violence. Labour market and illegal drugs can show either a positive or negative effect depending on the analytical approach. Moreover, the objective conditions and their interrelationships have been important in the trends of violence in Colombian departments see tables 2 and 3.

The tests applied for estimated residuals with the fixed-effects models show heteroskedasticity and Cross-Sectional Dependence problems. To correct these problems, the model is estimated again using Driscoll and Kraay standard errors (1998) and implemented by Hoechle (2007). This estimation takes into account heteroskedasticity and Cross-Sectional Dependence problems. Moreover, this option allows correcting the auto-correlation of any order. Tables 2 and 3 show the estimations with corrections using fixed effects with Driscoll and Kraay standard errors and Generalised Method of Moment (GMM).

In the majority of models, the results of the lagged dependent variables show a positive and significant impact on violence and its categories, which should demonstrate the existence of inertia of violence over time, indicating that violence is persistent over time. Therefore, changes in crime rates tend to persist over time, even after the original causes of the change have disappeared (Fajnzylber, Lederman, and Loayza, 2000; Levinson, 2002).

3.1. Results of violence in Colombian departments

Table 2 shows the results of violence measured by the rate of homicides, which show that the number of police officers has a negative and significant influence on violence, whereas illegal drugs, measured as hectares under coca cultivation, have a positive and significant influence on violence. The former results concur with those of Soares and Naritomi (2007) and Mousumi and Zakir (2009), who demonstrate that the number of police officers is associated with a reduction of incidences of violence. In the latter result, violence arises through the increased cultivation of coca or other illegal drugs (Angrist and Kugler, 2007; Hofmann, 2009).

Moreover, in the Colombian case, narcotics traffickers have generated a new set of values for Colombian society. This process is evidenced by the consumerism and the loss of institutional legitimacy that are reflected in the Generalised crisis of state authority suffered by the country in the mid-1980s and late 1990s. This crisis progressively destroyed all chances of institutional intervention because the drug traffickers are opposed to institutional loyalties of any kind and demonstrate that anyone can attain power through the use of violence (Camacho and Lopez, 2000).

By analysing violence with the homicide rate, the results show that the deterrence variables, GDP per capita and market labour variables all have negative effects on violence, whereas the lagged rate of homicides, population and illegal drug cultivation have positive effects on violence. The lagged rate of homicides, illegal drug cultivation, the population, the number of police officers, GDP per capita and employment per industry have the most significant effects on violence in Colombian departments.

These results demonstrate that violence is closely related to deterrence variables and to economic growth. Deterrence variables are determined by the state's presence because violence tends to correlate with critical variables such as a weak state presence and a lack of effective justice, which is consistent with the Colombian case (Chernick and Bailey, 2005). According to the World Bank (2007), in the context of Latin America, economic growth is impeded by the high levels of violence and insufficient opportunity. Therefore, violence increases when the application of justice is weak, economic opportunity is scarce, and education is deficient.

3.2. Results of political violence in Colombian departments

Economists working in this category of violence highlight the state's monopoly on coercion and force and see political violence as being related to the state's failure to maintain that monopoly (Solimano, 2004). The results show that deterrence variables, education, budget execution, GDP per capita and labour market variables have negative effects on political violence, whereas the lagged rate of political homicide, the population, the GINI coefficient, and illegal drug cultivation have positive effects on this category of violence (see Table 3).

The variables of economic growth, such as GDP per capita and budget execution, show negative and significant effects on political violence, whereas the GINI index shows a positive and significant effect. This implies that increases in economic growth are linked with decreases in political homicide rates but that departments with high levels of income inequality exhibit comparatively high political homicide rates (Messner, Raffalovich, and Shrock, 2002). In previous studies, high levels of political violence have been shown to cause an economic recession, impose financial constraints on the government, and damage the country's infrastructure (Li, 2006). Such findings are consistent with our results in the Colombian case.

The size of the population shows a positive correlation with violence. This may be true because departments with population heterogeneity have weak social ties, poverty and high population turnover, making them more conducive to violence. This explanation is applied by Schichor (1979) in the context of the U.S. and McCall and Nieuwbeerta (2007) in the context of European countries. The results of deterrence variables, measured as the number of police officers and the number of suspects captured, should indicate the importance of the presence of the state in decreasing violence. Moreover, violence reduces social investments that alter the development and economic growth of departments, decreasing the quality and conditions of life and generating more violence, which concurs with Nafziger, Stewart and Väyrynen (2000).

All findings reported in this paper are of particular interest in the formulation and development of social policies and strategies against violence to increase economic growth and development, productivity, and security for the population across all Colombian departments. These policies and strategies ought to include investments in education, increasing opportunities in the labour market, strengthening the justice system, and generating an effective state presence in all Colombian regions.

Table 3
Results of estimations of political violence measured by the rate of political homicides

Parameter	Model (1)			Model (2)			Model (3)			Model (4)			Model (5)		
	FE	FEDK	GMM	FE	FEDK	GMM	FE	FEDK	GMM	FE	FEDK	GMM	FE	FEDK	GMM
Constant	-4.61 (1.43)	-4.61 (1.76)	-6.00* (1.83)	-5.35* (1.57)	-5.35* (2.10)	-7.37*** (2.68)	-6.30* (1.69)	-6.30* (2.49)	-9.66*** (3.05)	-6.472* (1.73)	-6.472* (2.64)	-9.49*** (3.10)	-5.192* (1.36)	-5.192* (2.30)	-7.857*** (2.52)
Political homicides lagged one period	0.415** (6.89)	0.415** (5.85)	0.414** (4.01)	0.424** (6.87)	0.424** (5.95)	0.417** (7.69)	0.420** (6.76)	0.420** (5.81)	0.423** (7.72)	0.418** (6.73)	0.418** (5.78)	0.412** (7.57)	0.419** (6.77)	0.419** (5.97)	0.417*** (7.68)
Population	0.938** (2.50)	0.938** (4.77)	0.469* (1.80)	1.062** (2.54)	1.062** (2.54)	0.572** (2.40)	1.258** (2.40)	1.258** (3.30)	0.743** (2.78)	1.260** (2.40)	1.260** (3.30)	0.801** (3.11)	1.219** (2.33)	1.219** (3.11)	0.681*** (2.61)
GDP per capita	-0.491 (1.28)	-0.491 (3.27)	-0.027 (0.12)	-0.528 (1.36)	-0.528 (2.48)	-0.010 (0.07)	-0.547* (1.40)	-0.547* (2.58)	-0.110 (0.67)	-0.537 (1.37)	-0.537 (2.43)	-1.76-07 (-0.61)	-0.602* (1.53)	-0.602* (2.53)	-2.1e-07 (-0.74)
Budget execution	-0.204* (1.81)	-0.204** (2.56)	-0.196* (1.66)	-0.221** (1.91)	-0.221** (2.29)	-0.207* (1.72)	-0.211** (1.81)	-0.211** (2.06)	-0.202* (1.67)	-0.201* (1.70)	-0.201* (1.76)	-0.169 (-1.39)	-0.192** (1.63)	-0.192** (1.85)	-0.171 (-1.41)
Hectares under drug cultivation	0.090* (1.45)	0.090* (1.04)	0.312** (4.71)	0.097* (1.55)	0.097* (1.27)	0.289** (4.44)	0.092* (1.45)	0.092* (1.21)	0.280** (4.26)	0.094* (1.47)	0.094* (1.22)	0.289** (4.44)	0.097* (1.53)	0.097* (1.34)	0.277*** (4.28)
Captures				-0.070 (0.68)	-0.070 (-1.78)	-0.070* (0.32)	-0.141 (0.92)	-0.141 (0.72)	-0.000* (-2.28)	-0.141 (0.91)	-0.141 (0.72)	-0.000* (-1.82)	-0.142 (0.93)	-0.142 (0.74)	-0.000* (-1.79)
Number of police officers				-0.140 (0.62)	-0.140 (1.16)	-0.140 (0.32)	-0.140 (0.62)	-0.140 (1.16)	-0.255 (1.48)	-0.142 (0.63)	-0.142 (1.11)	-0.141 (-0.93)	-0.111 (0.49)	-0.111 (0.90)	-0.115 (-0.76)
Education									-0.089 (0.58)	-0.089 (0.56)	-0.089 (-2.10)	-0.301** (2.10)	-0.086 (0.56)	-0.086 (2.741*	-0.291*** (2.93)
GINI															
F model	13.23	12.67		11.08	11.85		9.53	18.42		8.35	19.85		7.78	14.90	
F-test for OLS vs. FE															
OLS vs. FE				0.0013	0.0013		0.0029	0.0029		0.0042	0.0042		0.0042	0.0042	
Hausman test ^a	0.0005			0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00	
Wald test	0.00			0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00	
Wooldridge test	0.00			0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00	
Specification test (t-values)															
Sargan test			0.138			0.145			0.257			0.276			0.350
Serial correlation															
Firs-order	0.001			0.001	0.001		0.001	0.001		0.000	0.000		0.000	0.000	
Second-order	0.590	0.590		0.590	0.655		0.675	0.675		0.849	0.849		0.849	0.942	
No. Obs	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266	266

Note: Generalised Method of Moments (GMM). Fixed-Effects (FE) and fixed effects models with Driscoll and Kraay standard error (FEDK). Significance in parentheses: *, **, *** imply significance at the 10%, 5%, and 1% levels respectively. ^a If Prob > chi² < 0.05, reject random effects.
Source: own calculations.

4. Conclusions

In this paper, we attempted to explain and analyse violence and political violence and their relationships with a set of objective conditions using a data panel model with fixed effects in the Colombian departments between 1993 and 2007. To examine the violence and political violence and their relationships with the objective conditions, we employ a panel data model with department-specific fixed effects and fixed effects with Driscoll and Kraay standard errors with the aim of capturing all of the characteristics specific to each department (e.g., the degree of level of development or economic growth).

We find that the aggregate-level production per capita, education, deterrence variables and the employment rate show a negative effect on violence, whereas the GINI coefficient and lagged rate show a positive effect on violence. Moreover, the objective conditions and their interrelationships are important factors influencing the trends of violence in the Colombian departments.

The results demonstrate that violence is closely related with deterrence variables and economic growth. Deterrence variables are determined by the state's presence, and violence tends to be correlated with critical variables such as a weak state presence and a lack of effective justice. Economic growth is impeded by high levels of violence and insufficient opportunities. Therefore, violence increases when the application of justice is weak, economic opportunity is scarce, and education is deficient.

In the case of political violence, the results show that deterrence variables, education, budget execution, GDP per capita and labour market variables have negative effects on political violence, whereas the lagged rate of political homicide, population, the GINI coefficient, and illegal drug cultivation have positive effects on this category of violence. These results indicate that increases in economic growth are linked with decreases in political homicide rates and departments with high levels of income inequality exhibit comparatively high political homicide rates.

The findings demonstrate the importance of generating social policies and strategies to decrease violence and to increase economic growth and development, productivity, and security for the population across Colombian departments. These policies and strategies ought to include investments in education, increasing opportunities in the labour market, strengthening the justice system, and generating an effective state presence in all Colombian regions.

References

- Angrist, J. and Kugler A. (2007). Rural Windfall or a New Resource Curse? Coca, Income, and Civil Conflict in Colombia. <http://econ-www.mit.edu/files/35>
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models". *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Beccaria, C. (1764). *On crimes and punishments*. HPC Classics Series. Hackett Publishing, 1986.
- Baum, C. (2001). "Residual diagnostics for cross-section time series regression models." *The Stata Journal*, 1, 101–104.
- Becker, G. (1968). "Crime and punishment: an economic approach." *Journal of Political Economy*, 76, 169– 217.
- Benson, M. and Fox, G. (2002). Economic Distress, Community Context and Intimate Violence: An Application and Extension of Social Disorganization Theory. *Final Report No. 193434*. The National Institute of Justice, Office of Justice Programs, U. S. Department of Justice.
- Besley, T. and Persson, T. (2009). "The Logic of Political Violence." *Paper No. 091222*. http://people.su.se/~tapers/PoliticalViolence_paper091222.pdf
- Bentham, J. (1789). *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*. Latest edition: Adamant Media Corporation, 2005.
- Blundell, R. and Bond, S. 1998. "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Broekman, D. (2000). "A state failure-violence-resource capture triangle: Comparing the Angolan and Colombian experiences." *The UNISA centre for Latin American studies*, 16, 4-34.
- Buvinic, M., Morrison, A. and Shifter, M. (1999). "Violence in LatinAmerica and the Caribbean: A Framework for Action." Technical Study, Inter-American Development Bank, Washington DC.
- Camacho, A. and Lopez, A. (2000). "Perspectives on Narcotics Trafficking in Colombia. III. The Political Economy of the Drug Trade." *International Journal of Politics, Culture and Society*, 14, 151-182.
- Camatari, D. (2006). "The new wars in Africa: armed conflicts and natural resources." *Documents and academic researches No. 22*.
- Castillo, M. and Salazar, B. (2003). "Rationality, preferences and irregular war Colombian." *Economic Journal*, 1, 16-33.

Empirical research on the relationship between violence and social development... 53

- Chernick, M. and Bailey, J. (2005). Democracy and violence, early warning and conflict prevention. Implications for international assistance. Georgetown University and United Nations Development Programme.
- Cotte, A. (2007). "Growth, Inequality and Poverty: An Analysis of the Violence in Colombia." Bogotá, Universidad de La Salle (Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1012487>)
- Driscoll, J. and Kraay, A. (1998). "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data." *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560.
- Drukker, D. (2003). "Testing for serial correlation in linear panel-data models." *The Stata Journal*, 3, 168-177.
- Dune, J. (2011). "Military Spending, Growth, Development and Conflict." *University of the West of England, Department of Economics, Discussion Papers, No. 1105*.
- Durkheim, E. (1982). *The rules of sociological method*. New York: Free Press.
- Echandiá, C. (2003). "The Colombian intern conflict: last changes and implications in the process of violence." Paper presented at the seminar Obstacles to Robust Settlements of Civil Conflicts. Bogota: Santafe Institute and the Javeriana University May 29 to 31.
- Fajnzylber, P., Lederman, D. and Loayza, N. (2000). "Crime and Victimization: An economic perspective." *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 1, 219-248.
- Fajnzylber, P., Lederman, D. and Loayza, N. (2002). "What causes violent crime?" *European Economic Review*, 46, 1323-1357.
- Fielding, N., Clarke, A. and Witt, R. (2000). *The economic dimensions of crime*. Palgrave Macmillan.
- Fisman, R. and Miguel, E. (2008). *Economic Gangsters: Corruption, Violence, and the Poverty of Nations*. Princeton University Press.
- Gaviria A., Vélez C., (2001). "Who bears the burden of crime and violence in Colombia?" *FEDESARROLLO and World Bank*.
- Geneva Declaration, (2008). *The Global Burden of Armed Violence report*. Geneva Declaration Secretariat. <http://www.genevadeclaration.org/fileadmin/docs/Global-Burden-of-Armed-Violence-full-report.pdf>
- Giugale, M., Lafourcade, O. and Luff, C. (2003). *Colombia: The Economic Foundation of Peace*. World Bank, Washington DC.

54 *Ensayos Revista de Economía*

- Gorbaneff, Y. and Jacome, F. (2000). "The Armed Conflict in Colombia: An Application of The Game Theory." *Working Paper SSRN*: <http://ssrn.com/abstract=240742> *ordoi:10.2139/ssrn.240742*
- Green, W. (2011). *Econometric Analysis*. Pearson Education; Global ed. of 7th revised ed.
- Hanchane, S. and Mostafa, T. (2010). "Endogeneity Problems in Multilevel Estimation of Education Production Functions: an Analysis Using PISA Data." The Centre for Learning and Life Chances in Knowledge Economies and Societies. <http://www.llakes.org>
- Hoechle, D. (2007). "Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence." *The Stata Journal*, 7, 281-312.
- Hofmann, K. (2009). "The Impact of Organized Crime on Democratic Governance –Focus on Latin America and the Caribbean." *Friedrich-Ebert-Stiftung, FES Briefing Paper* 13, 2-9.
- Holmes, J., Gutiérrez, S. and Curtin K. (2002). *Drugs, Violence and Development in Colombia: A Department Level Analysis*. University of Texas at Dallas. *Latin American Politics and Society*.
- Koonings, K. and Kruijt, D. (2004). *Armed actors, organised violence and state failure in Latin America*. Zed Books.
- Levinson, D. (2002). *Encyclopedia of crime and punishment*. Vol. 3 Crime and Violence in Latin America. Sage Publications.
- Li, Q. (2006). "Chapter 11 Political Violence and Foreign Direct Investment." *Book series: Research in Global Strategy Management*, 12, 225-249.
- Marx, K. (1853). "New York Daily Tribune article on the death penalty." www.marxists.org/archive/marx/works/1853/02/18.htm
- McCall, P. and Nieuwebeerta, P. (2007). "Structural Covariates of Homicide Rates. A European City Cross-National Comparative Analysis." *Homicide Studies* 11, 167-188.
- Messner, S., Raffalovich, L. and Shrock, P. (2002). "Reassessing the Cross-National Relationship between Income Inequality and Homicide Rates: Implications of Data Quality Control in the Measurement of Income Distribution." *Journal of Quantitative Criminology*, 18, 377-395.
- Moser, C. (2000). *Violence in Colombia: Building sustainable peace and social capital*. Colombia. Essays on Conflict, Peace, and Development. The World Bank.
- Mousumi, D. and Zakir, H. (2009). "Determinants of crime rates: Crime Deterrence and Growth in post-liberalized India." *MPRA Paper No. 14478*. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/14478/>

Empirical research on the relationship between violence and social development... 55

- Nafziger, E., Stewart, F. and Väyrynen, R. (2000). *War, Hunger, and Displacement: The Origins of Humanitarian Emergencies*; Vol. 1 & 2. Queen Elizabeth House Series in Development Economics and UNU/WIDER Studies in Development Economics. Oxford: Oxford University Press.
- Nafziger, E. and Auvinen, J. (2002). "Economic Development, Inequality, War, and State Violence." *World Development*, 30, 153–163.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), (2009). "Conflict and Fragility Armed Violence Reduction: Enabling Development." www.oecd.org
- Palau, M. and Sánchez, F. (2006). "Conflict, decentralisation and local governance in Colombia, 1974-2004." *Document Cede-University of Los Andes. Mayo*.
- Pesaran, H. and Smith, R. (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels." *Journal of Econometrics, Elsevier*, 68(1), 79-113.
- Rubio, M. (2001). "Violence and conflict in the nineties." *Coyuntura Social*, 22, May.
- Sambanis, N. (2004). *Poverty and the Organization of Political Violence: A Review and Some Conjectures*. Yale University. Political Science.
- Sánchez, F., Díaz, A. and Formisano, M., (2003). "Conflict, violence and criminal activity in Colombia: a spatial analysis." *Economies Files No. 219*.
- Sánchez, F. and Nuñez, J. (2001). *Determinants of violent crime in a highly violent country: The Colombian Case*. Cede- University of los Andes.
- Shichor, D., Decker, D. and O'Brien, R. (1979). "Population density and criminal victimization. Some Unexpected Findings in Central Cities." *Criminology*, 17, 184-193.
- Solimano, A., (2004). *Political violence and economic development in Latin America: issues and evidence*. Economic Commission for Latin America and the Caribbean Economic Development Division.
- Schelling, T. (1960). *The Strategy of Conflict*. Harvard U Press.
- Scheper-Hughes, N. and Bourgois, P. (2004). *Violence in war and peace*. Volume 5 of Blackwell readers in anthropology.
- Soares, R. and Naritomi, J. (2007). *Understanding High Crime Rates in Latin America: The Role of Social and Policy Factors*. The conference: *Confronting Crime and Violence in Latin America: Crafting a Public Policy Agenda*, organized by the Instituto Fernando Henrique Cardoso (IFHC) at the John F. Kennedy School of Government, Harvard University.
- Soriano, A. (2000). *Colombia Essays on Conflict, Peace, and Development*. The World Bank Washington, D.C.

56 *Ensayos Revista de Economía*

- Tejerina, B. (1991). "Sociology theories of conflict." *Spain Journal of Sociology Researches*, 55, 47-63.
- Wood, J. (2004). *Violence and crime in nineteenth-century England: the shadow of our refinement*. Volume 1 of Routledge studies in modern British history.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- World Bank (WB) (2003). *Breaking the Conflict Trap Civil War and Development Policy*. A World Bank and Oxford University Press Policy Research Report.
- World Bank (WB) (2007). *Crime, Violence, and Development: Trends, Costs, and Policy Options in the Caribbean*. A Joint Report by the United Nations Office on Drugs and Crime and the Latin America and the Caribbean Region of the World Bank. *Report No. 37820*.
- World Health Organization (WHO) (2004). *The Economic Dimensions of Interpersonal Violence*. Department of Injuries and Violence Prevention.

Empleo, escolaridad y sector informal en la Frontera Norte de México y Chihuahua: expectativas de ocupación en la crisis

Luis Huesca Reynoso*
Martha Beatriz Padilla Arriola**

Fecha de recepción: 08 XI 2011

Fecha de aceptación: 24 VII 2012

Resumen

El trabajo muestra un análisis de la distribución de los ingresos y las expectativas de ocupación para dos grupos de trabajadores, uno en la Frontera Norte de México y otro en Chihuahua, durante el año de la crisis de 2009 hasta 2011. El objetivo es determinar si las oportunidades de obtener un trabajo formal en esta región mejoran los ingresos de sus trabajadores que se desempeñan como informales. Se observa una mayor participación del trabajo informal por cuenta propia y los asalariados, con un nivel menor en Chihuahua (33%) y superior en la Frontera (46%), ambos por debajo del nivel nacional (50%). La situación mejora en ambas categorías laborales con excepción de la de por cuenta propia en Chihuahua. Lo relevante es que a partir de los 50 años de edad, el trabajo por cuenta propia es un destino probable en la Frontera (40%), no así para Chihuahua que reduce su probabilidad a la mitad. La evidencia final es que la escolaridad sí ayuda a no participar como informal (80%), en calidad de asalariado, cuando se cuenta con estudios universitarios.

Palabras Clave: Sector informal, Mercado de trabajo, Ocupación, Educación, Ingresos.

Clasificación JEL: C14, C25, J24, O17.

* Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, AC. Departamento de Economía. Carretera a la Victoria Km. 0.6 Ejido la Victoria, Hermosillo, Sonora, México. Teléfono: (52-622) 2892400 Ext. 371. Correo electrónico: lhuesca@ciad.mx

** Universidad del Desarrollo Profesional, Campus Hermosillo-Poniente, Departamento de Educación. Correo electrónico: marthatrix@unidep.com.mx

Abstract

This paper shows the distribution of earnings decomposed by subgroups of formal and informal workers placed at the northern border of Mexico and Chihuahua. In order to capture the expectations for labor demand a counterfactual model is specified for both segments in the year of crisis 2009 up to 2011. The goal is to determine the improvement for the informal distribution in the earnings of workers in case they decide to become formal employees as well as the likelihood of getting a formal (or informal) job in the region. A lower impact is found for the self-employed in Chihuahua meanwhile both categories improve earnings at the regional level. Main findings reveal that by the age of 50, the worker increases the likelihood of participation as informal self employed in the northern border, nevertheless it is not the case for Chihuahua. Final evidence shows that schooling does help to avoid being an informal worker (80%) as salaried when a college degree is attained.

Keywords: Informal sector, Labor market, Occupation, Education, Earnings.

JEL Classification: C14, C25, J24, O17.

Introducción

La Frontera Norte de México se ha caracterizado por ser generadora de empleos vinculados con el sector manufacturero y recientemente con énfasis en los servicios, siendo este último una de las actividades más importantes a partir de las cifras del Producto Interno Bruto (PIB), con el 48.1% de generación de su valor en años recientes. Los estados que concentran un mayor impacto dentro de la Frontera Norte son Baja California y Nuevo León, y son las manufacturas la segunda actividad en orden de importancia, a la cual le sigue el comercio, con un 17% del PIB y hasta el 23% de la población ocupada en cada sector, respectivamente. En términos de la Población Económicamente Activa (PEA), la región fronteriza presenta una participación nacional del 18.2%, donde el estado de Nuevo León destaca en participación, al interior de la región, con el 24%; luego está Baja California, con el 16.9% y Chihuahua, con el 16.5% (BIE, 2010; SIMBAD-INEGI, 2011).

Este proceso, en la actividad económica de la región fronteriza, ha cambiado durante los últimos años marcando tendencias heterogéneas en cuanto a demanda de trabajo se refiere; por eso, este trabajo propone analizar con mayor profundidad qué sucede con estados vecinos de la citada región como Chihuahua, que por su importancia en valor de la producción no se ha visto beneficiada por una generación de empleo permanente, ello aunado a las

problemáticas de la violencia que se ha generado recientemente. Pareciera que las actividades manufactureras tienden a perder importancia tanto como el trabajo por cuenta propia, al menos en la generación de empleo, que en otros tiempos significó una derrama importante y una fuente directa de trabajos permanentes para los trabajadores en busca de oportunidades y un salario bien remunerado.

En este sentido, el trabajo formal en las manufacturas absorbió un 29% de los empleos generados en Chihuahua y aún así, el 33% permanece en actividades de los servicios, sin considerar el 7% del trabajo formal creado dentro del gobierno. Chihuahua reúne, además, hasta un 32% de su población trabajadora en la rama del comercio, seguida por Sonora y Tamaulipas con el 24%, respectivamente.

En este contexto, el sector informal y el tema educativo aparecen actualmente en escena como dos elementos que se vinculan, en la medida que la economía del país y la de Chihuahua, no muestran capacidad de absorción de la nueva oferta de trabajo (sea calificado o no calificado); aunque año con año, dicho sector intenta buscar un empleo para materializar su formación educativa. De modo que, el sector informal ha representado entonces una expectativa para todo aquel trabajador desempleado, incluso para el que cuente con mayores grados educativos, ya sea como asalariado o trabajador por cuenta propia, y que en la mayoría de los casos logra desempeñarse como emprendedor en negocios familiares de reducida escala productiva (Cervantes, Gutiérrez y Palacios, 2008).

Los esfuerzos por integrar la legalidad a las actividades económicas informales, en México, han sido insuficientes. Los datos muestran un sector informal que se mantiene o crece día con día y que, con la crisis económica reciente de 2009, ha retomado aún mayor importancia. Esta evidencia refleja la necesidad de un estudio que considere las cualidades de cada mercado de trabajo en su entorno, para lo cual se selecciona a Chihuahua por su peculiar problemática y contexto. La hipótesis que guía este trabajo es que, los asalariados con mayor grado de escolaridad y experiencia en el sector informal obtendrían mejores remuneraciones, al mismo tiempo que podrían aspirar a una ocupación formal si las condiciones laborales permiten la inserción; mientras que para un trabajador por cuenta propia, no es su escolaridad ni la experiencia lo que favorece sus expectativas de ser formal y, por ende, de mejorar sus ingresos.

A diferencia de los mercados segmentados, en un entorno competitivo y donde los individuos buscan emplearse de forma digna, el empleo informal se presenta como un espacio económico que absorbe determinadas actividades productivas, las cuales no han logrado insertarse en la dinámica

económica legal y estructurada (De Soto, 2000; Shneider, 2004). Por tal razón, el objetivo de esta investigación se enfoca en indagar las expectativas de mejora en los ingresos, en el mercado laboral de la Frontera Norte y en particular el de Chihuahua, para los trabajadores informales que se emplean en actividades productivas, a la vez que se analizan las posibilidades de una formalización del mercado de trabajo, considerando también su nivel educativo. Se traza la meta de comprender si las oportunidades de obtener un trabajo formal en ambas zonas inciden de forma positiva y si mejorarían las remuneraciones de sus trabajadores o, al menos, de quienes están vinculados con la economía informal.

El apartado número uno ofrece algunas precisiones conceptuales sobre las variables que se emplean en la investigación y hace una breve descripción del enfoque metodológico; el segundo apartado explica la información utilizada y el modelo empírico; la tercera parte describe la población ocupada formal e informal en la Frontera Norte y en Chihuahua, así como su nivel educativo durante 2009, 2010 y 2011; el apartado número cuatro explica los resultados para ambas regiones dentro de la formalidad; por último, a modo de resumen se presentan las conclusiones.

1. Aspectos conceptuales y técnica metodológica

El concepto del trabajo informal fue introducido por Hart (1971, 1973) en sus estudios para Ghana, así como por la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 1972) para el caso de Kenia, ambos, países de África. Estos estudios permitieron advertir a los respectivos gobiernos acerca de la gran utilidad que tenían para generar empleos, mismos que el propio sector formal era incapaz de crear. En esta investigación se emplea el concepto recientemente aceptado por la Organización Internacional del Trabajo (OIT), que detecta a un trabajador informal como el asalariado que no cuenta con ningún esquema de seguridad social, así como el trabajador que se desempeña por su cuenta y que no cuenta con el debido registro de su actividad económica ante la autoridad competente.

Recientemente, el sector informal es conocido como un espacio laboral donde la actividad emprendedora y otros tipos de empleos informales alternos a los tradicionales y de baja productividad, persisten; debido a lo cual cobra gran relevancia tanto en México como en el contexto internacional (Taylor, 1996; Marcouiller, De Castilla y Woodruff, 1997; Le, 1999; Charnes, 2000; Parker, 2004; Van Der Sluis, Van Praag y Vijverberg, 2004; Huesca, 2005, 2008; Cervantes *et al.*, 2008). Otros enfoques han sido utilizados para investigar al sector informal como el caso del enfoque de mercados duales y segmentados (Fields, 1975; Magnac, 1991; Agénor y

Aizenman, 1994; Edwards y Cox-Edwards, 2000). Dichos enfoques consideran al sector informal como una situación de paso, transitoria, gracias a la mayor preferencia que existe hacia los empleos del sector formal, y a que los salarios son establecidos dentro de este sector de manera institucional.

Este último enfoque permite que el salario determine la posición laboral del individuo y que, en equilibrio, se presente la existencia de un mercado dual en donde el salario del trabajador informal siempre es inferior de lo que sería su remuneración potencial, pero dentro del sector formal (Fields, 1975: 176). Desde el nivel teórico, y ampliando el alcance de la toma de decisión de los trabajadores, Heckman y Sedlacek (1985) y una versión más reciente elaborada por Heckman y Honoré (1990) permiten una mejor comprensión de la problemática. El primer trabajo muestra la hipótesis de la existencia de un mercado de trabajo dual y a la vez segmentado, que rechaza el supuesto de un mercado único con libre acceso y cualidades competitivas; mientras que el segundo y tercero apoyan la existencia de un mercado de trabajo competitivo y además, con restricciones, combinando de tal suerte la interacción entre los agentes y las empresas que los contratan, con la posibilidad de movilidad entre los segmentos considerados.¹

Por otro lado, evidencia empírica existente establece que no es la fijación salarial establecida de forma institucional, el factor determinante que segmenta a los mercados; sino que se debe más bien a la existencia de salarios mayores a los establecidos por el mercado de trabajo formal, la causa de tal división (Agenor y Aizenman, 1994; Edwards y Cox-Edwards, 2000; Maloney, 2002). Este trabajo asume que es la propia racionalidad de los agentes, así como su grado de escolaridad la que condiciona su ubicación laboral en determinadas ocupaciones, de tal manera que el trabajador informal no considera las expectativas de mejorar su salario solamente por el hecho de trasladarse al sector formal, por dos motivos: a) que en tiempos de crisis, los trabajos formales son más escasos; y b) que los contratos dependen de las características que posean los trabajadores, y de la forma en la que el mercado laboral las demande.

Se observa una amplia variedad de estudios con respecto al sector informal, pero la mayor parte de ellos son en el nivel nacional (Rendón y Salas, 1993; Jusidman, 1993 y 1995; Roubaud, 1995; Maloney, 1999 y 2002; Cervantes, *et al.*, 2008; Huesca y Camberos, 2009); mientras que hay una reducida evidencia empírica aplicada en el nivel regional o por entidad federativa. En

¹ Heckman y Honoré (1990) señalan un problema en la determinación de los salarios que no fue considerado previamente por Heckman y Sedlacek (1985), como lo es el asumir normalidad en el modelo, debilidad que es mayor en el trabajo empírico cuando se utilizan mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en las estimaciones.

el nivel nacional, Huesca y Camberos (2009) muestran que los trabajadores por cuenta propia no mejoran sus ingresos y que las mujeres se encuentran en desventaja con respecto a los hombres, si decidieran convertirse a la formalidad; mientras que los asalariados, sin importar el sexo, sí los mejoran.

La técnica contrafactual en el entorno formal-informal

La metodología empleada es la descrita por Dinardo, Fortin y Lemieux (1996) de tipo contrafactual y que en conjunto con técnicas de tipo *matching* (Heckman, Ichimura y Todd, 1998; Becker e Ichino, 2002) proporcionan validez de comparación entre distintos grupos, uno de control y otro de tratamiento; con lo cual se puede dar respuesta a lo que pasaría con los ingresos de los trabajadores informales si decidieran ubicarse en el sector formal. La técnica de Dinardo, Fortin y Lemieux (1996) considera la esencia del trabajo pionero de Oaxaca (1973), y presenta vínculos directos con respecto a las aplicaciones empíricas de los escritos sobre capital humano de Becker (1962) y de Mincer (1974), que permiten calcular las remuneraciones y ponderarlas con la aplicación de una ecuación de salarios y un modelo logístico de regresión, el cual asigna la probabilidad condicionada de un sector hacia el otro en el mercado laboral. Por su parte, el proceso de medición examina toda la distribución y la densidad respectivas, además de ir más allá del trabajo aplicado por Huesca y Camberos (2009), cuando corrige el posible sesgo con apareamiento (*matching*) para seleccionar a los individuos más parecidos en ambos segmentos laborales.²

A partir del trabajo empírico de Huesca y Camberos (2009), que está inspirado en la esencia de Dinardo *et al.* (1996), se utiliza una función de distribución para cada sector formal (F) e informal (I): $f_{i,j}(w)$ y $f_{F,j}(w)$, que representan relativamente sus salarios respectivos, y observan su localización laboral en j , donde w es el salario que se expresa en logaritmos. La ecuación de la estimación directa, comparando ambas densidades de forma conjunta, se escribe como:

$$f_{i,j}(w) = \int f_{i,j}(w|x)h_{i,j}(x)dx \quad (1)$$

$i = I, F$

² Es un proceso bayesiano que permite a través del cálculo de probabilidades obtener una razón que sirve de ponderador sobre la distribución, para asegurar que los individuos en tratamiento sean los más parecidos, pero ubicados en distintos segmentos. El procedimiento utilizado en este caso es el del *nearest neighbor* (el vecino cercano) con la aplicación en STATA 12, bajo los comandos *pscore.ado* y *atnd.ado* elaborados por Becker e Ichino (2002), véase a Heckman *et al.* (1998), para una explicación formal de la técnica.

En donde, $f_{i,j}(w|x)$ representa la respuesta sobre el salario ante cambios en las características observables x , y $h_{i,j}(x)$ es la densidad de las características en la posición j para trabajadores en el sector i (formal o informal). En la siguiente etapa, se asume que la ecuación (1) se calcula considerando las características observadas de los individuos del sector informal y el contrafactual requerido, se escribe entonces:

$$\hat{f}_{I,j}(x) \equiv \int f_{F,j}(w|x)h_{F,j}(x)dx \quad (2)$$

La ecuación (2) muestra la distribución estimada de las remuneraciones de los trabajadores informales, pero considerando la forma en que fueron retribuidas las características observadas de su contraparte laboral $f_{F,j}(w|x)$. Para esta estimación, Dinardo *et al.* (1996) sugiere reescribirla como:

$$\hat{f}_{I,j}(w) = \int f_{F,i}(w|x)h_{F,j}(x) \frac{h_{I,j}(x)}{h_{F,j}(x)} dx \quad (3)$$

Lo que es equivalente a reponderar la distribución Φ de las remuneraciones del sector formal, por un factor $\theta\{\Phi(h(x_F))\}$, que bajo el esquema probabilístico de Bayes permitiría obtener la propensión de probabilidades, de la forma siguiente:

$$\theta = \frac{h_{I,j}(x)}{h_{F,j}(x)} = \frac{\frac{P(I|x)}{1-P(I|x)}}{\frac{P(I)}{1-P(I)}} \quad (4)$$

Donde θ es la propensión de probabilidades, $P(I|x)$ es la probabilidad hacia el sector informal, y $P(I)$ representa la proporción de trabajadores informales en la muestra. La variable Φ es la función de distribución acumulada bajo condiciones de normalidad y en forma logística; así, el cómputo apareado se representa en la ecuación (5):

$$\Pr\{D_{i=I} = 1|x_i\} = \Phi(h(x_F)) \quad (5)$$

Donde $D = \{0,1\}$ indica la exposición de los grupos de individuos (formales e informales) al tratamiento que minimiza su distancia con el grupo de control, $C(i)$, como la diferencia entre sus propensiones probabilísticas respectivas, $(C(i) = \min_j \|\theta_i - \theta_j\|)$; lo que asegura que ambos grupos de trabajadores seleccionados en la muestra, son comparables e independientes de su ubicación laboral hacia uno u otro sector.

2. La información y el modelo empírico

En la aplicación empírica se emplean las bases de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) para el tercer trimestre de 2009, 2010 y 2011. Las ENOE son encuestas que desagregan la información de las características socioeconómicas y las remuneraciones de la población ocupada y en edad de trabajar, en el nivel de micro-datos.³

Se utiliza la información considerando la unidad individual (personas) con los atributos de cada trabajador en su sector laboral (formal e informal) y se condicionan sus características frente a las remuneraciones, con el logaritmo en pesos constantes del año 2009, para lo cual se emplea el índice de precios por estrato de salarios del Banco de México, del tercer trimestre. El concepto de informalidad empleado es el aceptado por la OIT, que considera al trabajador informal asalariado como aquel que no cuenta con algún esquema de seguridad social, en el caso de los asalariados, y el que trabaja por su cuenta sin tener nombre del registro en su negocio (Cervantes *et al.*, 2008). Se seleccionan las 6 entidades colindantes con los Estados Unidos para la región Frontera Norte, y se consideran los trabajadores tanto hombres como mujeres entre 16 y 65 años, asalariados y por cuenta propia. Los ingresos cero son eliminados de la muestra, ya que el objetivo es probar la hipótesis de mejora salarial bajo la condición de que presentan un salario positivo ($w > 0$).

El modelo básico sigue la forma de una ecuación de regresión con respuesta discreta, donde la variable dependiente considera un conjunto de n atributos a ser explicados dentro de las alternativas $j = 1, \dots, n$, de la siguiente forma:

$$M_j = \eta_0 + \eta_1 Z'_j + \eta_2 X'_j + \varepsilon_j \quad (6)$$

³ La información se emplea en un modelo tipo Logit que detecta los trabajadores informales con respecto al sexo, la edad, edad cuadrática (para capturar la experiencia), el estado civil, la zona rural-urbana, la escolaridad, la rama económica desagregada en 6 actividades y la condición de ingreso (cc). Por cuestión de espacio no se incluyen aquí los resultados de los modelos auxiliares, pero están disponibles a petición del lector.

Con M_j como la variable dependiente que indica el conjunto de alternativas de empleo formal e informal a que el individuo puede acceder, el término constante es η_0 , el vector de características individuales y del hogar que afectan las alternativas son Z_j y X_j , respectivamente y el término de error que cumple con las condiciones habituales de normalidad es ε_j . Los estimadores (η_j) se obtienen a través del proceso de máxima verosimilitud.⁴ La ecuación (6) expresa la probabilidad de que un individuo con atributos z_j y x_j seleccione el segmento o la posición en el trabajo con respuesta j : 1) cuenta propia formal; 2) cuenta propia informal; 3) asalariado formal; y 4) asalariado informal.

Los cambios en los atributos del trabajador y su impacto en la selección del segmento laboral son captados por medio de los efectos marginales (Greene, 2003). El efecto marginal permite cuantificar, *ceteris paribus*, el impacto que tiene cada variable independiente empleada sobre la variable focal, de la siguiente manera:

$$\frac{\Delta y}{\Delta d} = (\eta_0 + z'_j \eta_1 + x'_j \eta_2 + \delta 1) - (\eta_0 + z'_j \eta_1 + x'_j \eta_2 + \delta 0) = \delta \quad (7)$$

Así, se puede garantizar que los cambios discretos sumen cero, como condición esencial de que la suma del evento de probabilidades sea igual al 100%, dado al mismo tiempo que el cambio discreto en las probabilidades es no lineal, el efecto de un cambio en una variable dependerá de los valores medios del resto de ellas y, por ende, no será constante para el que resulte de los parámetros estimados por el modelo:

$$\frac{\Delta \Pr(y=0)}{\Delta d} \neq \delta \neq \frac{\Delta \Pr(y=1)}{\Delta d} \quad (8)$$

El posible sesgo de selección no afectará las decisiones individuales en las cuatro opciones de trabajo, gracias a las técnicas de *matching* empleadas; además, una de las ventajas en utilizar técnicas no paramétricas (Kernel) es que la información y los datos hablen por sí mismos, no imponiendo entonces ninguna restricción funcional (Schmertmann, 1994; Dinardo *et al.*, 1996; Greene, 2003).

⁴ Se utiliza la rutina *mlogit* en STATA.

Por su parte, las funciones son calculadas con la técnica Kernel y se inspiran siguiendo el trabajo de Silverman⁵ (1986). Con el objetivo de ponderar y desagregar los subgrupos que subyacen y componen la función Kernel (k), con su función de distribución de probabilidad (FDP), se considera el trabajo de Jenkins y Van Kerm (2005). Primero, se obtiene la estimación de las densidades por subgrupos de trabajadores con $k = (1, \dots, n_i)$ y después, se pondera por su participación con sus pesos relativos i , como se indica en la ecuación (9):

$$f(x) = \sum_{n=1}^{n_i} v^{n_i} f^{n_i}(x) \quad (9)$$

La función de densidad $f(x)$ para los ingresos x , en la ecuación (9), resulta en una suma ponderada de las FDP para cada subgrupo en n_i , donde v^k es la participación poblacional del grupo n , y f^{n_i} es la FDP del grupo n .

3. Población ocupada formal-informal en la Frontera Norte y Chihuahua

A continuación, se describe de forma breve la población ocupada en el sector informal de la Frontera Norte de México y la entidad de Chihuahua. La región de la Frontera está integrada por seis entidades que han estado expuestas de forma directa al comercio internacional con los Estados Unidos: Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas. De acuerdo con la información de la tabla 1, se muestra cómo la informalidad es mayor en la región en su conjunto, si se la compara con aquella para Chihuahua, con un nivel de 64% la primera y de 52% la segunda.

Lo anterior apunta a que la problemática de la generación de empleo resultó en un repunte del sector informal, como una válvula de escape en el caso de Chihuahua, debido esencialmente a la crisis norteamericana con sus efectos en México, así como también por el resultado del escenario de violencia y crimen en la entidad, en los años recientes. Lo anterior revela una tendencia a la reducción del empleo para los años posteriores a la crisis en 2009 en

⁵ Existen aplicaciones de tipo estocástico que han sido implementadas por Quah (1997); sin embargo, para el cometido de este trabajo, su técnica resulta más que elegante al no ser requerida en un análisis de tipo bidimensional. En nuestro caso, se calculan las densidades de ingresos con la banda óptima y la función Kernel de tipo Gaussiana y adaptativa con la intención de no sobre-suavizar o dimensionar en exceso la densidad estimada, véase Silverman (1986), Van Kerm (2003) y Jenkins y Van Kerm (2005), para una mejor comprensión de esta técnica.

ambos segmentos laborales, en donde se detecta una gradual reducción de la población ocupada, tanto de la región como de Chihuahua.

Tabla 1
Sector formal-informal y escolaridad media en la Frontera Norte y Chihuahua, 2009, 2010 y 2011

	Población Ocupada		%	Escolaridad	Asalariados	%	Escolaridad	Cuenta propia		%	Escolaridad
2009-III											
Frontera Norte											
- Formales	2,901,704	36	11.1	2,894,690	53.4	11.3	530,597	20.8	9.4		
- Informales	5,070,012	64	7.7	2,526,078	46.6	7.9	2,020,352	79.2	7.5		
Total	7,971,717	100	9.2	5,420,768	100	9.7	2,550,949	100	8.5		
Chihuahua											
- Formales	668,511	48	10.5	584,313	67	10.6	78,723	22.1	8.7		
- Informales	560,211	52	7.4	287,796	33	7.3	277,490	77.9	7.5		
Total	1,228,322	100	9.3	872,109	100	8.9	356,213	100	8.1		
2010-III											
Frontera Norte											
- Formales	5,768,405	78.3	10.6	5,363,775	91.2	8.9	404,630	27.3	10.5		
- Informales	1,196,708	16.3	7.9	121,245	2.1	8.2	1,075,463	72.7	8.2		
Total	7,364,082	100	10.3	5,883,989	100	8.4	1,480,093	100	10.0		
Chihuahua											
- Formales	953,140	81.3	10.0	850,479	92.4	7.2	102,661	40.8	9.7		
- Informales	218,648	18.7	7.6	69,791	7.6	7.7	148,857	59.2	7.8		
Total	1,171,788	100	9.8	920,270	100.0	7.5	251,518	100.0	9.3		
2011-III											
Frontera Norte											
- Formales	5,990,088	78.1	10.6	5,654,079	90.7	9.0	336,009	23.4	10.6		
- Informales	1,680,130	21.9	8.2	582,789	9.3	8.3	1,097,341	76.6	8.3		
Total	7,670,218	100	10.4	6,236,868	100	8.4	1,433,350	100	10.1		
Chihuahua											
- Formales	945,277	80.4	10.0	871,634	91.6	6.9	73,643	32.8	9.8		
- Informales	230,903	19.6	7.8	80,284	8.4	7.5	150,619	67.2	7.8		
Total	1,176,180	100	9.8	951,918	100	7.3	224,262	100	9.4		

Nota: asalariados y cuenta propia.

Fuente: elaboración propia con base en las ENOE, trimestres respectivos.

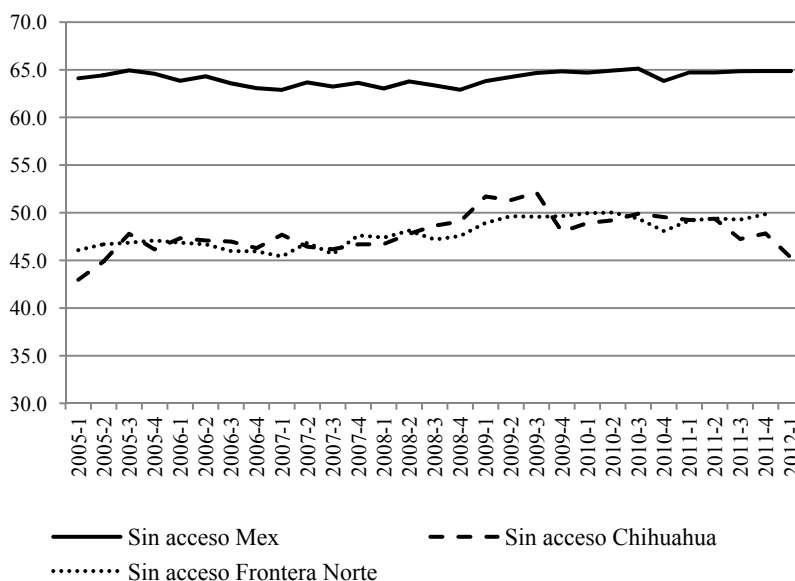
El grueso del sector informal al interior de cada ocupación se ubica: en el trabajo por cuenta propia con niveles por encima del 70%, en la franja fronteriza del 79% y en un nivel cercano a la anterior, en la entidad de Chihuahua, con un 78%; mientras que en los años posteriores a la crisis, se muestra con tendencia a la baja hasta quedar en un 67.2%, en 2011.

El tipo de ocupación con la escolaridad media de sus trabajadores permite advertir la calidad de los empleos y la manera en que las oportunidades de trabajo pueden ser favorables para uno u otro grupo. Se observa que los ubicados en el sector formal tienen en promedio algo más de dos años de

escolaridad, lo que implica que una gran cantidad de trabajadores tienen concluido al menos los estudios de bachillerato o, incluso, los universitarios y están ubicados en el sector formal. Podemos argüir que los individuos localizados en el ámbito informal no tienen, en promedio, la secundaria concluida, mientras que en el sector formal, los asalariados superan los 11 años de educación.

En el caso de los asalariados es menor la intensidad de la informalidad, sumando un 46% para la Frontera Norte y un 33% en Chihuahua, como señal de la mayor cobertura de seguridad social en esta última entidad. Ambas posiciones laborales presentan mayor informalidad en la región de la Frontera. De acuerdo con Cervantes *et al.* (2008), solamente con el criterio de la seguridad social es factible recoger la esencia del trabajo informal, conjuntamente, en su mayor dimensión.⁶

Gráfica 1
Población ocupada sin acceso a seguridad social en México y Chihuahua, 2005-1/2012-1



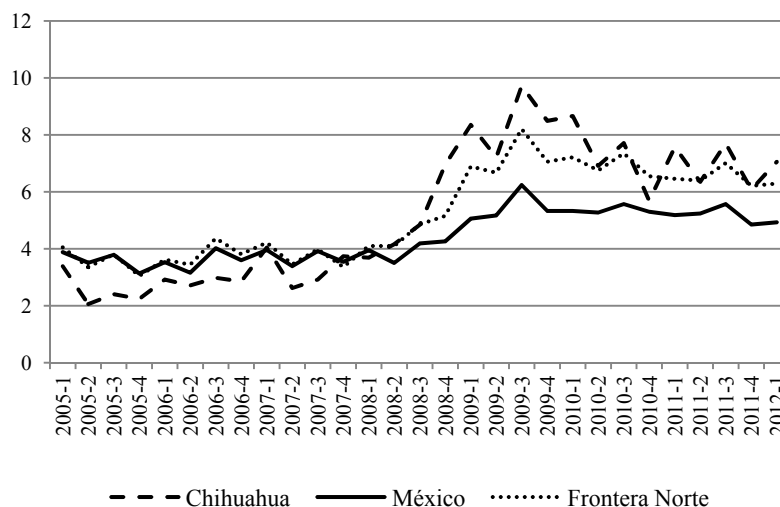
Fuente: Elaboración propia con la base de datos de la ENOE, trimestres respectivos.

⁶ Cervantes *et al.* (2008), estimó para México hasta un 50% de informalidad en el mercado laboral mexicano con dicho criterio, y comprueba que no se modifica sustancialmente su valor, independientemente de que existan cruces o interacciones con otros conceptos de informalidad.

Al respecto, en la gráfica 1 se observa que para Chihuahua, la participación de los asalariados informales es inferior a la reportada para México. Aunque este último muestra una tendencia constante desde el año inicial de la ENOE, en 2005, y una tendencia creciente para el estado de Chihuahua. ¿Será que este proceso refleja un deterioro del mercado laboral chihuahuense?

Por su parte, la tasa de desempleo (gráfica 2) muestra un comportamiento errático en el caso de Chihuahua, que llama la atención debido a que a partir de que Estados Unidos de Norte América entró en situación de crisis, en los primeros meses del año 2008, se observa un cruce de las tasas donde la de Chihuahua supera con creces a la nacional, por entonces ubicada en 4%, con un punto máximo de casi 10%, mientras que la tasa permanece cercana al 8% y 9%, al cierre de 2009, para el caso de Chihuahua, señal de que aun con la informalidad, el estado de Chihuahua presenta serios problemas de generación de empleos, de acuerdo con el ritmo de aumento de su población económicamente activa y con deseo de insertarse en el mercado de trabajo. Aún así, en los años posteriores y hasta el último trimestre del año 2011, se mantiene el nivel por encima del desempleo nacional, cercano al 5%.

Gráfica 2
Tasa de desempleo en México y Chihuahua, 2005-1/2012-1

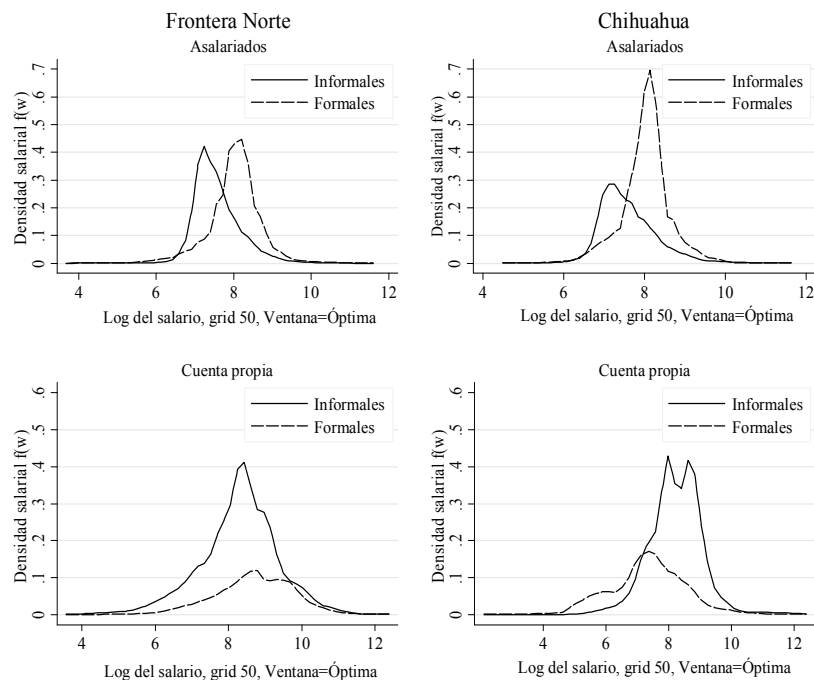


Fuente: Elaboración propia con la base de datos de la ENOE, trimestres respectivos.

4. La Frontera Norte y Chihuahua en la formalidad

En este apartado se procede a evaluar las distribuciones de las remuneraciones realizando el ejercicio empírico para los grupos de trabajadores considerados. Los resultados permiten analizar el momento inicial, así como lo ocurrido cuando se asumen los cambios de sector informal al formal. En un modelo de regresión, considerando una ecuación de las remuneraciones para cada grupo por separado, se calcula con base en la ecuación (3), para luego, de manera no paramétrica y con el uso de la ecuación (6), poder plasmar de forma gráfica las remuneraciones una vez que han sido ponderados los atributos informales por los atributos formales. Los resultados de las densidades de las remuneraciones se muestran en las gráficas 3A y 3B, y de las del ejercicio contrafactual en las gráficas de la 4 a la 7. La gráfica 3A muestra las distribuciones para todas las posiciones laborales ponderadas por sus pesos relativos en el año de la crisis de 2009, lo que permite redimensionar su participación e importancia en los segmentos formales e informales.

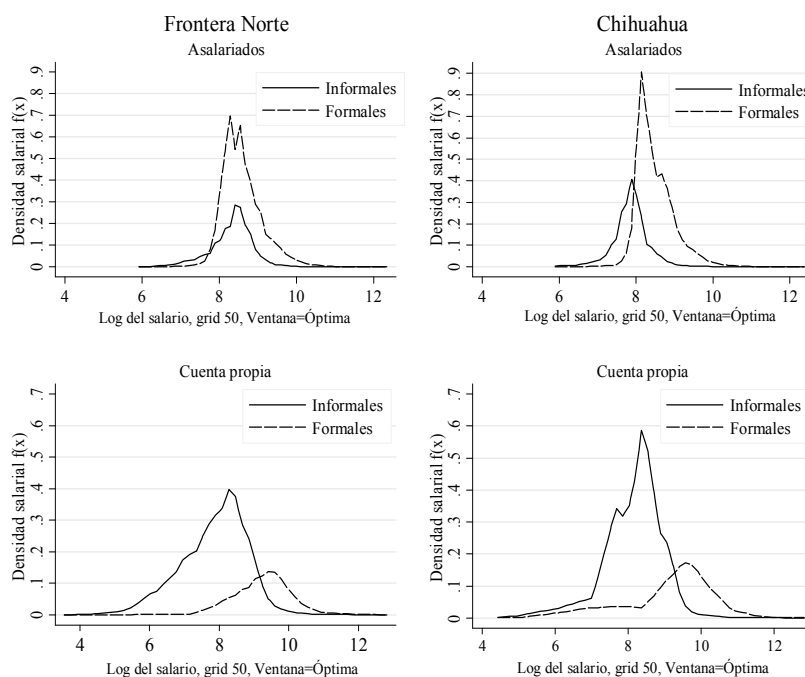
Gráfica 3A
**Remuneraciones por posición en el trabajo formal e informal:
 Frontera Norte y Chihuahua, 2009**



Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2009.

Se observa que la actividad formal es superior para los trabajadores asalariados y con menor peso, en el caso de los que trabajan por su cuenta; lo cual es indicativo de una mayor participación de la informalidad en este último grupo de ocupación. Chihuahua presenta una mayor participación de asalariados formales que la región de la Frontera, lo que se refleja por la moda de la densidad respectiva en el panel izquierdo de la misma gráfica; por su parte, ambas densidades informales para los asalariados se observan ubicadas hacia la izquierda, como reflejo de un nivel promedio menor de remuneraciones tanto en la Frontera como en Chihuahua, siendo una señal de que los asalariados informales presentarían un mayor margen de mejora en caso de formalizarse.

Gráfica 3B
Remuneraciones por posición en el trabajo formal e informal:
Frontera Norte y Chihuahua, 2011



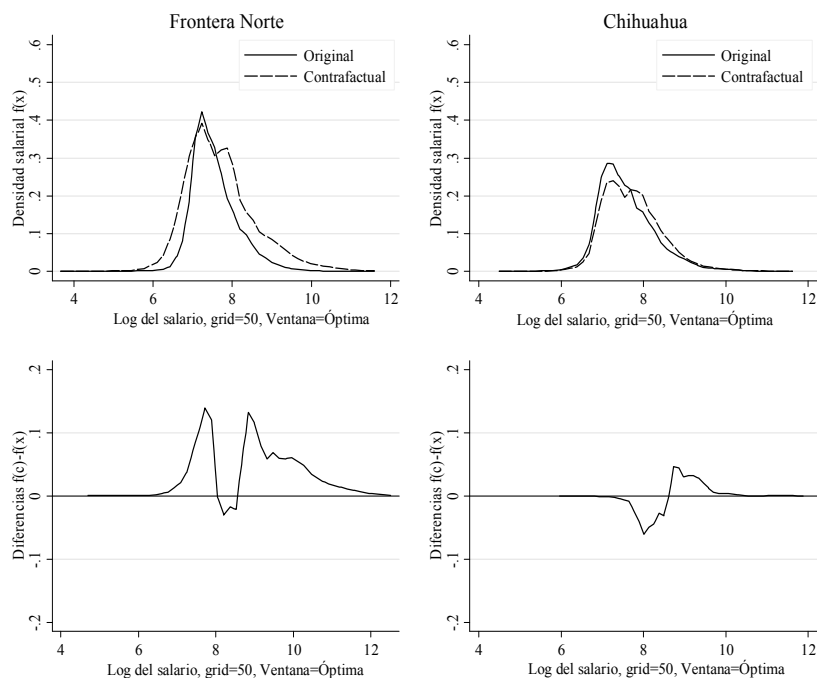
Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2011.

En el caso de Chihuahua, se mantienen las condiciones del año de la crisis aún en favor del sector formal asalariado; por su parte, en 2011, la actividad por cuenta propia presenta una gradual mejoría como señal de que la actividad informal en años recientes ha sido más afectada por las condiciones laborales. El nivel de análisis de la gráficas 3A y 3B es

ciertamente descriptivo; por ello, a continuación, se procede a mostrar los resultados del ejercicio contrafactual.

Si se parte del supuesto de que los trabajadores informales, con sus mismas características, incursionan ahora en el sector formal, eso reflejaría resultados heterogéneos, por ejemplo: los asalariados mejoran sus remuneraciones en el caso de Chihuahua, sin embargo no sucede así para la Frontera, en donde se detecta que se presenta una polarización de los salarios al moverse su densidad hacia los extremos, como señal de un proceso simultáneo de mejora y deterioro en los ingresos (gráficas 4 y 5). Las diferencias del panel derecho muestran dos cambios positivos que comprueban los niveles de ingreso en donde se produciría la polarización.⁷

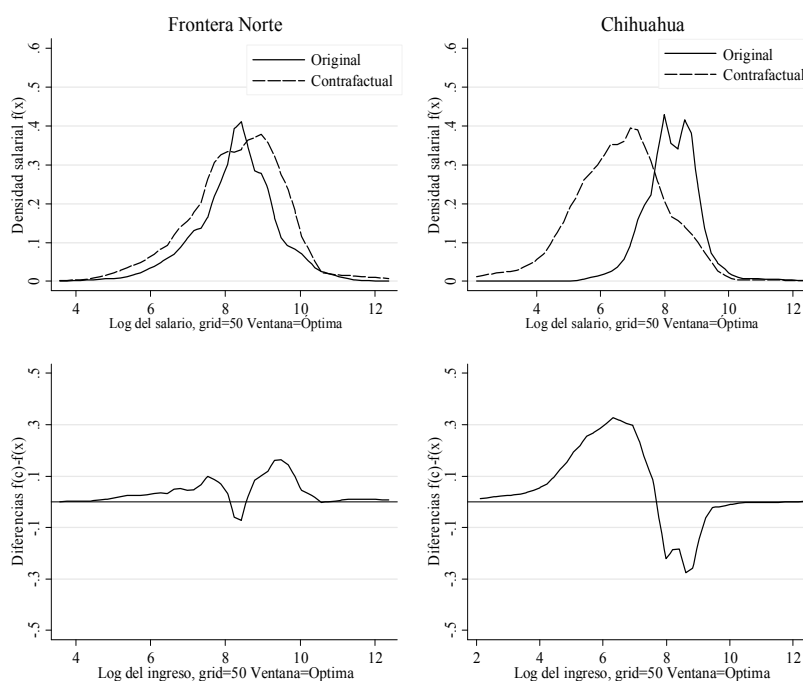
Gráfica 4
Expectativas de ingreso en asalariados informales:
Frontera Norte y Chihuahua, 2009



Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2009.

⁷ La primera moda se produce en el nivel del logaritmo del ingreso de 7.5 y la segunda moda en un nivel de 8.7.

Gráfica 5
Expectativas de ingreso en cuenta propia informales:
Frontera Norte y Chihuahua, 2009



Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2009.

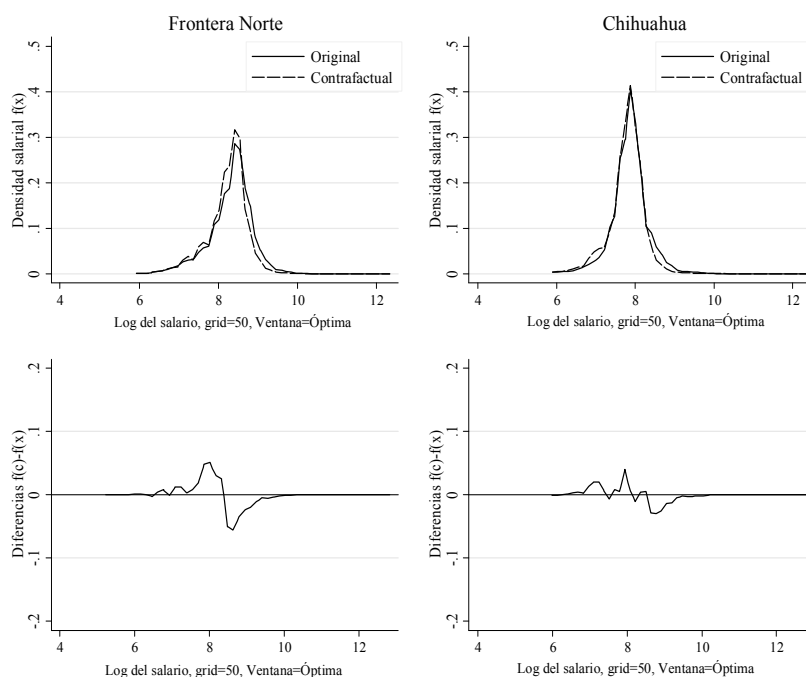
Por su parte, el trabajo por cuenta propia presentaría cambios tanto positivos como negativos en la distribución. Para la Frontera, se observa un proceso similar -si bien de menor magnitud- que el ocurrido con los asalariados, donde se presentan mejorías y deterioros al mismo tiempo. En tanto que para Chihuahua, es claro un proceso de deterioro en este tipo de ocupación al distanciarse los ingresos enormemente y trasladarse su curva de densidad hacia la izquierda, apreciándose un cambio sustancial en el panel inferior para ambas zonas geográficas.

En suma, los asalariados de Chihuahua presentan una mejoría uniforme, en tanto que para los ubicados en la Frontera Norte no sucede así, ya que simultáneamente se presentan una mejoría (parte alta) y un deterioro (parte baja) de trabajadores. Los que trabajan por su cuenta mejoran y pierden sus ingresos en la Frontera; pero en Chihuahua, definitivamente deterioran su posición. En el año de 2011, se detectan cambios que apenas son perceptibles en la búsqueda de mejora para los asalariados en caso de que se formalicen, tanto en la región como en la entidad de Chihuahua (gráfica 6).

Por su parte, el trabajador por cuenta propia mantiene su posición de deterioro con mayor impacto en el Estado de Chihuahua, al reducirse su densidad y ser desplazada hacia la izquierda con menores ingresos (gráfica 7).

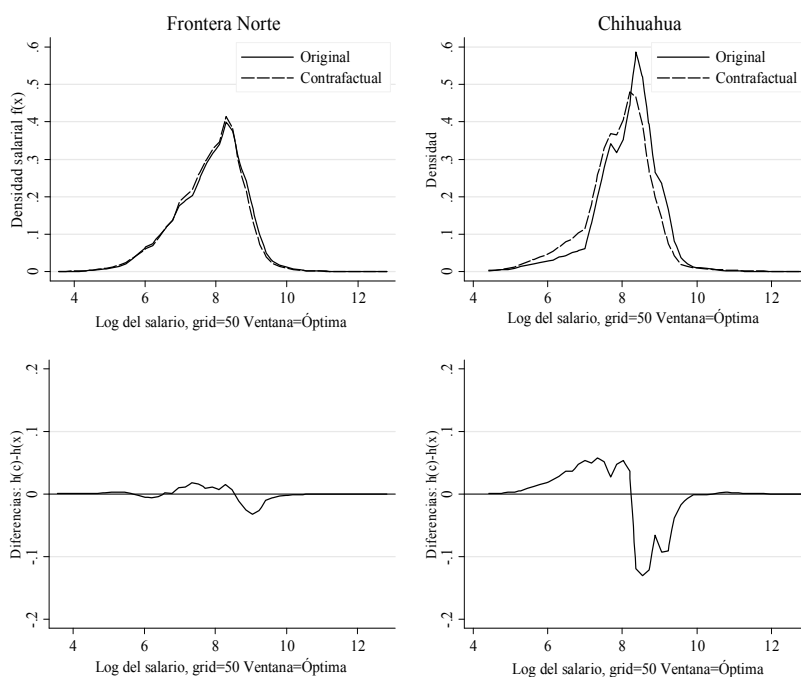
Esta evidencia resulta tener consistencia con la problemática de acoso por la que han pasado los pequeños negocios y la clase empresarial de aquella entidad, y eso es lo que no ha permitido a dicho colectivo de trabajadores poder aspirar a esquemas formales que mejoren su capacidad de operar y su nivel de vida, en los años recientes.

Gráfica 6
**Expectativas de ingreso en asalariados informales:
 Frontera Norte y Chihuahua, 2011**



Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2011.

Gráfica 7
**Expectativas de ingreso en cuenta propia informales:
 Frontera Norte y Chihuahua, 2011**



Fuente: elaboración propia con información de la ENOE, tercer trimestre de 2011.

El nivel educativo y la probabilidad de pertenencia al segmento laboral

Para tener más elementos que indiquen las causas y la influencia de los atributos de los trabajadores en su zona respectiva, se procede a mostrar los cambios en las probabilidades por cada tipo de ocupación y segmento respectivo, tomando en cuenta la relevancia de la educación y la influencia que ejercen sus cambios con respecto a la ocupación, tanto para la región fronteriza como para el estado de Chihuahua. Los cambios en las probabilidades se obtienen como la diferencia de las probabilidades estimadas: primero, cuando no se tiene el atributo, y después, se recalcula cuando se logra poseer el atributo, siguiendo la ecuación (8) de la sección anterior.

Se observa que en el caso de la Frontera Norte, los cambios de probabilidad no favorecen a la mujer, siendo positivo hacia ella en cuanto a mayor probabilidad de ocuparse en empleos informales como asalariada (en 4 puntos porcentuales); en tanto que, el hombre presenta una mayor adhesión

hacia el resto de las ocupaciones tanto, formales como informales. En cuanto a los niveles educativos, se comprueba que cuando el individuo tiene un mayor grado educativo aprobado se favorece la oportunidad de que pueda emplearse en trabajos formales, pero con diferencias que se explican a continuación.

De no contar con preparatoria a tenerla concluida, se observa que beneficia al trabajador para ubicarse como asalariado formal, con un cambio probabilístico de 28 puntos, cuando este mismo proceso se presenta para Chihuahua pero con mayor puntaje en probabilidad de 33 puntos. El cambio de probabilidad para el empleo formal como asalariado es más contundente para Chihuahua, cuando se tienen estudios universitarios, con 36 puntos de probabilidad en este mismo colectivo laboral formal.

Podemos observar que en el plazo analizado de tres años, los cambios no han sido sustanciales, pero se da cuenta de que contar con mayor escolaridad, si bien ayuda a determinados colectivos laborales, en general no se observa una contundencia de pertenecer a empleos mejor remunerados. Este argumento se vuelve más claro cuando la escolaridad no influye de manera positiva para el caso de que un individuo pueda aspirar a trabajar por su cuenta o contar con un negocio propio formal, tanto en Chihuahua como en la Frontera Norte.

Esta evidencia pone de manifiesto que toda política laboral y educativa que busque fomentar dicha integración y que, por otro lado, se fomenten tipos de inversiones productivas que demanden más trabajo calificado, podría no tener los resultados esperados. Aunado a lo anterior se presenta una mayor precarización laboral del mercado de trabajo, en ambos lugares, que muestra los cambios discretos con signo negativo y con mayor incidencia para el caso de Chihuahua, con un cambio de probabilidad que está por encima de los 26 puntos porcentuales, en el trabajo por cuenta propia informal.

En 2011, sucede que de ser una mujer la cabeza de familia, cuando esa la familia pasa a ser liderada por un hombre, se incrementa la probabilidad de pertenecer al sector formal, con un efecto marginal de casi 4 puntos de probabilidad. Por defecto, cuando la selección es el sector informal como asalariado, ser hombre reduce la probabilidad con un efecto marginal negativo y casi 5 puntos de diferencia. Cuando se participa en la actividad por cuenta propia formal o informal, el género no presenta diferencias significativas, como señal de que en los tres años considerados, partiendo de la crisis de 2009, la mujer ha tenido que participar a la par que el hombre en actividades informales por cuenta propia, de acuerdo con nuestros resultados para la franja fronteriza.

Tabla 2
Cambios en la probabilidad por atributo en la ocupación
formal-informal en la Frontera Norte, 2009

Atributos	Asalariado Formal	Asalariado Informal	Cuenta Propia formal	Cuenta Propia informal	Suma
Sexo					
Mujer	0.632	0.211	0.019	0.138	1.0
Hombre	0.633	0.170	0.023	0.174	1.0
Cambio Pr	0.001	-0.041	0.004	0.036	0.0
Educación					
sin primaria	0.591	0.196	0.024	0.190	1.0
Con primaria	0.690	0.169	0.019	0.122	1.0
Cambio Pr	0.099	-0.027	-0.005	-0.068	0.0
sin sec-prepa	0.439	0.256	0.033	0.272	1.0
Con sec-prepa	0.728	0.141	0.016	0.115	1.0
Cambio Pr	0.289	-0.115	-0.017	-0.157	0.0
sin Universidad	0.571	0.220	0.024	0.186	1.0
Con Universidad	0.862	0.047	0.011	0.080	1.0
Cambio Pr	0.291	-0.173	-0.013	-0.106	0.0
Estado civil					
Soltero u otro	0.610	0.246	0.016	0.128	1.0
casado	0.599	0.146	0.030	0.226	1.0
Cambio Pr	-0.011	-0.1	0.014	0.098	0.0
Condición crítica de ocupación (cc)					
sin cc	0.627	0.185	0.021	0.167	1.0
con cc	0.354	0.268	0.076	0.302	1.0
Cambio Pr	-0.273	0.083	0.055	0.135	0.0

Nota: los cambios de probabilidad (**Cambio Pr**) son significativos al 5%.

Fuente: elaboración propia con la base de datos de la ENOE, tercer trimestre de 2009.

Tabla 3
**Cambios en la probabilidad por atributo en la ocupación
 formal-informal en la Frontera Norte, 2011**

Atributos	Asalariado Formal	Asalariado Informal	Cuenta Propia formal	Cuenta Propia informal	Suma
Sexo					
Mujer	0.5440	0.2998	0.0177	0.1385	1.0
Hombre	0.5822	0.2525	0.0184	0.1468	1.0
Cambio Pr	0.0382	-0.0473	0.0007	0.0083	0.0
Educación					
sin primaria	0.553	0.2837	0.0172	0.146	1.0
Con primaria	0.6254	0.2178	0.0223	0.1345	1.0
Cambio Pr	0.0724	-0.0659	0.0051	-0.0115	0.0
sin sec-prepa	0.4066	0.4113	0.0164	0.1657	1.0
Con sec-prepa	0.6628	0.1946	0.0183	0.1242	1.0
Cambio Pr	0.2562	-0.2167	0.0019	-0.0415	0.0
sin Universidad	0.5381	0.2973	0.0179	0.1467	1.0
Con Universidad	0.8253	0.0679	0.0171	0.0897	1.0
Cambio Pr	0.2872	-0.2294	-0.0008	-0.057	0.0
Estado civil					
Soltero u otro	0.5518	0.2935	0.0158	0.1389	1.0
casado	0.5883	0.2409	0.021	0.1498	1.0
Cambio Pr	0.0365	-0.0526	0.0052	0.0109	0.0
Condición crítica de ocupación (cc)					
sin cc	0.7038	0.1603	0.0209	0.115	1.0
con cc	0.4759	0.3508	0.0157	0.1575	1.0
Cambio Pr	-0.2279	0.1905	-0.0052	0.0425	0.0

Nota: los cambios de probabilidad (**Cambio Pr**) son significativos al 5%.

Fuente: elaboración propia con la base de datos de la ENOE, tercer trimestre de 2011.

La escolaridad representa un papel de extrema relevancia en la selección de la ocupación y no fue la excepción en el año 2011 para la Frontera; de ahí que contar con el grado de escolaridad necesario incrementa la ocurrencia de pertenecer al segmento formal como asalariado y lo reduce en el resto de categorías ocupacionales, en línea con la estimación y proyección de las gráficas 8 y 9, donde se observa una relación directa entre mayor sea la escolaridad y la pertenencia hacia el sector formal de los asalariados, tanto en 2009 como en 2011. En el año 2009, la categoría que representa de alguna forma el emprendedurismo entre los individuos, se resume en el trabajo por cuenta propia.

Tabla 4
Cambios en la probabilidad por atributo en la ocupación
formal-informal en Chihuahua, 2009

Atributos	Asalariado Formal	Asalariado Informal	Cuenta Propia formal	Cuenta Propia informal	Suma
Sexo					
Mujer	0.535	0.218	0.037	0.21	1
Hombre	0.572	0.232	0.042	0.155	1
Cambio Pr	0.037	0.014	0.005	-0.055	0
Educación					
sin primaria	0.525	0.235	0.038	0.202	1.0
Primaria	0.627	0.185	0.042	0.146	1.0
Cambio Pr	0.102	-0.05	0.004	-0.056	0.0
sin sec-prepa	0.373	0.283	0.047	0.296	1.0
sec-prepa	0.707	0.157	0.029	0.108	1.0
Cambio Pr	0.334	-0.126	-0.018	-0.188	0.0
sin Universidad	0.487	0.246	0.043	0.224	1.0
Universidad	0.846	0.091	0.016	0.048	1.0
Cambio Pr	0.359	-0.155	-0.027	-0.176	0.0
Estado civil					
Soltero u otro	0.539	0.269	0.024	0.168	1.0
Casado	0.548	0.183	0.062	0.207	1.0
Cambio Pr	0.009	-0.086	0.038	0.039	0.0
Condición crítica de ocupación (cc)					
sin cc	0.647	0.19	0.041	0.122	1.0
con cc	0.292	0.258	0.066	0.384	1.0
Cambio Pr	-0.355	0.068	0.025	0.262	0.0

Nota: los cambios de probabilidad (**Cambio Pr**) son significativos al 5%.

Fuente: elaboración propia con la base de datos de la ENOE, tercer trimestre de 2009.

Esta ocupación refleja que el nivel educativo no ejerce en la Frontera Norte una influencia de incidencia en este tipo de trabajo, ya que todas las probabilidades de ocupación cuando el trabajador no cuenta con el nivel educativo referido, es superior que cuando sí lo tiene. Tal es el caso para aquellos que carecen del grado de primaria (19%), secundaria o preparatoria (27.2%) y universitario (18.6%); en resumen, las probabilidades estimadas, cuando el individuo sí cuenta con el grado, son menores en orden de magnitud.

Tabla 5
**Cambios en la probabilidad por atributo en la ocupación
 formal-informal en Chihuahua, 2011**

Atributos	Asalariado Formal	Asalariado Informal	Cuenta Propia formal	Cuenta Propia informal	Suma
Sexo					
Mujer	0.6058	0.2849	0.0145	0.0948	1.0
Hombre	0.6038	0.2494	0.01	0.1368	1.0
Cambio Pr	-0.002	-0.0355	-0.0045	0.042	0.0
Educación					
sin primaria	0.5931	0.2802	0.0079	0.1188	1.0
Primaria	0.636	0.2032	0.0391	0.1217	1.0
Cambio Pr	0.0429	-0.077	0.0312	0.0029	0.0
sin sec-prepa	0.4615	0.393	0.0059	0.1395	1.0
sec-prepa	0.7072	0.1754	0.0182	0.0992	1.0
Cambio Pr	0.2457	-0.2176	0.0123	-0.0403	0.0
sin Universidad	0.5712	0.2928	0.0102	0.1258	1.0
Universidad	0.8265	0.0826	0.0245	0.0664	1.0
Cambio Pr	0.2553	-0.2102	0.0143	-0.0594	0.0
Estado civil					
Soltero u otro	0.5601	0.3081	0.0085	0.1233	1.0
Casado	0.656	0.2131	0.016	0.1148	1.0
Cambio Pr	0.0959	-0.095	0.0075	-0.0085	0.0
Condición crítica de ocupación					
sin cc	0.7345	0.1389	0.0142	0.1124	1.0
con cc	0.5177	0.3542	0.0096	0.1185	1.0
Cambio Pr	-0.2168	0.2153	-0.0046	0.0061	0.0

Nota: los cambios de probabilidad (**Cambio Pr**) son significativos al 5%.

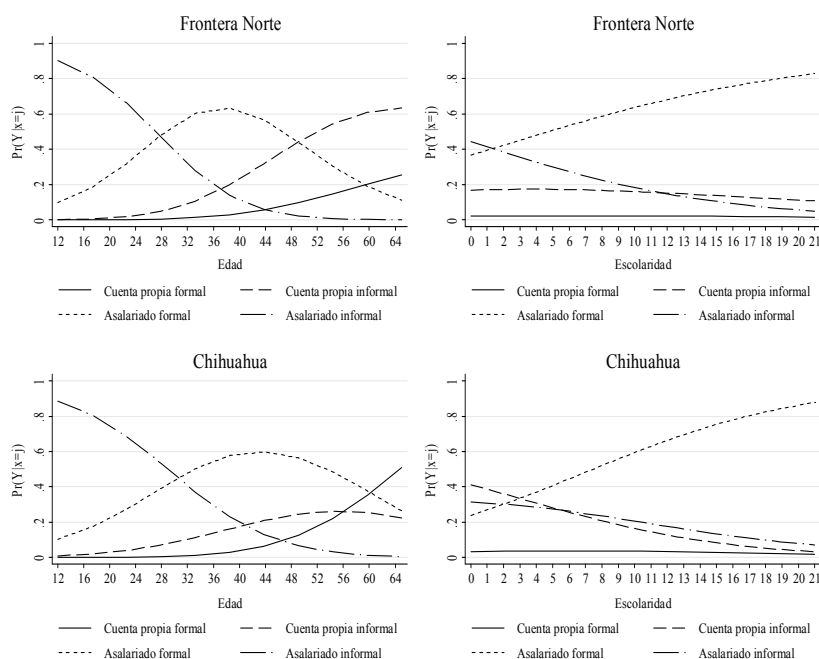
Fuente: elaboración propia con la base de datos de la ENOE, tercer trimestre de 2011.

Perfiles de ocupación y expectativas con edad y educación

Finalmente, se muestra un perfil probabilístico de las ocupaciones tomando en cuenta dos variables de gran importancia: la escolaridad y la edad, esta última para captar la experiencia del individuo. El modelo de tipo Logit considera ambas variables, las cuales fueron calculadas con la misma especificación contrafactual de la sección previa en el trabajo, pero siguiendo el orden multinomial de la ecuación (8), y entrando cada una de las cuatro ocupaciones en el modelo, como variable dependiente. Las gráficas 8 y 9 presentan el perfil probabilístico y se observa cómo al considerar la edad de los trabajadores, los asalariados presentan un perfil de tipo ciclo vital con un nivel de probabilidad de incidencia del 60%, alrededor de los 40 años en la Frontera Norte y de 45 años para Chihuahua. Por otro lado, se aprecia una incidencia creciente con la edad, siendo superior en la

Frontera por el orden del 60% para trabajadores mayores de 55 años, e inferior para Chihuahua con el 25%. Al parecer, el trabajador por cuenta propia formal tiene presencia en Chihuahua, lo que se refleja en la línea sólida, con un nivel superior al 40% de probabilidad en aquellos individuos con 60 años o más, lo que implica un espacio laboral importante que requiere de apoyo y de que sean ubicados en este colectivo de edad más avanzada.

Gráfica 8
**Expectativas de posición en el trabajo por edad y escolaridad:
 Frontera Norte y Chihuahua, 2009**



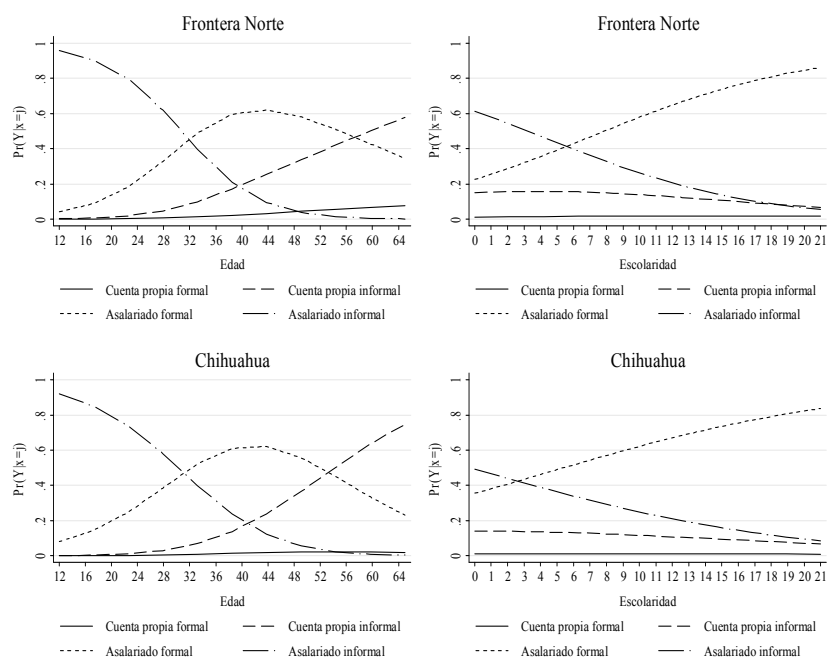
Fuente: elaboración propia con información de la ENIGH, tercer trimestre de 2009.

Definitivamente, la escolaridad juega un papel muy importante, donde el perfil muestra probabilidades crecientes para ser asalariado a medida que el trabajador adquiere mayor escolaridad, con niveles que superan el 80% dentro del sector formal para individuos con estudios universitarios concluidos; en cambio, la tendencia es decreciente para el resto de las categorías laborales, con mayor incidencia en la Frontera Norte, en comparación con las probabilidades predichas para Chihuahua.

De forma que esta investigación permite argumentar con sustento, que no ayuda el hecho de aportar las cuotas a la seguridad social en la mejora

salarial de manera uniforme, en la Frontera Norte de México; no, al menos, en las escalas bajas de salarios, donde seguramente la productividad laboral es alta en ambos segmentos formal e informal, para dicho grupo de trabajadores, y el escenario contrafactual permite establecer que las remuneraciones del colectivo asalariado se verían reducidas en mayor medida.

Gráfica 9
**Expectativas de posición en el trabajo por edad y escolaridad:
 Frontera Norte y Chihuahua, 2011**



Fuente: elaboración propia con información de la ENIGH, tercer trimestre de 2011.

Conclusiones

El trabajo realiza una evaluación comparativa sobre la distribución de los ingresos y la educación para dos tipos de ocupaciones formales e informales en la Frontera Norte de México y en la entidad de Chihuahua, lo hace considerando el criterio de la OIT sobre cotización de la seguridad social y el registro del negocio. Con datos de la ENOE, al tercer trimestre de 2009 y 2011, se estimó un escenario contrafactual y se obtuvo que los asalariados chihuahuenses sí pueden mejorar uniformemente sus salarios a diferencia de

los de la Frontera Norte, que presentó cambios que polarizan los salarios para sus trabajadores.

La situación no mejora para el trabajo por cuenta propia en Chihuahua. Y, a partir de los 50 años de edad, este tipo de ocupación es un destino altamente probable para los individuos en esa categoría, de manera formal, esto refleja un aspecto importante en el grupo de emprendedores chihuahuenses, para que las autoridades en la materia los impulsen con apoyos reales como microcréditos y capacitación, de modo que se aproveche su experiencia y la oportunidad de implementar proyectos que permitan aumentar la generación de riqueza en la entidad. Como dato curioso, se destaca que el estar casado es una condición de mayor peso para pertenecer al sector informal, pero trabajando por cuenta propia y con mayor incidencia en la franja fronteriza, que en el caso de Chihuahua. Se observa que no basta con incrementar los grados de escolaridad, en la medida que el mercado laboral local no genera una demanda que satisfaga a la oferta más calificada; sin embargo, eso no significa que el marco teórico de eficiencia empleado en este trabajo no permita explicar o identificar la problemática, sino que más bien, es la presencia de distorsiones laborales serias las que no permiten cumplir con las reglas de operación institucionales, tales como el seguro social, la carga tributaria y el difícil acceso al mercado de crédito para financiamiento productivo.

No existen o son casi nulas las oportunidades en el sector formal para aquellos individuos que se quieran desempeñar por cuenta propia. No solamente en las crisis económicas se requiere atender a los emprendedores con una eficiente difusión tanto de los apoyos gubernamentales como de la capacitación a los trabajadores, sino que esta debe ser de carácter permanente, donde las zonas y regiones examinadas den continuidad y fortalezcan los programas dirigidos hacia la microempresa. El tema de la escolaridad y el sector informal advierten que el aumento de los niveles educativos es necesario, pero debe acompañarse con una mejora en la gestión de los apoyos para el autoempleo, tanto en Chihuahua como en la región fronteriza del norte de México, a la par que se desarrollen esquemas que garanticen seguridad física y material a las decisiones privadas que tomen los individuos.

Referencias

Agénor, P. R. and Aizenman, J. (1994). "Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets." *NBER Working Paper No. 4769*.

- Azevedo, J. P. (2004). *An Investigation of the Labour Market Earnings in Deprived Areas: Evaluating the sources of wage inequality in the slums*. Ponencia presentada en EGDI and UNU-WIDER, Septiembre. Helsinki, Finlandia.
- BIE (2010). Banco de Información Económica. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx>
- Becker, G. (1962). "Investment in human capital: A theoretical analysis." *Journal of Political Economy*, 5, 70, 9-49.
- Becker, S. and Ichino, A. (2002). "Estimation of average treatment effects based on propensity scores." *The Stata Journal*, 2(4), 358-377.
- Cervantes, J., Gutiérrez, G. and Palacios, L. (2008). "El concepto de la economía informal y su aplicación en México: factibilidad, inconvenientes y propuestas." *Estudios Demográficos y Urbanos*, 23(1), 21-54.
- Charmes, J. (2000). *The Contribution of Informal Sector to GDP in Developing Countries: Assessment, Estimates, Methods, Organizations for the Future*. Presentado en el 4th Meeting of the Expert Group on Informal Sector Statistics (Delhi Group). Geneva.
- De Soto, H. (2000). *The mystery of capital. Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. Bantam Press.
- Dinardo, J., Fortin, N. and Lemieux, T. (1996). "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A semi-parametric approach." *Econometrica*, 64(5), 1001-44.
- Edwards, S. and Cox-Edwards, A. (2000). "Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *NBER Working Paper No. 7646*.
- Fields, G. (1975) "Rural-Urban Migration, urban Unemployment and Underemployment, and job search activity in LDCs." *Journal of Development Economics*, 2, 165-87.
- Grenne, W. (2003) "Econometric Analysis." *Prentice Hall*, 5. 80-82.
- Hart, K. (1971) *Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. Third World Employment: Problems and Strategy*. R. Jolly et. al. Eds. Harmondsworth.
- Hart, K. (1973) "Informal income opportunities and urban employment in Ghana." *Journal of Modern African Studies*, 11(1), 61-89.
- Heckman, J., Ichimura, H. and Todd, P. E. (1998) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator." *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.

- Heckman, James and Bo. E. Honoré (1990) "The Empirical Content of the Roy Model." *Econometrica*, 58(5), 1121-1149.
- Heckman, J., and Sedlacek, G. (1985), "Heterogeneity, aggregation and market wage functions: An empirical model of self-selection in the labor market." *Journal of Political Economy*, 93, 1077-125.
- Huesca, L. (2005) *La distribución salarial del mercado de trabajo en México: Un análisis de la informalidad*, (Tesis doctoral). Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Economía Aplicada, Bellaterra, 236.
- Huesca, L. (2008) "Análisis de los cambios de la población masculina en el sector formal-informal urbano de México." *Estudios Demográficos y Urbanos, El Colegio de México*, 23(69), 543-569.
- Huesca, L., and Camberos, M. (2009) "El mercado laboral mexicano 1992 y 2002: Un análisis contrafactual de los cambios en la informalidad." *Economía Mexicana*, 18(1), 5-43.
- Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, (2005-I/2009-IV). *ENOE*, Base de datos. México.
- Jenkins, S., and Van Kerm, P. (2005) "Accounting for income distribution trends: A density function decomposition approach." *Journal of Economic Inequality*, 3, 43-61.
- Jusidman, C. (1993) "The informal sector in Mexico." *Secretaría del Trabajo y Previsión Social and the United States Department of Labor, Working Paper No. 2*.
- _____ (1995) *Tendencias en la estructura económica y el sector informal en México. Cuadernos del Trabajo* (10). Secretaría del Trabajo y Previsión Social, México.
- Le, A. T. (1999) "Empirical studies of self-employment." *Journal of Economic Surveys*, 13(4), 381-416.
- Magnac, T. (1991) "Segmented or Competitive Labor Markets." *Econometrica*. 59. 165-87.
- Maloney, W. (1999). "Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico." *The World Bank Economic Review*, 13(2), 275-302.
- _____ (2002) "Distortion and protection in the Mexican labor market." *The World Bank. Center for Research on Economic Development and Policy Reform Working Paper 138*.
- Marcouiller, D. V., De Castilla, R., and Woodruff, C. (1997) "Formal Measures of the Informal Sector Wage Gap in Mexico." *Economic Development and Cultural Change*, 45. 367-92.

- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-female differentials in urban labor markets." *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- OIT (1972). *Employment Incomes and Equality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya* Organización Internacional del Trabajo. Geneva.
- Parker, S.C. (2004) *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*. Cambridge University Press.
- Quah, D. T. (1997). "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.
- Rendón, T. and Salas, C. (1993). "El empleo en México en los ochenta: Tendencias y cambios." *Comercio Exterior*, 43(8).
- Roubaud, F. (1995). *La economía informal en México*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Schmertmann, C. (1994). "Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models." *Journal of Econometrics*, 60, 101-32.
- Schneider, F. (2004). "The Size of the Shadow Economies of 145 Countries all over the World: First Results over the Period 1999 to 2003." *Discussion papers series IZA DP 1431*. Bonn, Alemania.
- Silverman, B. W. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis*. London: Chapman and Hall.
- SIMBAD-INEGI (2011). Sistema Estatal y Municipal de Bases de Datos y Censos Económicos 1999, 2004 y 2009. INEGI. www.inegi.org.mx.
- Taylor, M. P. (1996). "Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self-Employed?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 253-66.
- Van Der Sluis J., Van Praag, M. and Vijverberg, W. (2004). "Entrepreneurship selection and performance: A meta-analysis of the impact of education in less developed countries." *Tinbergen Institute Discussion Paper TI 2003-046/3*.
- Van Kerm, P. (2003). "Adaptive kernel density estimation." *Stata Journal*, 3(2), 148-56.

Los rendimientos cambiarios latinoamericanos y la (a)simetría de los shocks informativos: un análisis econométrico

Arturo Lorenzo-Valdés *
Antonio Ruiz-Porras **

Fecha de recepción: 1 XII 2011

Fecha de aceptación: 28 V 2012

Resumen

Esta investigación presenta un estudio comparativo de los rendimientos cambiarios latinoamericanos, en el que se usó la metodología de cointegración de Johansen y los modelos asimétricos TGARCH y EGARCH. Los resultados indican que las volatilidades de los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos. En México y Perú las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios; además, los resultados sugieren que los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Perú se describen mediante el modelo AR(1)-TGARCH(1,1); mientras que los rendimientos de Colombia y México lo hacen a través del AR(1)-EGARCH(1,1). Finalmente, se usaron rendimientos diarios para el periodo comprendido entre el 2 de enero de 2002 y el 27 de septiembre de 2011.

Palabras Clave: Rendimientos cambiarios, Latinoamérica, TGARCH, EGARCH, Cointegración.

Clasificación JEL: F31, G15, C58.

Abstract

We develop a comparative study of the Latin-American exchange-rate returns using the Johansen cointegration methodology and the asymmetric TARCH and EGARCH models. The results suggest that volatilities of

* Departamento de Contabilidad y Finanzas. Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México. Calle del Puente 222, Ejidos de Huipulco, 14380, Tlalpan, México, Distrito Federal, México. Correo electrónico: arvaldes@itesm.mx

** Departamento de Métodos Cuantitativos. Universidad de Guadalajara, CUCEA. Periférico Norte 799, Núcleo Universitario Los Belenes, 45100, Zapopan, Jalisco, México. Correo electrónico: antoniop@cucea.udg.mx

Los autores agradecen las observaciones y sugerencias de dos dictaminadores anónimos.

Argentina, Brazil, Chile and Colombia do not show asymmetric effects. In Mexico and Peru bad news decreases the volatility of exchange-rate returns. Furthermore, the results suggest that the returns of Argentina, Brazil, Chile and Peru are described by the AR(1)-TGARCH(1,1) model. The returns of Colombia and Mexico are described by the AR(1)-EGARCH(1,1) model. We use daily returns for the period between December 2nd, 2002 and September 27th, 2011.

Keywords: Exchange-rate returns, Latin-America, TGARCH, EGARCH, Cointegration.

JEL Classification: F31, G15, C58.

Introducción

En la econometría financiera, muchos esfuerzos han sido desarrollados para modelar las dinámicas de los comportamientos de las series cambiarias (tipos de cambio, rendimientos cambiarios). Estos esfuerzos se justifican porque, en el corto plazo, las variables macroeconómicas suelen tener escasa relevancia estadística para describirlas y pronosticarlas (Sarno y Taylor, 2003); asimismo, se justifican debido a que las series cambiarias suelen mostrar comportamientos sumamente difíciles de modelar. Se destaca además que las series manifiestan curtosis excesivas, clusters de volatilidad, volatilidades no constantes, distribuciones no normales y movimientos conjuntos de la volatilidad.

La escasa capacidad de los modelos tradicionales para describir y pronosticar las dinámicas de las series suele justificarse en términos de limitaciones en la modelación econométrica. Particularmente, se argumenta que las formas bajo las cuales los agentes anticipan el valor futuro de las monedas y los impactos que causan las noticias sobre los tipos de cambio, son muy complejas de modelar (Vitale, 2007). Estas limitaciones son relevantes si se considera que los mercados tienden a ajustarse de manera inmediata ante noticias concernientes a los tipos cambiarios. De hecho, uno de los problemas más estudiados y discutidos es el que alude a las formas de modelar los efectos de los “shocks informacionales” (perturbaciones) sobre las series cambiarias.

Estructuralmente, una de las metodologías que más se utiliza para modelar las dinámicas de corto plazo de las series, consiste en suponer que las perturbaciones impactan directamente a la volatilidad de las mismas. Por esta razón, una buena cantidad de análisis econométricos se sustentan en

modelos no lineales de la familia ARCH.¹ En este contexto, una de las controversias de modelación más álgidas es la que se refiere a la conveniencia de adoptar supuestos informacionales de simetría o asimetría. En los modelos *simétricos* se asume que las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud que el de las malas noticias, naturalmente en sentido contrario. En cambio, en los modelos *asimétricos*, se asume que la magnitud de los impactos depende de la naturaleza (buena o mala) de las noticias.

En este trabajo se desarrolla un análisis econométrico sobre los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos, en el que se aplica la metodología de cointegración de Johansen y los modelos TGARCH y EGARCH que fueron desarrollados por Zakoian (1994) y Nelson (1991), respectivamente.² Con estos modelos se describe el comportamiento de las series de rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. También se usaron para analizar la conveniencia de utilizar supuestos informacionales de asimetría sobre la volatilidad de los rendimientos; para lo cual se analizaron y modelaron los rendimientos cambiarios diarios de estos seis países, correspondientes al periodo 2 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011.

Esta investigación fue desarrollada en varias etapas. En la primera, se muestra cómo se han usado los modelos de la familia ARCH para describir los tipos de cambio y rendimientos cambiarios latinoamericanos. En la segunda, fueron construidas las series de rendimientos. En la tercera, se analizó y comparó el comportamiento estadístico de las series. También se usó la metodología de cointegración de Johansen para analizar las relaciones de largo plazo de los tipos de cambio. Posteriormente, fueron estimados los parámetros de los modelos TARCH y EGARCH para los seis países estudiados. Finalmente, en la última etapa, se analizan los modelos estimados y se evalúa su bondad de ajuste con fines comparativos.

Los resultados principales del análisis sugieren que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos significativos. Mientras que, en México y Perú, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Por

¹ Los modelos de la familia ARCH son modelos no lineales de tipo autorregresivo con heteroscedasticidad condicional (ARCH, por sus siglas en inglés). Una introducción muy didáctica de los orígenes, características y usos de estos modelos es la que está en Engle (2004).

² Los nombres TGARCH y EGARCH derivan de las principales características de los modelos. Concretamente, TGARCH es acrónimo de *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*; EGARCH es acrónimo de *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*.

su parte, los resultados comparativos sugieren que los rendimientos de corto plazo de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo AR(1)-TGARCH(1,1); y además, sugieren que los rendimientos de Colombia y México parecen ser mejor descritos por el modelo AR(1)-EGARCH(1,1). Asimismo, muestran que las medias y las varianzas de los rendimientos tendieron a aumentar a partir de agosto de 2007.

Esta investigación complementa la escasa literatura referida a la modelación de los rendimientos cambiarios latinoamericanos; particularmente, complementa los estudios de Domac y Mendoza (2004), Fernández (2005) y Maya y Gómez (2008). Tales estudios, a semejanza del que aquí se presenta, usan modelos ARCH asimétricos para modelar los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos. Sin embargo, aquí se han usado grupos de países, periodos y modelos econométricos diferentes. Asimismo, este estudio se complementa con análisis de cointegración y estimaciones de significancia “robustas” que son obtenidas mediante estimadores de Cuasi-Máxima Verosimilitud (Bollerslev y Wooldridge, 1992).

El artículo está organizado en siete secciones, incluidas esta parte introductoria y la conclusión. El orden y sus subtemas es como sigue: la sección 1 ofrece una revisión de la literatura. La sección 2 describe la metodología y los modelos asimétricos TGARCH y EGARCH. La sección 3 presenta la base de datos y muestra la estadística descriptiva de las series de rendimientos cambiarios. La sección 4 usa la metodología de Johansen para analizar la conveniencia de usar modelos ARCH y para estudiar la dinámica de largo plazo de las series de los tipos de cambio latinoamericanos. La sección 5 concentra los resultados de las estimaciones y desarrolla el análisis comparativo. La última sección o conclusión presenta una síntesis de los resultados y ofrece algunas líneas de investigación futura.

1. Revisión de la literatura

Muchos esfuerzos han sido desarrollados para modelar las dinámicas de las series cambiarias; tales esfuerzos se justifican porque los modelos econométricos tradicionales suelen tener escasa relevancia estadística para describirlas y pronosticarlas en el corto plazo (Frankel y Rose, 1994; Sarno y Taylor, 2003; Vitale, 2007). Como se ha mencionado, una de las formas que más se usa para modelar las dinámicas de corto plazo de las series, consiste en suponer que las perturbaciones rezagadas, conocidas como “shocks informacionales”, impactan directamente la volatilidad presente de las mismas. En este contexto, una de las controversias de modelación se refiere a la conveniencia de adoptar o no supuestos de simetría o asimetría

informativa para describir los efectos de los shocks informativos en las series cambiarias.

En la modelación de series cambiarias, la adopción de supuestos de simetría o asimetría envuelve controversias económicas, financieras y econométricas. Quienes defienden la simetría informativa señalan que los argumentos económicos y financieros, que justifican las asimetrías en los mercados bursátiles, no son generalizables para los mercados cambiarios³ (Wang y Yang, 2009). En el plano teórico, varios análisis apoyan esta posición. Por ejemplo, en la administración de riesgos se asume que los rendimientos cambiarios son simétricos (véase Hull, 2006); además, las teorías de las “condiciones internacionales de paridad” suelen ser usadas para justificar la existencia de simetrías.⁴ En este contexto, resulta relevante señalar que estas teorías sirven para explicar las tendencias y equilibrios de largo plazo de los tipos de cambio.

Sin embargo, justo es reconocer que los argumentos económicos y financieros de quienes sustentan los supuestos de asimetrías informativas suelen ser válidos empíricamente. Entre esos argumentos, están los que señalan las dificultades prácticas asociadas a los supuestos de las teorías de las condiciones internacionales de paridad.⁵ Mismos que también señalan que las diferencias entre las “rigideces” de los precios de bienes y los tipos de cambio pueden generar asimetrías.⁶

Del mismo modo, y en añadidura a lo anterior, señalan que las consolidaciones de los estados financieros de las multinacionales, las intervenciones de bancos centrales y los comportamientos de tipo “contrario” o de “rebaño” entre inversionistas, también pueden generar asimetrías (según, McKenzie, 2002; Wang y Yang, 2009).

³ Las explicaciones tradicionales que justifican asimetrías en los mercados bursátiles se enfocan en las hipótesis de apalancamiento (*leverage hypothesis*), de la retroalimentación de la volatilidad (*volatility feedback hypothesis*) y de las finanzas behavioristas (*behavioral finance hypothesis*). Véase referencias sobre las mismas en Hibbert, Daigler y Dupoyet (2008).

⁴ Estas teorías incluyen a aquellas referidas a las paridades de poder de compra y de tasas de interés, a la de eficiencia de los mercados y a los efectos doméstico e internacional de Fischer.

⁵ Entre otros, estos supuestos incluyen la existencia de regímenes cambiarios completamente flexibles, donde no existen problemas informativos y donde se cumple la hipótesis de eficiencia de los mercados.

⁶ Dornbusch (1976) explica las dinámicas cambiarias y los movimientos bruscos en su volatilidad (*overshooting*), en términos de las expectativas de los agentes y las diferencias de los precios de los bienes reales y los tipos de cambio.

En particular, los autores referidos indican que los bancos centrales causan asimetrías porque sus intervenciones se centran en posiciones unilaterales de mercado (ya sea de oferta o de demanda). Pero, desde la perspectiva econométrica, las controversias de modelación se centran en el uso de especificaciones funcionales concretas. Estas controversias son relevantes porque los modelos de la familia ARCH se definen en términos de cómo las especificaciones postulan las dinámicas de la varianza condicional de las series, las cuales son postuladas en virtud de que la “varianza verdadera” no es observable. Por esta razón, no está de más indicar que un modelo econométrico “verdadero” no existe. En la práctica, el número de especificaciones usadas en la econometría financiera supera el centenar (Bollerslev, 2010). Por ello, la adopción de los supuestos de simetría o asimetría y de especificación funcional de los modelos es relativamente subjetiva.

Los modelos ARCH se han usado para describir y pronosticar el comportamiento y volatilidad de las series cambiarias desde mediados de los años ochenta del siglo pasado.⁷ Sin embargo, los estudios en el contexto de países latinoamericanos son muy escasos. Entre los estudios que han usado modelos ARCH simétricos se encuentran los de Vilela y Holland (2004), Ruiz (2009) y Martínez y Ramírez (2011). En el primero, se analiza el tipo de cambio Real brasileño/US dólar mediante un modelo GARCH. En el segundo, se analizan los rendimientos cambiarios de doce países latinoamericanos usando modelos ARCH de factor latente multivariado. Cabe destacar que ambos estudios incluyen análisis de cointegración. En el tercer estudio, se analizan los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú con modelos multivariados dinámicos.

La mayor crítica a estos estudios, de manera no sorprendente, se refiere a la adopción del supuesto de simetría. Con frecuencia se señala que la volatilidad de los rendimientos cambiarios experimenta “efectos apalancamiento” (McKenzie, 2002). Esto es, reacciones asimétricas en donde las malas noticias tienen un impacto mayor que las buenas noticias. En ese contexto, el término “noticia” describe las perturbaciones rezagadas que impactan la volatilidad corriente de las series. Así, una “mala noticia” ocurre cuando una perturbación (por ser negativa) reduce los rendimientos cambiarios. Análogamente, una “buena noticia” ocurre cuando una perturbación aumenta los rendimientos.⁸

⁷ El libro de Sarno y Taylor (2003) contiene una revisión de los principales estudios que han usado modelos de la familia ARCH para analizar series cambiarias (véase, en particular, el capítulo 9).

⁸ Es importante señalar que, en esta investigación, las “noticias” son para quien posee dólares cuyo precio está valuado en unidades de moneda local. En este contexto, una “mala noticia” es un evento que disminuye el valor de su inversión (dólares), medido en

Los estudios econométricos que usan modelos ARCH asimétricos en el contexto latinoamericano también son escasos. Entre estos últimos se encuentran los estudios de Domac y Mendoza (2004), Fernández (2005) y Maya y Gómez (2008). En el primero, se usa un modelo EGARCH para describir los rendimientos del peso mexicano/US dólar. En el segundo, se encuentra que el tipo de cambio peso chileno/US dólar puede describirse adecuadamente mediante tres modelos GARCH asimétricos; dicha conclusión se obtiene tras comparar las estimaciones obtenidas mediante 12 modelos de la familia ARCH. En el tercer estudio, se usan modelos HYPARCH (Hyperbolic Asymmetric Power ARCH) para describir los rendimientos cambiarios de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Los estudios arriba reseñados también tienen algunas limitaciones metodológicas. En primer lugar, ninguno de ellos incluye análisis de cointegración; por lo tanto, es difícil sustentar que las dinámicas modeladas pudieran no ser espurias en el largo plazo; además, tampoco usan estimadores robustos para evaluar la significancia de los coeficientes individuales. Se enfatizan estas características, en virtud de que es difícil dirimir controversias de modelación con base en estimaciones que pudieran ser espurias en el largo plazo, cuestionables estadísticamente, o que pudieran ofrecer evidencia mixta. En este sentido, cabe mencionar que los resultados de Maya y Gómez (2009) no siempre sustentan la existencia de efectos apalancamiento ni de asimetrías.

En este trabajo, se sostiene que la resolución a las anteriores controversias de modelación de las series cambiarias latinoamericanas debe dirimirse con base en estimaciones de modelos asimétricos, en virtud de que estos últimos usualmente tienden a generalizar a los modelos ARCH simétricos. En este contexto, se considera necesario tratar de resolver las limitaciones metodológicas señaladas; por esta razón, es conveniente hacer estimaciones de modelos asimétricos que correspondan a estimaciones estadísticamente robustas. Asimismo, se asume que dichas estimaciones debieran ser complementadas con análisis de cointegración, con la finalidad de sustentar la generalidad y solidez de las conclusiones obtenidas.

En definitiva, la modelación de las series cambiarias y el análisis de los shocks informativos son de gran interés en la econometría financiera.⁹

unidades de moneda local. Análogamente, una “buena noticia” es un evento que aumenta el valor de su inversión. Esto significa que, para el inversionista, los rendimientos negativos ocurren cuando la moneda local se aprecia o revalúa; mientras que los rendimientos positivos ocurren cuando la moneda local se deprecia o devalúa.

⁹ En este contexto, no está de más mencionar que existen críticas hacia los modelos ARCH, así como a modelos econométricos alternativos para analizar las series cambiarias y los efectos de los shocks informativos en las series financieras. Entre los trabajos que

Por lo general, la modelación de series financieras se justifica sobre la base de que la valuación de opciones y la estimación de medidas de riesgo de mercado dependen de las dinámicas de volatilidad. En Latinoamérica, la modelación de series cambiarias y el entendimiento de los efectos de las noticias en los mercados financieros de la región resultan también de interés por razones de políticas económicas, financieras y de fomento al desarrollo.¹⁰ De hecho, la motivación de este estudio se sustenta en ambos tipos de consideraciones.

2. Metodología de análisis

Los datos usados en esta investigación incluyen los tipos de cambio diarios de seis países latinoamericanos. Los tipos de cambio que se utilizan son los de Argentina, Brasil, Chile Colombia, México y Perú. Por consistencia analítica, y para todos los países analizados, los tipos de cambio están medidos en unidades de moneda local con respecto al dólar. Así, se destacan los precios nominales del dólar en cada país i en el periodo t , como P_{it} , y se define la tasa de rendimiento cambiario del país i en el periodo t , r_{it} , como la diferencia diaria de los logaritmos de los tipos de cambio:¹¹

$$r_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \quad (1)$$

La investigación se sustenta en los análisis de estadística descriptiva, de estacionariedad y de cointegración, así como en el uso de modelos de la familia ARCH. En particular, se utiliza el análisis de estadística descriptiva para caracterizar las series de rendimientos cambiarios latinoamericanos. La metodología de Johansen se usa para justificar la existencia de movimientos

critican el uso de modelos ARCH está el de Bonilla, Romero-Meza e Hinich (2007). Este estudio es particularmente relevante en el contexto de nuestra investigación porque en él se analizan los mercados cambiarios latinoamericanos. Entre los modelos econométricos alternativos, destaca el modelo RMSRMES (*Markov regime-switching regression model with endogenous switching*) desarrollado por Kim, Piger y Startz (2008). La existencia de estas críticas y de los modelos alternativos confirma que existe un gran interés por mejorar las técnicas disponibles en la econometría financiera.

¹⁰ Krugman (2009) hace una reseña de las causas y efectos de las principales crisis económicas y financieras en Latinoamérica y en Asia. En lo que se refiere a la región latinoamericana, las crisis fueron antecedidas por noticias diversas que tuvieron impactos sobre los mercados financieros de la región. De hecho, Argentina, México y Brasil reconocieron dichas crisis tras la devaluación y subsecuente volatilidad de sus tipos cambiarios.

¹¹ Los cambios de los logaritmos de una variable denotan cambios relativos; los cuales, al ser multiplicados por cien, denotan cambios porcentuales.

conjuntos y equilibrios de largo plazo entre las series cambiarias. Los modelos TARCH y EGARCH son usados para describir la dinámica de los rendimientos, bajo el supuesto de que su volatilidad reacciona de manera asimétrica ante los “shocks informativos”.

Tradicionalmente, la metodología de Johansen es usada para evaluar la existencia de cointegración entre las series de tiempo.¹² Como es conocido, dicha metodología requiere que las series sean integradas de orden uno, I(1). Aquí, fueron usados los tests: Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para analizar el orden de integración de las series del logaritmo del tipo de cambio. También se estimó un modelo VAR con dichas series I(1). La relevancia del modelo VAR es que además permite realizar pruebas sustentadas en la traza y el máximo eigenvalor. La hipótesis nula en ambas pruebas es que no hay relaciones de cointegración en el modelo VAR.

Los modelos TGARCH y EGARCH son usados en esta investigación para describir la dinámica de las series de rendimientos cambiarios latinoamericanos. Estos modelos asumen que la reacción de la volatilidad de las series de rendimientos cambiarios es asimétrica ante shocks informativos. Se usaron estos modelos porque permiten capturar los efectos de shocks informativos (simétricos, asimétricos) ante noticias de diferente naturaleza. Ambos modelos asimétricos sirvieron para sustentar la consistencia de los resultados econométricos,¹³ en virtud de que la volatilidad “verdadera”, al no ser observable, en realidad depende del modelo econométrico que se utilizó.

Los modelos EGARCH y TGARCH describen las medias y varianzas condicionales de los rendimientos cambiarios asociados a cada país (r_{it} y σ_{it}^2 , respectivamente). El modelo TGARCH asume una especificación: permite que la desviación estándar condicionada dependa del signo de las perturbaciones rezagadas (por ejemplo, de la naturaleza de los “shocks informativos”). Este modelo fue desarrollado originalmente por Zakoian (1994). En este trabajo se usa un modelo AR(1)-TGARCH(1,1):

¹² Adviértase que el análisis de cointegración solamente se usa para caracterizar el comportamiento de largo plazo de las series de rendimientos cambiarios. Si bien hay teorías económicas que explican las dinámicas de los tipos de cambio a partir de asumir relaciones no espurias y equilibrios de largo plazo (como las teorías de las condiciones internacionales de paridad), no obstante, el análisis no fue desarrollado con el objetivo de validar dichas teorías.

¹³ Hasta donde se sabe, los modelos TGARCH no han sido usados para analizar las series de los rendimientos cambiarios latinoamericanos (cfr. la revisión de la literatura). Se usaron los modelos EGARCH por complementariedad.

$$r_{it} = \phi_{i0} + \phi_{i1}r_{it-1} + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it}$$

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}u_{it-1}^2 + \gamma_i u_{it-1}^2 I_{it-1} + \beta_i \sigma_{it-1}^2$$

$$\text{Donde } I_{it} = \begin{cases} 1 & u_{it-1} < 0 \\ 0 & u_{it-1} \geq 0 \end{cases}$$

En el modelo TGARCH, las perturbaciones rezagadas tienen impactos diferenciados en la varianza condicional. Las perturbaciones positivas $u_{it-1} > 0$ tienen un impacto α_{i1} . Las negativas $u_{it-1} < 0$ tienen un impacto $\alpha_{i1} + \gamma_i$. Por tanto, si $\gamma_i \neq 0$, las perturbaciones tienen un impacto asimétrico que depende de la naturaleza de las “noticias”. Particularmente, si $\gamma_i > 0$, las malas noticias incrementan la volatilidad y ocurre el “efecto apalancamiento”. Si $\gamma_i < 0$, las malas noticias reducen la volatilidad. Tradicionalmente, los coeficientes de la especificación de la varianza se postulan como positivos (asumiéndose efectos apalancamiento). Sin embargo, es posible relajar esta restricción sobre los coeficientes (Rabemananjara y Zakoian, 1993).

El segundo modelo estimado es una variación del modelo EGARCH. En él, se permite asimetrías en la relación entre los rendimientos y la volatilidad. El modelo de tipo AR(1)-EGARCH (1,1) es el siguiente:¹⁴

$$r_{it} = \phi_{i0} + \phi_{i1}r_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

$$u_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it}$$

$$\ln \sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \frac{|\varepsilon_{it-1}|}{|\sigma_{it-1}^2|} + \gamma_i \frac{|\varepsilon_{it-1}|}{|\sigma_{it-1}^2|} + \beta_i \ln \sigma_{it-1}^2$$

La última expresión describe al logaritmo de la varianza condicional; lo que implica que el efecto apalancamiento es exponencial, no cuadrático, y que los pronósticos de la varianza condicional son no negativos. Si $\gamma_i < 0$, hay efectos apalancamiento. Si $\gamma_i \neq 0$, las perturbaciones tienen un impacto

¹⁴ El modelo EGARCH, que se usa en este trabajo, difiere del desarrollado por Nelson (1991); la especificación de la varianza condicional es distinta.

asimétrico. Al igual que en el modelo anterior, los coeficientes de la especificación de la varianza se postulan positivos, teóricamente.

Ambos modelos asimétricos comparten una estructura similar y tienen supuestos estadísticos comunes. En ambos casos, la estructura dinámica de los modelos está integrada por tres expresiones matemáticas y una estructura de rezagos de orden uno.¹⁵ La primera expresión es la especificación de la media de los rendimientos. La segunda es la condición que define un proceso ARCH (Bollerslev, 2010). La tercera es la especificación de la varianza condicional. Estadísticamente, se asume que los errores condicionados se distribuyen como una normal estandarizada en ambos modelos.¹⁶ Las especificaciones de la media y varianza, aunadas a la distribución de probabilidad, definen a los modelos ARCH.

La estimación econométrica de los errores estándar de ambos modelos se hace mediante el método de Cuasi-Máxima Verosimilitud (*Quasi-Maximum Likelihood, QML*), propuesto por Bollerslev y Wooldridge (1992). Este método tiene la ventaja de que permite estimar errores estándar robustos (consistentes y eficientes), asumiendo la existencia de heteroscedastidad. Estos errores se usan para calcular los estadísticos “z”. El empleo de este método se justifica cuando los errores pudieran no estar condicionalmente distribuidos como una normal. Si fuera posible garantizar dicha normalidad, la estimación podría hacerse directamente mediante el método de Máxima Verosimilitud (*Maximum Likelihood, ML*).

El análisis econométrico y comparativo de ambos modelos asimétricos se hace mediante estadísticos complementarios. En cada modelo se evalúa la significancia individual de los coeficientes, mediante los p-valores asociados a los estadísticos z. Particularmente, y dado el carácter exploratorio sobre la conveniencia del supuesto de asimetría, el análisis se centra en las estimaciones de los coeficientes γ_i . La bondad de ajuste de ambos modelos se evalúa mediante los estimadores del logaritmo de verosimilitud (*Log-Likelihood, Logl*) y del criterio de información de Akaike (*AIC*). Así, queda

¹⁵ Los rezagos de orden uno se refieren a los términos autorregresivo, GARCH y de asimetría de los modelos. Estos rezagos definen el sistema de ecuaciones a estimar. La adopción de dicho orden de rezagos se justifica con base en los correlogramas de los residuales y de los residuales al cuadrado asociados. En la mayoría de los casos, cuando se adoptaron rezagos unitarios, los correlogramas sugirieron ruido blanco y, por tanto, un buen ajuste inicial.

¹⁶ Esta distribución fue adoptada aquí, en congruencia con los hallazgos de Andersen *et al.* (2000). En su estudio, los autores encuentran que los rendimientos del antiguo marco alemán y el yen japonés tienden a distribuirse normalmente. En este contexto, cabe mencionar que si se hacen estimaciones propias, asumiendo una distribución t, los coeficientes estimados no varían mucho. Por esa razón, estas estimaciones no se incluyen en este trabajo.

sustentada la conveniencia de modelar las series de rendimientos de cada tipo de cambio mediante criterios alternativos.

3. Base de datos y rendimientos cambiarios latinoamericanos

Se utilizó la base de datos de Economática para obtener una muestra de datos cambiarios latinoamericanos, que fueron medidos en unidades de moneda local con respecto al dólar. La muestra incluye los precios de cierre de los tipos de cambio diarios de Argentina, Brasil, Chile Colombia, México y Perú, para el periodo de 1 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011. Todos los datos son nominales. De modo que la muestra se integra por seis series de tipos de cambio, donde cada serie incluye 2541 observaciones diarias. Esta muestra sirve para construir seis series de rendimientos cambiarios con base en la ecuación (1). Estas series de rendimientos, cada una con 2540 observaciones, constituyen la base de datos de esta investigación.

Desde la perspectiva histórica, el periodo analizado se caracteriza por momentos de relativa calma y de gran inestabilidad en los mercados financieros internacionales. Por esta razón, fueron divididas las series de rendimientos considerando dos periodos. El primero abarca de 2 de enero de 2002 a 9 de agosto de 2007; el segundo, de 10 de agosto de 2007 a 27 de septiembre de 2011. La determinación de estos periodos, si bien subjetiva, se sustenta en el reconocimiento de la existencia de la “crisis global” en los mercados financieros internacionales.¹⁷ En consecuencia, durante el primer periodo se asume una situación de “calma”; mientras que durante el segundo, una de “inestabilidad.”

El uso de los modelos ARCH se justifica con base en las características de las series financieras. Estas características incluyen curtosis altas (leptocúrticas), clusters de volatilidad, distribuciones no normales, sesgos, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de la media y volatilidad entre distintos activos financieros. Estas características se pueden descubrir mediante estadísticas descriptivas tradicionales. En el contexto de esta investigación, y para efectos analíticos y comparativos, se aplica la estadística descriptiva de las series de los rendimientos cambiarios considerando las series completas y divididas por periodos. Las tablas 1, 2 y 3 muestran dichas estadísticas descriptivas.

¹⁷ En los días 9, 10 y 11 de agosto de 2007, por primera vez en la historia, se coordinaron los bancos centrales de los tres continentes para estabilizar los mercados financieros internacionales. Este hecho hizo explícita la escala global de la crisis que se manifestaría en los meses subsecuentes.

La tabla 1 muestra la estadística descriptiva de las series bursátiles considerando todo el periodo analizado (2540 observaciones), la cual está integrada por seis columnas. La primera columna muestra el rendimiento diario promedio; la segunda, la desviación estándar de los rendimientos diarios (estimador estático de la volatilidad); la tercera, el coeficiente de asimetría, también conocido como sesgo; la cuarta, la curtosis o ancho de colas. La quinta, el estimador Jarque-Bera y la sexta, el p-value asociado a dicho estimador. La hipótesis nula asociada a los estimadores Jarque-Bera expone que los rendimientos se distribuyen normalmente.

Así mismo, la tabla 1 destaca que todas las series de rendimientos cambiarios muestran curtosis leptocúrticas, y que son asimétricas en sus distribuciones. En todos los casos, las curtosis estimadas son mayores a 3. Para cinco economías, el sesgo de las series de rendimientos es positivo y para una, es negativo. Por lo tanto, la evidencia sugiere que ninguna de las series de rendimientos cambiarios se distribuye de manera simétrica o normal; resultado que se confirma mediante los tests de Jarque-Bera. De hecho, las series rechazan la hipótesis nula de normalidad en todos los casos. Económicamente, es interesante destacar que la tabla sugiere que hubo pérdidas, a lo largo del periodo, consistentes en el valor de las monedas argentina y mexicana (rendimientos positivos).

Tabla 1
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0006	0.0155	11.5734	448.5706	21068133.00	0.000
Brasil	-0.0001	0.0100	0.5113	11.2360	7289.49	0.000
Chile	-0.0001	0.0066	0.4409	7.4856	2211.71	0.000
Colombia	-0.0001	0.0069	-0.0631	11.6786	7972.87	0.000
México	0.0002	0.0068	0.6668	17.4893	22406.94	0.000
Perú	-0.0001	0.0026	0.3752	17.9565	23734.13	0.000

Nota: periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 2 ofrece la estadística descriptiva de las series, considerando el periodo de 2 de enero de 2002 a 9 de agosto de 2007. Esta tabla, lo mismo que la anterior, muestra que todas las series de rendimientos tienen curtosis leptocúrticas, y que son asimétricas en sus distribuciones, por lo que son no normales. Cabe señalar aquí que los rendimientos promedio estimados en la tabla 2 son generalmente menores que los estimados en la tabla 1 (excepto para Argentina y Perú); asimismo, las desviaciones estándar de los

rendimientos son generalmente menores (excepto para Argentina). Estos hechos sugieren que las series presentan variaciones en las medias y en las varianzas de los tipos de cambio. Más aún, sugieren la existencia de clusters de volatilidad.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0008	0.0204	8.8349	261.2493	4081716.15	0.000
Brasil	-0.0001	0.0078	0.4720	8.1077	1643.51	0.000
Chile	-0.0002	0.0056	0.0205	4.5164	140.17	0.000
Colombia	-0.0001	0.0047	0.1232	7.9919	1521.70	0.000
México	0.0001	0.0047	0.4785	4.7375	239.69	0.000
Perú	-0.0001	0.0018	-0.0218	11.8379	4758.22	0.000

Nota: periodo del 2 de enero de 2002 al 9 de agosto de 2007.

Fuente: estimaciones propias.

Tabla 3
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0003	0.0019	1.8252	33.9219	43546.15	0.000
Brasil	-0.0001	0.0123	0.4712	9.6659	2035.73	0.000
Chile	0.0000	0.0078	0.6076	7.4800	967.83	0.000
Colombia	0.0000	0.0090	-0.0995	8.4709	1346.16	0.000
México	0.0002	0.0089	0.6030	13.7647	5270.24	0.000
Perú	-0.0001	0.0034	0.4168	13.0592	4576.18	0.000

Nota: periodo del 10 de agosto de 2007 al 27 de septiembre de 2011.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 3 muestra la estadística descriptiva considerando el periodo 10 de agosto de 2007 a 27 de septiembre de 2011. Esta tabla confirma que todas las series de rendimientos muestran curtosis leptocúrticas, y son asimétricas en sus distribuciones, por lo que son no normales. Nuevamente, los valores del rendimiento diario promedio y de la desviación estándar sugieren variaciones en las medias y en las varianzas de los activos. Sin embargo, cabe señalar que las variaciones tienen una dirección opuesta a las indicadas en la tabla 2. Este hecho sugiere la existencia de movimientos conjuntos de las

medias y varianzas de los activos; así como de clusters de volatilidad y volatilidades no constantes y asimétricas en las series de rendimientos.

Por último, cabe destacar que el análisis de estadística descriptiva sustenta la conveniencia de describir las series de rendimientos cambiarios mediante modelos ARCH. Todas las series tienden a mostrar curtosis excesivas, clusters de volatilidad, sesgos, distribuciones no normales, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de medias y varianzas. Asimismo, el análisis comparativo muestra cambios en la estructura de los rendimientos a lo largo del tiempo. Los resultados sugieren que, a partir de agosto de 2007, las medias y las varianzas de los rendimientos cambiarios tendieron a aumentar en las economías latinoamericanas analizadas. La única excepción se refiere a la economía argentina.¹⁸

4. Análisis de estacionariedad y cointegración: metodología de Johansen

Es necesario que las series de los logaritmos del tipo de cambio sean $I(1)$ en niveles para determinar la existencia de cointegración. Aquí se usaron los tests ADF y KPSS para evaluar el orden de integración de las series de rendimientos cambiarios de cada uno de los países analizados. Estadísticamente, el uso de ambos tests se justifica porque permite evaluar la existencia de raíces unitarias bajo diferentes supuestos e hipótesis. La hipótesis nula asociada al test ADF es que existe una raíz unitaria (por ejemplo, la serie es no estacionaria). La hipótesis nula asociada al test KPSS sostiene que la serie es estacionaria. Las estimaciones asociadas a los tests están contenidas en las tablas 4 y 5.

La tabla 4 muestra que las series de rendimientos cambiarios de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú son integradas de orden uno, $I(1)$. Por tanto, las series de rendimientos de Argentina no son elegibles para el análisis de cointegración. Estos hallazgos sugieren la existencia de equilibrios de largo plazo en los rendimientos cambiarios de las cinco economías mencionadas. Asimismo, sugieren que el uso de la serie de rendimientos cambiarios de Argentina con fines de predicción y descripción econométrica podría conllevar a problemas de modelación econométrica y de inferencia estadística. En este contexto, no sobra mencionar que los tests KPSS confirman los resultados de la tabla anterior (véase tabla 5).

¹⁸ Es nuestra apreciación que dicha situación está asociada a los efectos de la crisis argentina de diciembre de 2001. De hecho, este comportamiento de excepción de la economía argentina se manifiesta también en los análisis estadísticos desarrollados en las siguientes secciones. Adviértase que la caída en los rendimientos y en la volatilidad implican que la moneda argentina se apreció y que su valor tendió a estabilizarse.

Tabla 4
Prueba ADF para el logaritmo del tipo de cambio (niveles) y los rendimientos (diferencias)

País	Niveles		Diferencias		Orden de Integración
	Prob	Rezago	Prob.	Rezago	
Argentina	0.00017	26	0.00000	25	0
Brasil	0.82097	1	0.00010	0	1
Chile	0.54706	1	0.00010	0	1
Colombia	0.72770	1	0.00000	0	1
México	0.34590	1	0.00010	0	1
Perú	0.88983	1	0.00000	0	1

Nota: la columna Rezago se refiere al rezago óptimo del test.
Fuente: estimaciones propias.

Tabla 5
Estadístico KPSS para el logaritmo del tipo de cambio (niveles) y los rendimientos (diferencias)

País	Niveles		Diferencias		Orden de Integración
	Estadístico	Estacionariedad	Estadístico	Estacionariedad	
Argentina	3.35992		0.69166		0
Brasil	5.11085		0.12312	*	1
Chile	4.06696		0.05913	*	1
Colombia	4.62281		0.11766	*	1
México	3.45719		0.05657	*	1
Perú	5.72894		0.08372	*	1

Nota: el nivel de significancia de la estacionariedad es de 0.05. El valor crítico asociado es 0.463. Fuente: estimaciones propias.

Desde la perspectiva econométrica, la existencia de series integradas de orden uno, sugiere la existencia de relaciones de largo plazo en los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Por esta razón, se estima un modelo VAR, que incluye a las series de los logaritmos de los tipos de cambio de estos cinco países, como variables endógenas. Se realizaron las pruebas de cointegración de Johansen y se concluye que existen relaciones de cointegración entre las variables analizadas, a partir del estadístico de la traza, considerando un nivel de significancia de 0.10 (véase tabla 6). En

definitiva, hay movimientos conjuntos y equilibrios de largo plazo en los tipos de cambio latinoamericanos (sin considerar a Argentina).¹⁹

Tabla 6
Tests de cointegración de Johansen para el logaritmo natural de los tipos de cambio

	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.
	Traza		Eigenvalor	
Ninguna	65.9168	0.0984	26.7111	0.2791
A lo más 1	39.2057	0.2522	18.2389	0.4753
A lo más 2	20.9667	0.3597	14.4812	0.3269
A lo más 3	6.4855	0.6381	6.3171	0.5729
A lo más 4	0.1685	0.6815	0.1685	0.6815

Nota: en el VAR se incluyen las series de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.
 Fuente: estimaciones propias.

5. Análisis econométrico de modelación

Los modelos TGARCH y EGARCH comparten una estructura similar para efectos de estimación de la dinámica de las series de los rendimientos cambiarios de corto plazo. En ambos modelos, las especificaciones de las medias requieren estimar los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} . Asimismo, las especificaciones de las varianzas requieren estimar, en añadidura a los dos anteriores, los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , γ_i y β_i . La significancia individual y los signos de los seis coeficientes estimados definen la conveniencia de usar cada modelo. Por comparabilidad, y tal como se señala en la sección metodológica, los rendimientos de cada tipo de cambio fueron descritos usando ambos modelos. Estas estimaciones están sintetizadas en las tablas 7 y 8.

La tabla 7 muestra las estimaciones del modelo AR(1)-TGARCH(1,1) para las series completas de rendimientos (de 1 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011). Cada par de filas corresponden a las estimaciones de un coeficiente determinado. Los primeros dos pares se refieren a los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} . Los siguientes cuatro aluden a los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , γ_i y β_i . En cada par, la fila superior muestra los coeficientes estimados.

¹⁹ Este resultado confirma que la dinámica del comportamiento de los rendimientos cambiarios argentinos es muy distinta a las de otros países latinoamericanos. Esta dinámica está parcialmente vinculada con las transiciones que ha tenido el régimen cambiario argentino, durante el periodo de análisis, según es posible apreciar.

Las dos últimas filas incluyen los estimadores del logaritmo de verosimilitud (*Log-Likelihood, Logl*) y del criterio de información de Akaike (*AIC*).

Tabla 7
Parámetros estimados del modelo AR(1)-TGARCH(1,1) para el periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011

Parámetro		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
ϕ_0	Coef.	0.0001	-0.0003	-0.0002	-0.0001	0.0001	0.0000
	Prob.	0.0000	0.0968	0.1793	0.0739	0.4425	0.0846
ϕ_1	Coef.	0.0584	-0.2160	0.0761	0.1790	-0.0087	0.1290
	Prob.	0.0421	0.0000	0.0011	0.0000	0.6875	0.0000
α_0	Coef.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Prob.	0.0000	0.1725	0.0565	0.0000	0.0000	0.4743
α_1	Coef.	0.0739	0.1386	0.1426	0.2219	0.1066	0.2606
	Prob.	0.0004	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
γ	Coef.	0.0045	-0.0520	-0.0495	-0.0269	-0.0724	-0.0942
	Prob.	0.8595	0.2898	0.1531	0.4931	0.0045	0.0936
β	Coef.	0.9236	0.8247	0.8238	0.8207	0.9188	0.8358
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Logl	11632.60	8571.34	9388.86	9822.21	9676.03	12718.20
	Akaike	-9.15841	-6.74702	-7.39099	-7.73234	-7.61720	-10.01355

Nota: Prob. Se refiere a los p-value que están asociados a estadísticos z ajustados mediante los estimadores robustos de Bollerslev-Wooldridge.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 7 sugiere que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos ($\gamma_i = 0$). Sin embargo, en donde sí son significativos estos efectos, es en las series de México y Perú, las malas noticias tienden a reducir la volatilidad. Adviértase que este hallazgo sugiere que aquellos eventos que inducen a la apreciación o revaluación de las monedas mexicana y peruana (“malas noticias”) tienden a generar precios del dólar estables. Una explicación podría asociarse a la manera en que se interpretan los movimientos cambiarios y a las diferencias de percepción entre los agentes. Tradicionalmente, las ganancias relativas en el valor de las monedas locales se consideran como “deseables” porque disminuyen los precios e incrementan la oferta de productos extranjeros (aunque desequilibren la balanza de pagos). En ese contexto, las “malas noticias”, para los inversionistas en dólares, conllevarían a situaciones “deseables” para otros agentes, como aquellos interesados en evitar la inflación. Esto justificaría

que estos últimos buscaran mantener el precio del dólar relativamente bajo. El “mantenimiento” del tipo de cambio conllevaría a la estabilidad de los rendimientos.²⁰ Así, de acuerdo con las estimaciones, ninguna serie presenta “efectos apalancamiento.” Los coeficientes estimados α_{i0} , α_{i1} , y β_i , son significativos y, en su gran mayoría, positivos para 4, 6 y 6 series, respectivamente. Asimismo, los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} son significativos y positivos para un total de 4 y 5 series, respectivamente. Estos hechos son consistentes con las predicciones teóricas del modelo AR(1)-TGARCH(1,1).

La tabla 8 confirma que las volatilidades de los tipos de cambio de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos significativos, según los modelos AR(1)-EGARCH(1,1). En ninguna de las series hay efectos apalancamiento significativos $\gamma_i < 0$. Nuevamente las malas noticias tienden a reducir la volatilidad en México y Perú ($\gamma_i > 0$). Los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , y β_i son significativos para un total de 5, 6 y 6 series. Asimismo, la gran mayoría de los coeficientes α_{i1} , y β_i son positivos. También debe señalarse que los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} son significativos y positivos para un total de 1 y 4 series. Estos hechos también son consistentes con las predicciones postuladas teóricamente.

La tabla 9 permite comparar los estimadores de bondad de ajuste de los modelos asimétricos ARCH, que aquí son analizados. Esta evaluación se hace comparando los valores absolutos de los estimadores de máxima verosimilitud y los de Akaike, asociados a cada modelo y serie de rendimientos. Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo TGARCH. Los rendimientos de Colombia y México parecen ser mejor descritos por el modelo EGARCH; sin embargo, no está de más enfatizar que ambos modelos parecen describir adecuadamente los rendimientos latinoamericanos. La volatilidad ajustada de ambos modelos puede visualizarse en las gráficas 1 y 2.

²⁰ En Latinoamérica, los bancos centrales suelen realizar intervenciones para reducir la volatilidad de los mercados cambiarios. Inclusive, algunos autores señalan que los bancos centrales enfocados en alcanzar objetivos inflacionarios son particularmente proclives a realizarlas [De Gregorio y Tokman R. (2005)]. En este sentido, es pertinente señalar que el Banco Central de Reserva del Perú y el Banco de México tienen como finalidad el preservar la estabilidad monetaria y la estabilidad de precios, respectivamente. Pese a estas consideraciones, todavía es necesario realizar investigación sobre los efectos de las intervenciones de los bancos centrales en la volatilidad cambiaria. De hecho, hay estudios que sostienen que las intervenciones contribuyen a aumentar la volatilidad, más que a reducirla (Beine *et al.*, 2007).

Tabla 8
Parámetros estimados del modelo AR(1)-EGARCH(1,1) para el periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011

Parámetro		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
ϕ_0	Coef.	0.0003	-0.0009	-0.0002	-0.0001	0.0001	0.0000
	Prob.	0.0000	0.0114	0.1171	0.0180	0.4252	0.1695
ϕ_1	Coef.	0.0661	-0.2308	0.0791	0.1881	-0.0066	0.1365
	Prob.	0.0410	0.0000	0.0016	0.0000	0.7569	0.0000
α_0	Coef.	-0.1171	-0.8569	-0.5476	-0.5421	-0.2983	-0.4414
	Prob.	0.0097	0.1649	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
α_1	Coef.	0.1417	0.1864	0.1882	0.3576	0.1830	0.3536
	Prob.	0.0000	0.0045	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
γ	Coef.	-0.0087	0.0499	0.0104	0.0181	0.0605	0.0488
	Prob.	0.7056	0.3655	0.7154	0.4541	0.0021	0.0920
β	Coef.	0.9977	0.9229	0.9600	0.9734	0.9843	0.9846
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Logl	11557.42	8496.16	9382.25	9828.42	9680.90	12714.18
	Akaike	-9.0992	-6.6878	-7.3858	-7.7372	-7.6210	-10.0104

Nota: Prob. se refiere a los p-value que están asociados a estadísticos z ajustados mediante los estimadores robustos de Bollerslev-Wooldridge.

Fuente: estimaciones propias.

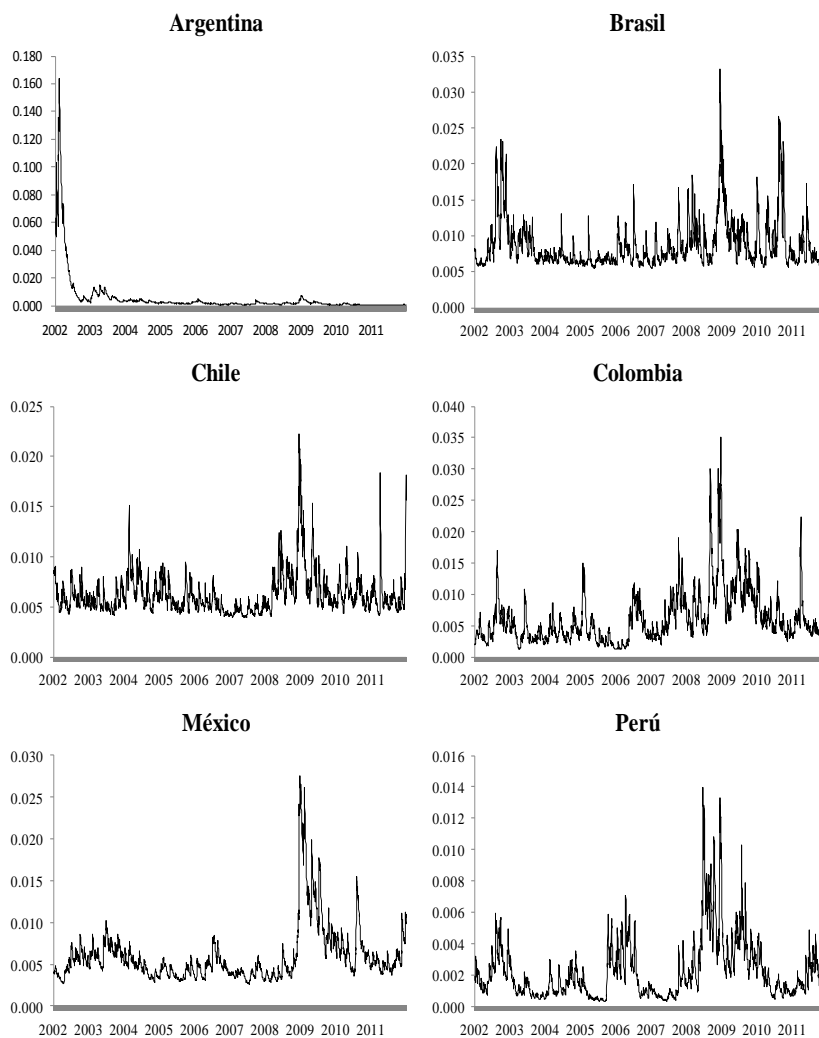
Tabla 9
Estimadores de bondad de ajuste de los modelos AR(1)-TGARCH(1,1) y AR(1)-EGARCH(1,1)

País	AR(1)-TGARCH(1,1)		AR(1)-EGARCH(1,1)		Bondad de Ajuste
	Logl	Akaike	Logl	Akaike	
Argentina	11632.60	-9.1584	11557.42	-9.0992	
Brasil	8571.34	-6.7470	8496.16	-6.6878	*
Chile	9388.86	-7.3910	9382.25	-7.3858	*
Colombia	9822.21	-7.7323	9828.42	-7.7372	**
México	9676.03	-7.6172	9680.90	-7.6210	**
Perú	12718.20	-10.0135	12714.18	-10.0104	*

Nota: uno y dos asteriscos denotan que el mejor ajuste se obtiene mediante los modelos TGARCH y EGARCH, respectivamente.

Fuente: estimaciones propias.

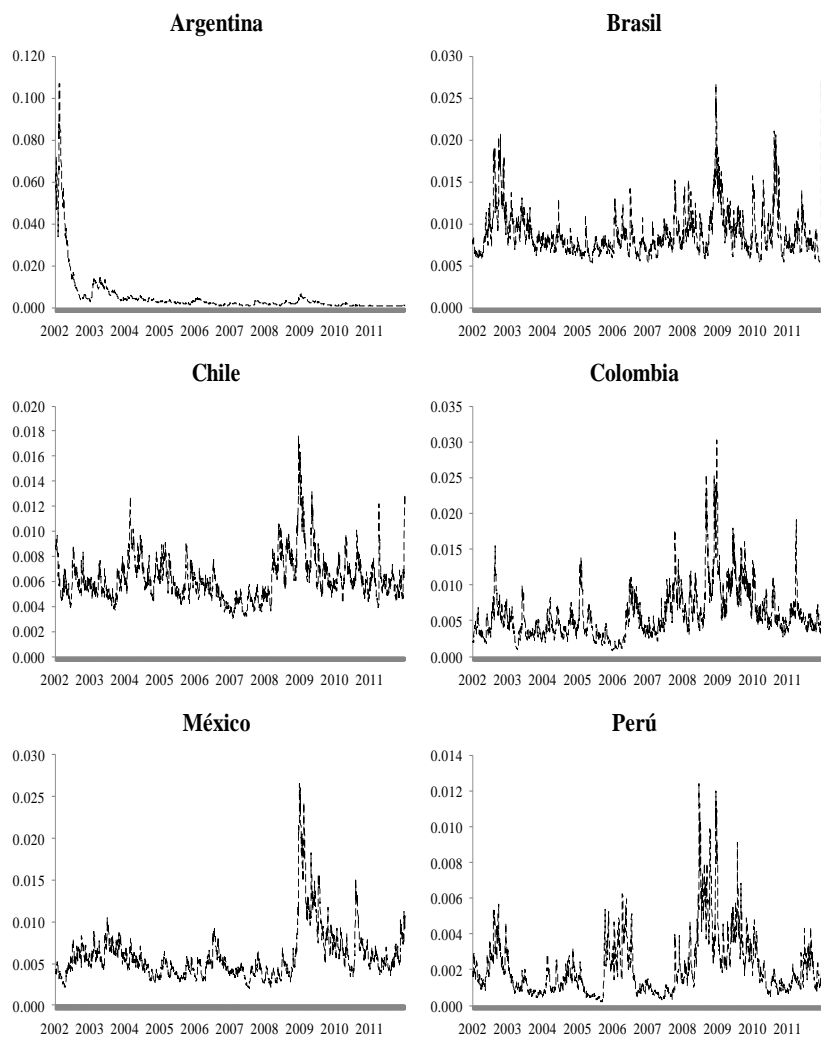
Gráfica 1
Volatilidades estimadas del modelo TGARCH



Nota: los periodos comienzan cada 03 de enero.

Fuente: estimaciones propias.

Gráfica 2
Volatilidades estimadas del modelo EGARCH



Nota: los periodos comienzan cada 03 de enero.

Fuente: estimaciones propias.

Finalmente, esta sección destaca que los modelos econométricos muestran que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia son simétricas. Por tanto, en estas economías, las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud, pero en sentido contrario al de las malas noticias. En México y Perú, por su parte, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Por lo cual en ninguna de las series analizadas hay "efectos apalancamiento." Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo TGARCH. Los de Colombia y México, por su parte, parecen ser mejor descritos por el EGARCH.

Conclusiones y líneas de investigación futura

Este trabajo de investigación ha desarrollado un análisis econométrico de los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos usando la metodología de cointegración de Johansen y los modelos no lineales TGARCH y EGARCH. Estos últimos modelos se han usado para describir las series de rendimientos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Asimismo, fueron usados para analizar los efectos de shocks informativos (perturbaciones) sobre la volatilidad de los rendimientos. Para ello, se han modelado los rendimientos cambiarios diarios durante el periodo de 2 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011. El periodo es interesante, dado que abarca momentos de relativa calma e inestabilidad en los mercados financieros internacionales.

Por una parte, los resultados de los análisis de estadística descriptiva justifican la conveniencia de describir las series de rendimientos cambiarios mediante modelos ARCH. Todas las series tienden a mostrar curtosis excesivas, clusters de volatilidad, sesgos, distribuciones no normales, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de medias y varianzas. Particularmente, el análisis de estadística descriptiva sugiere que las medias y las varianzas de los rendimientos cambiarios tendieron a aumentar a partir de agosto de 2007. El análisis de cointegración basado en la metodología de Johansen sugiere la existencia de equilibrios de largo plazo de los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Por otra parte, los resultados del análisis econométrico sugieren que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia son simétricas (las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud, pero en sentido contrario que el de las malas noticias). En México y Perú, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Así, en ninguna de las series analizadas hay "efectos apalancamiento." Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos

de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo AR(1)-TGARCH(1,1). Los rendimientos de Colombia y México parecen ser descritos por el AR(1)-EGARCH(1,1).

En síntesis, los anteriores resultados evidencian dinámicas tanto de corto y largo plazo en los rendimientos cambiarios. En el largo plazo, la evidencia sugiere que hay movimientos conjuntos y equilibrios entre los mercados de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En el corto plazo, la evidencia sugiere que, en la mayoría de las economías, las buenas y malas noticias tienen efectos simétricos sobre la volatilidad de las series. Por lo tanto, a diferencia de lo que ocurre en los mercados bursátiles, los resultados muestran que es difícil sustentar el supuesto de asimetría y la existencia de efectos apalancamiento. Los resultados también sugieren que, salvo por Argentina y México, las monedas tendieron a apreciarse nominalmente en el periodo analizado.²¹

En conclusión, en este trabajo se señala que las líneas de investigación propuestas en la literatura sobre la “microestructura de los mercados” parecen ser particularmente útiles para entender y modelar las dinámicas de las series cambiarias. Si bien es cierto que aquí no se hace referencia explícita a esta literatura, no obstante la investigación ha sido permeada por las temáticas analizadas. Entre tales temáticas se incluyen, la forma en que los agentes anticipan el valor futuro de las monedas y los impactos de los shocks informativos en los mercados cambiarios. Asimismo, se incluye el análisis sobre las dinámicas de comportamiento y la volatilidad de los tipos de cambio en el corto plazo. Es innecesario enfatizar que dichas temáticas son similares a las aquí estudiadas.²²

Los temas analizados en la literatura de la microestructura son, en el mejor de los casos, difíciles de evaluar con los modelos econométricos existentes. La modelación de problemas informativos, necesidades diferenciadas de liquidez y correlaciones entre los flujos de intercambio y la volatilidad cambiarias (“noise trading”) constituyen un reto formidable. Hasta donde sabemos, los estudios de Andersen, *et al.* (2005), y Hashimoto e Ito (2011) constituyen algunos intentos por evaluar empíricamente las predicciones de esta literatura, en el contexto cambiario. Sin duda, estos análisis econométricos forman parte de un área de investigación potencialmente fructífera en el futuro inmediato.

²¹ Adviértase que, dada la definición de los rendimientos, la existencia de rendimientos negativos implica que el dólar pierde valor con respecto a las monedas locales. Como puede observarse en la tabla 1, durante el periodo analizado, el valor medio de los rendimientos nominales fue negativo para Brasil, Chile, Colombia y Perú.

²² Véase los trabajos de Frankel, Galli y Giovannini (1996), Lyons (2001) y Vitale (2007), para una introducción hacia esta literatura en el contexto de los mercados cambiarios.

Referencias

- Andersen, T., Bollerslev, T., Diebold F. X. and Labys P. (2000). "Exchange rate returns standardized by realized volatility are (nearly) Gaussian". *Multinational Finance Journal*, 4(3-4), 159-179.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. and Vega, C. (2005). "Micro effects of macro announcements: Real-time price discovery in foreign exchange". *American Economic Review*, 93(1), 38-62.
- Beine, M., Lahaye, J., Laurent, S., Neely, C. J. and Palm, F. C. (2007). "Central bank intervention and exchange rate volatility, its continuous and jump components". *International Journal of Finance and Economics*, 12(2), 201-223.
- Bollerslev, T. (2010). Glossary to ARCH (GARCH). In Bollerslev, T., Russell, J. R. and Watson, M.W. (Eds.). *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert Engle* (137-163). Oxford: Oxford University Press.
- Bollerslev, T. and Wooldridge, J. M. (1992). "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances". *Econometric Reviews*, 11(2), 143-172.
- Bonilla, C. A., Romero-Meza, R. and Hinich, M. J. (2007). "GARCH Inadequacy for modelling exchange rates: Empirical evidence from Latin America". *Applied Economics*, 39(19), 2529-2533.
- De Gregorio, J. and Tokman A. (2005). Flexible exchange rate regime and forex intervention. In *BIS Papers 24: Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Markets: Motives, Techniques and Implications* (127-138). Basilea: Bank for International Settlements.
- Domac, I. and Mendoza, A. (2004). "Is There Room for Foreign Exchange Interventions under an Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey". *World Bank Policy Research Working Paper No. 3288*.
- Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Engle R. F. (2004). "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice". *The American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Fernandez, V. (2005). How sensitive is volatility to exchange rate regimes? In Arbelaez H. and Click R.W. (Eds.). *Latin American Financial Markets: Developments in Financial Innovations* (65-77). Amsterdam: Emerald Group Publishing Limited.
- Frankel, J. A., Galli, G. and Giovannini, A. (Eds.) (1996). *The Microstructure of Foreign Exchange Markets Chicago*. USA: The University of Chicago Press-NBER.

112 Ensayos Revista de Economía

- Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1994). "A survey of empirical research on nominal exchange rates". *NBER Working Paper No. 4865*.
- Hashimoto, Y. and Ito, T. (2011). "Market microstructure of the foreign exchange markets: Evidence from the electronic broking system". En Gregoriou, G. N. and Pascalau, R. (Eds.), *Financial Econometrics Modeling: Market Microstructure, Factor Models and Financial Risk Measures* (66-91). Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Hibbert, A. M., Daigler, R. T. and Dupoyet, B. (2008). "A behavioral explanation for the negative asymmetric return–volatility relation". *Journal of Banking and Finance*, 32(10), 2254–2266.
- Hull, J. C. (2006). *Options, Futures and Other Derivatives*. Sexta edición, Nueva Jersey, USA: Prentice Hall.
- Kim, C. J., Piger, J. and Startz, R. (2008). "Estimation of Markov regime-switching regression models with endogenous switching". *Journal of Econometrics*, 143(2), 263-273.
- Krugman, P. (2009). *The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008*. Nueva York: W.W. Norton & Company.
- Lyons, R. K. (2001). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, USA: MIT Press.
- McKenzie, M. (2002). "The economics of exchange rate volatility asymmetry". *International Journal of Finance and Economics*, 7(3), 247-260.
- Martínez, C. and Ramírez, M. (2011). "Dynamic conditional correlation in Latin-American asset markets". Universidad del Rosario-Facultad de Economía, *Documentos de Trabajo No.107*.
- Maya, C. and Gómez, K. (2008). "What Exactly is 'Bad News' in Foreign Exchange Markets? Evidence from Latin American Markets". *Cuadernos de Economía*, 45(132), 161-183.
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Rabemananjara, R. and Zakoian, J. M. (1993). "Threshold ARCH models and asymmetries in volatility". *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), 31-49.
- Ruiz, I. (2009). "Common volatility across Latin American foreign exchange markets". *Applied Financial Economics*, 19(15), 1197-1211.
- Sarno, L. and Taylor M. P. (2003). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press.

- Vilela, F. and Holland, M. (2004). "Exchange rate dynamics in Brazil." ANPEC (Asociación Brasileña de Programas de Posgrado en Economía), *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, (ANPEC, Ingá Niteroi), Trabalho 066
- Vitale, P. (2007). "A Guided Tour of The Market Microstructure Approach to Exchange Rate Determination". *Journal of Economic Surveys*, 21(5), 903-934.
- Wang, J. and Yang, M. (2009). "Asymmetric volatility in the foreign exchange markets". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4), 597-615.
- Zakoian, J. M. (1994). "Threshold heteroskedastic models". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León,
volumen treinta y uno, número dos, se terminó de imprimir el primero de
noviembre del año dos mil doce en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V.,
Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.

El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc (Research Papers in Economics)*.

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMCyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc (Research Papers in Economics)*.

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

ENSAYOS
Revista de Economía