

ENSAYOS

Revista de Economía

Volumen XXXII, número 2

noviembre de 2013

Artículos

Efecto de la Ley corporativa y la concentración de la propiedad en el desempeño empresarial en Chile y México

Karen Watkins Fassler

Efectos de los ingresos no reportados en el nivel y tendencia de la pobreza laboral en México

Raymundo M. Campos Vázquez

Poverty dynamics in rural Mexico: What does the future hold?

Javier Parada Gómez Urquiza, Alejandro López Feldman

Microenterprise Peso Acceptance in El Paso, Texas

Michael J. Pisani



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN®

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. 32, No. 2, julio-diciembre 2013. 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 2013. 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.

Índice

<i>Efecto de la Ley corporativa y la concentración de la propiedad en el desempeño empresarial en Chile y México</i>	1
--	---

Karen Watkins Fassler

<i>Efectos de los ingresos no reportados en el nivel y tendencia de la pobreza laboral en México</i>	23
--	----

Raymundo M. Campos Vázquez

<i>Poverty dynamics in rural Mexico: What does the future hold?</i>	55
---	----

Javier Parada Gómez Urquiza, Alejandro López Feldman

<i>Microenterprise Peso Acceptance in El Paso, Texas</i>	75
--	----

Michael J. Pisani

Efecto de la Ley corporativa y la concentración de la propiedad en el desempeño empresarial en Chile y México

Karen Watkins Fassler*

Fecha de recepción: 21/IX/2012

Fecha de aceptación: 03/VII/2013

Resumen

Este trabajo cuestiona los efectos inmediatos de las nuevas legislaciones en Gobierno corporativo sobre el desempeño de las empresas del sector industrial, listadas en Chile y en México. Se concluye que estos no son significativos (por país), aunque el impacto empresarial positivo en Chile supera al de México (entre países). Además, se estudia la conveniencia de la concentración de la propiedad en Chile y México. Se encuentra, para ambos países, una correspondencia negativa (y estable pre-post legislación) entre la dispersión de la propiedad y el RSA de firmas situadas dentro del sector industrial.

Clasificación JEL: G32.

Palabras Clave: Gobierno corporativo, Ley corporativa, concentración de la propiedad, desempeño empresarial, Chile, México.

Abstract

This study questions the new Corporate Governance legislations' immediate effects on firm performance, for corporates listed in the industrial sector both in Chile and Mexico. It is concluded that these are not significant (within countries), although the positive firm effect in Chile is greater than in

* Investigadora, Centro de Investigación e Inteligencia Económica CIIE-UPAEP, Profesora de la Facultad de Economía y Posgrados UPAEP, Profesora afiliada al Centro de Gobierno Corporativo UC. Dirección: UPAEP, Oficina 123, 17 Sur 901, Barrio de Santiago, C.P. 72410, Puebla, México. Tel: +52 222 2299400, ext. 7988. Correo electrónico: karen.watkins@upaep.mx

Se agradece a los investigadores del Centro de Gobierno Corporativo UC por su valiosa retroalimentación durante la sesión de trabajo realizada en el mes de agosto 2012 en Santiago, Chile. Gracias también a Luz María Toxqui por su apoyo en la construcción de la base de datos.

Este trabajo ha sido financiado por el Centro de Gobierno Corporativo UC y UPAEP.

Mexico (between countries). In addition, property concentration convenience in Chile and Mexico is addressed. It is found that in both countries there is a negative association (which is stable pre-post legislation) between property dispersion and ROA, for companies belonging to the industrial sector.

JEL Classification: G32.

Keywords: Corporate Governance, Corporate Law, Property Concentration, Firm Performance, Chile, Mexico.

Introducción

Si bien es cierto que Chile y México (junto con Brasil) poseen los mercados de capitales más grandes e importantes de la región latinoamericana, en un nivel internacional más amplio, dichos mercados se perciben como poco líquidos. Una explicación para lo anterior es que en ambos países la propiedad de las empresas está altamente concentrada (muchas veces en familias, particularmente en el caso mexicano), y las firmas son controladas por grupos empresariales piramidales (véase Lefort y González, 2008; Castañeda, 2005). Bajo estas condiciones, resulta más difícil financiar a las compañías por medio del mercado de capitales, debido a la inminente amenaza de expropiación por parte de los accionistas mayoritarios.

No obstante, al comparar propiamente los mercados de capitales en Chile y México, Chile se muestra más dinámico en cuanto al número de empresas listadas (una empresa mexicana por cada 2.7 firmas chilenas), y en capitalización de mercado (en relación con el PIB). Chong, Guillén y López-de-Silanes (2009) mencionan que esto se debe a que en Chile los accionistas minoritarios se encuentran más protegidos que en México. Por un lado, los fondos de pensión representan los principales accionistas minoritarios en Chile; los cuales juegan un papel primordial como monitores y asesores de las empresas, y tienen el poder de elegir directores independientes. Por otra parte, la aplicación de los derechos de los accionistas es más efectiva en Chile que en México, estando ambas naciones regidas por el Derecho Civil. De acuerdo con un informe del Centro de Excelencia en Gobierno Corporativo (CEGC, 2008) y con la investigación de Chong et al. (2009), en México el proceso judicial es más corrupto, lento e ineficiente que en Chile.

La concentración de la propiedad puede condicionar la inversión y traducirse en menor desempeño empresarial. Sin embargo, esta también puede favorecer los resultados corporativos, ya que reduce el problema agente-principal y permite el establecimiento de relaciones a largo plazo en las firmas. No existe consenso sobre la conveniencia o no de la concentración de la propiedad para las empresas, y aunque hay una vasta literatura al respecto

para países desarrollados, los estudios para economías emergentes son relativamente escasos. En países como Chile y México, es probable que la relación positiva entre la concentración de la propiedad y el desempeño empresarial aumente a medida que se acreciente la protección de los inversionistas minoritarios.

En el año 2004, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD, 2004) dictó una serie de recomendaciones en materia de Gobierno corporativo, donde se menciona justamente la importancia de la protección de los inversionistas minoritarios. Los países miembros de la OECD, donde Chile y México son los dos únicos países latinoamericanos representados, han adoptado estos principios para el buen desempeño de las empresas; mismos que se han plasmado tanto en la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas en Chile (2010), como en la Ley del Mercado de Valores en México (2006).

Resulta fundamental medir si existe algún efecto inmediato de estas legislaciones sobre el desempeño de las empresas en Chile y en México. Estas leyes pueden impactar de forma distinta en los resultados corporativos, debido a la heterogeneidad del ambiente empresarial e institucional de los países. Es decir, no solo las leyes son importantes, sino también la aplicación de las mismas. Además, se estudia la conveniencia de la concentración de la propiedad en Chile y México, así como la presencia de algún cambio: en la relación entre la concentración de la propiedad y los resultados corporativos, antes y después de la entrada en vigencia de las nuevas leyes. Para lo anterior, se analizan las empresas listadas pertenecientes al sector industrial tanto en Chile como en México. A la fecha, de acuerdo con la información de la investigadora, no hay ningún otro trabajo comparativo Chile-México que contemple estos alcances.

1. Antecedentes y revisión de la literatura

1.1 Problema agente-principal

El problema agente-principal surge con la separación entre la propiedad y el control de las firmas (véase Berle y Means, 1932; Jensen y Meckling, 1976; Myers, 1977; Denis, 2001; Hutchinson y Gul, 2004). Tal problema tiene su origen en que los objetivos que persiguen los administradores divergen de los de los dueños. Los accionistas están interesados en maximizar el valor de la empresa, mientras que los ejecutivos buscan paralelamente otros objetivos, entre los que se encuentran el poder, el salario y la estabilidad laboral.

La dispersión de la propiedad, junto con la presencia de información asimétrica dentro de una organización, agudizan el problema agente-principal (Tosi, Shen y Gentry, 2003). Al diluirse la propiedad de las acciones, la ganancia individual que se obtiene por medio de mayor control corporativo, está substancialmente contrarrestada por el costo asociado con ello. Se observa la selección adversa cuando los administradores buscan sus propios objetivos, en vez de aquellos planteados por los dueños. Por ejemplo, cuando un ejecutivo impulsa el crecimiento de la empresa con el fin de incrementar su poder, estabilidad laboral, salario y prestaciones, y no con el propósito de maximizar las ganancias. Una situación extrema de selección adversa se presenta cuando personas no deseadas (corruptas) participan en la empresa. Se da también el riesgo moral, cuando los ejecutivos esconden a los accionistas información corporativa o alteran esta información. El poder excesivo de los ejecutivos y sus consecuentes repercusiones sobre los accionistas es el eje del problema de agencias en países como Estados Unidos de Norteamérica, por lo que tal situación ha sido ampliamente discutida en la literatura.

En países como Chile y México, donde la propiedad de las empresas está altamente concentrada en familias o grupos empresariales piramidales (véase Lefort y Urzúa, 2008; Chong, Guillén y López-de-Silanes, 2009), el problema agente-principal se manifiesta principalmente entre los accionistas mayoritarios (principales) y los accionistas minoritarios (agentes). Si bien, por lo general ambos buscan la maximización del valor de la empresa, el conflicto se da por la forma en la cual se reparten las ganancias (o por cómo se trasladan las pérdidas, si fuese el caso). La solución a la expropiación de los accionistas minoritarios por parte de los accionistas mayoritarios se basa en otorgar más poderes y derechos a los accionistas minoritarios, lo cual ha sido la esencia de las legislaciones recientes en esta materia (Chong, Guillén y López-de-Silanes, 2009).

1.2 Gobierno corporativo

El Gobierno corporativo abarca un conjunto de mecanismos internos de la empresa, así como de entorno (externos), que permiten reducir el problema agente-principal. Dentro de los mecanismos internos se encuentran el monitoreo, los contratos laborales, la alineación de incentivos (esquemas de remuneración de ejecutivos, motivación, comunicación interna, entre otros), el apalancamiento y la internacionalización. Por mecanismos externos (de mercado e institucionales), se conocen: la legislación, la regulación, los mercados laborales y los mercados de control corporativo (véase Boubakri, Cosset y Guedhami, 2005; Watkins, Spronk y van Dijk, 2009).

El Gobierno corporativo ha sido definido por varios autores, entre ellos: Blair (1995), Mayer (1997) y Kose and Senbet (1998), quienes, lo vislumbran como un arreglo que favorece los intereses de los involucrados en una compañía. Lins y Servaes (2002) y Mitton (2002), por su parte, entienden el Gobierno corporativo como el mecanismo por el cual los accionistas minoritarios quedan protegidos de potenciales expropiaciones, que se pudieran llegar a presentar por parte de los ejecutivos o accionistas mayoritarios. Finalmente, Shleifer y Vishny (1997), Zingales (1997) y Nelson (2005), lo definen como un conjunto de restricciones que se establecen sobre los administradores y los accionistas, las cuales determinan cómo se asigna el valor de la firma y permiten obtener un rendimiento sobre la inversión.

En síntesis, el Gobierno corporativo es un conjunto de mecanismos internos y externos que utilizan las empresas para alinear los objetivos de los accionistas (mayoritarios y minoritarios) y los administradores. Con las buenas prácticas de Gobierno corporativo se busca maximizar el valor de las firmas, respetando los derechos de todos los que de alguna manera están involucrados con las compañías (empleados, proveedores, acreedores y clientes, entre otros).

1.3 Gobierno corporativo, concentración de la propiedad y desempeño empresarial

Es vasta la literatura sobre la relación entre el Gobierno corporativo y el desempeño empresarial para países desarrollados, pero es relativamente escasa para economías emergentes. Existe consenso sobre ciertos principios del buen Gobierno corporativo, los cuales favorecen los resultados de las firmas (medidos tanto por valor de mercado como por valor en libros; véase Klapper y Love, 2004; Mitton, 2002; Kim y Lee, 2003; Gompers, Ishii y Metrick, 2003; Black, Jang y Kim, 2006; Dittmar y Mahrt-Smith, 2007), mas las prácticas específicas y su impacto dependen de: el país en cuestión (véase Chhaochharia y Laeven, 2009), el momento en el tiempo (por ejemplo, tiempos normales o tiempos de crisis financiera; ver Watkins, Spronk y van Dijk, 2006), la cultura empresarial (véase Chidambaran, Palia y Zheng, 2008) y las características propias de las empresas (véase La Porta, López-de-Silanes, Shleifer y Vishny, 2002; así como, Hutchinson y Gul, 2004).

Los estudios en general muestran que las buenas prácticas de Gobierno corporativo protegen a todos aquellos involucrados en las organizaciones, favorecen la transparencia en la información corporativa y suscitan relaciones a largo plazo. Con lo anterior, se logra reducir el problema de la información asimétrica, se promueve la confianza y se permite a las empresas no solo mayor acceso a los mercados de crédito y capital, sino que

también un menor costo del financiamiento (véase Lowenstein, 1996; Maher y Andersson, 2000; Chong et al., 2009; Leuz, Lins y Warnock, 2008). Al reducirse las tasas de interés y las primas, aumentan las ganancias corporativas.

Autores tales como Barca (1995) y La Porta, López-de-Silanes y Shleifer (1999) sugieren que la alta concentración de la propiedad impide el desarrollo de los mercados de capitales, lo cual limita el acceso a los recursos financieros y la inversión. Esto trae consigo altos costos de financiamiento, mayores niveles de riesgo empresarial y menor desempeño de las firmas. La relación negativa entre la concentración de la propiedad y los resultados empresariales es observada también por Bennedsen y Wolfenzon (2000), Baek, Kang y Park (2004) y Maury (2006). En estos estudios, se muestra que los accionistas mayoritarios (especialmente de empresas familiares) expropián a los accionistas minoritarios, con actos que van en detrimento de las ganancias corporativas.

Por el contrario, Bunkanwanicha, Gupta y Rokhim (2008), Boubakri et al. (2005), así como Kim (2006) señalan que la alta concentración de la propiedad reduce el problema agente-principal y favorece al desempeño empresarial. Los dueños mayoritarios tienen el incentivo de monitorear a las empresas, con el fin de maximizar el valor de las firmas. En estas situaciones, la expropiación de los dueños minoritarios no es la regla sino más bien la excepción. La alta concentración de la propiedad favorece el establecimiento de relaciones a largo plazo en las compañías, lo cual impacta positivamente en la inversión y en el desempeño de las firmas.

Varios autores han enfatizado también los efectos negativos y positivos de los grupos empresariales piramidales sobre los resultados empresariales. Se trata de organizaciones donde empresas legalmente independientes son controladas por una cabeza de grupo, a través de una cadena de relaciones de propiedad. De acuerdo con Johnson, La Porta et al. (1999), y Joh (2003), los grupos piramidales implican más costos de administración, falta de transparencia y mayores posibilidades de expropiación hacia quienes se encuentran en la base de la estructura, con efectos negativos sobre el desempeño de las firmas. Sin embargo, Khanna y Palepu (2000), Claessens, Djankov y Xu (2000) y Castañeda (2005) encuentran que estas organizaciones reducen los problemas de la información asimétrica y permiten el financiamiento a bajo costo, mediante el funcionamiento de mercados internos de capitales. Además, de acuerdo con estos autores, los grupos empresariales piramidales fungen como monitores de las compañías, ya que cuidan el buen desempeño de las mismas.

En retrospectiva, la conveniencia o no de la concentración de la propiedad como medida de Gobierno corporativo depende principalmente de la protección a los inversionistas minoritarios. Si esta es eficiente, es posible aprovechar las ventajas propias de la concentración de la propiedad sobre el desempeño de las firmas.

1.4 Principios del buen Gobierno corporativo

En 1999, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD) propuso los principios para el buen Gobierno corporativo; los cuales fueron revisados en 2004. Dichos principios se resumen en seis enunciados (OECD, 2004):

1. Promover mercados eficientes y transparentes.
2. Proteger los intereses de los accionistas.
3. Fomentar el trato equitativo entre los distintos accionistas.
4. Reconocer los derechos de todos aquellos involucrados en las empresas.
5. Ofrecer al mercado información corporativa oportuna y confiable.
6. Dotar a los consejos de administración de atribuciones que les permitan fungir como asesores independientes y monitores dentro de las compañías, promoviendo así las buenas prácticas de Gobierno corporativo.

1.5 Legislación corporativa en Chile y México

La Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas fue publicada en el Diario Oficial de Chile en el mes de septiembre de 2009, y entró en vigor a partir del uno de enero, 2010. Esta, junto con la Ley de Oferta Pública de Acciones (Ley de OPAS) y Gobiernos Corporativos decretada en el año 2000, tiene como fin proteger de expropiaciones por parte de los accionistas mayoritarios, a los accionistas minoritarios. Para ello, se estipulan nuevas cláusulas de transparencia, simetría y rapidez en el manejo y la distribución de información corporativa, así como más restricciones y autorregulación en el uso de información privilegiada y en las transacciones entre partes relacionadas. Además, esta legislación reduce la ambigüedad en la definición de la figura del director independiente, y le da mayores responsabilidades (al formar parte del comité de directores) y atribuciones para atender conflictos de interés. Se amplía también la participación de los accionistas minoritarios en la toma de decisiones de las empresas, por medio de mecanismos de voto a distancia.

El Código de Mejores Prácticas Corporativas se estableció en México en el año 1999 (con modificaciones en el año 2006), siendo el primero de su tipo en América Latina. El 28 de junio de 2006, entró en vigor la nueva Ley del

Mercado de Valores; muchas de las recomendaciones de Gobierno corporativo incluidas en el Código de Mejores Prácticas Corporativas se vieron plasmadas dentro de esta ley. Al igual que en la legislación chilena, la Ley del Mercado de Valores fomenta la protección de los accionistas minoritarios ante abusos por parte de los dueños mayoritarios. Algunas de las cláusulas que emite esta ley, en esa dirección, son: que al menos el 25% de las juntas directivas sean compuestas por directores independientes, la creación de comités de prácticas corporativas formados por directores independientes, así como mayores derechos para los accionistas minoritarios al disminuir el porcentaje de acciones necesarias para designar directores, para convocar a asambleas extraordinarias y para demandar civilmente a ejecutivos o directores.

2. Metodología

2.1 Tipo de investigación y datos

Para esta investigación de corte empírico se construyó una base de datos comparativa, con información anual de compañías del sector industrial, listadas tanto en Chile como en México. Los datos provienen de los reportes anuales de las empresas, que se encuentran disponibles de manera electrónica en la Superintendencia de Valores y Seguros de Chile (SVS) y en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). Para el caso de Chile, los años contemplados son 2009 y 2010, antes y después de la entrada en vigencia de la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas. Para México, se toman en cuenta los años 2005 y 2007, dado que la Ley del Mercado de Valores se implementó a mediados de 2006.

El sector industrial en Chile es el que agrupa el mayor número de compañías listadas, luego del sector de las telecomunicaciones. En México, el sector industrial representa el sector más grande dentro de la Bolsa Mexicana de Valores. En total, se capturó información para 34 empresas en Chile y 26 firmas en México.

2.2 Variables y modelo econométrico

El trabajo inicia con un estudio de eventos, donde el evento de interés es la implementación de nuevas legislaciones en Gobierno corporativo tanto en Chile como en México. En particular, se estudia de forma comparativa si hubo algún impacto inmediato de estas leyes sobre el desempeño del sector industrial. Seguidamente, se analiza la conveniencia de la concentración de la propiedad sobre los resultados empresariales de este sector. Finalmente, se determina si se presentó algún cambio, en la relación entre la concentración

de la propiedad y los resultados corporativos del sector industrial, después de la entrada en vigencia de estas nuevas leyes, que tienen como fin incrementar la protección de los inversionistas minoritarios.

La concentración de la propiedad se agrupa en cuatro variables dicótomas, mutuamente excluyentes: (1) Empresa familiar: Toma el valor de 1 si la empresa en ese año tiene como principales accionistas dos o más personas que comparten un apellido. Si un fideicomiso de control, un fondo de inversión privado o compañía en comandita por acciones tiene más del 30% de las acciones, se revisan los directores para ver si se repiten apellidos. Para empresas pertenecientes a grupos, se revisa si el grupo es familiar o si se repite el apellido del principal accionista del grupo con otros accionistas principales de la empresa. (2) Grupo empresarial piramidal: Se considera que una empresa pertenece a un grupo empresarial piramidal si más del 30% de sus acciones están en manos de otra compañía, o si la misma posee más del 30% de las acciones de otra empresa. (3) Firma familiar y empresarial: Agrupa empresas que son familiares y además pertenecen a un grupo empresarial piramidal. (4) Compañía de propiedad dispersa: Caracteriza empresas que no caben en ninguna de las categorías anteriores. Esta distinción es importante, ya que aunque todas miden la concentración de la propiedad, su relación con los resultados de las firmas no necesariamente es la misma.

Como variable de desempeño empresarial, se toma el Rendimiento Sobre los Activos (RSA). Este se construye como UAFIDA (resultado operacional más depreciación y amortización) sobre activos totales, por lo que es una variable que refleja valor en libros.

Ya que el desempeño empresarial no se relaciona únicamente con la concentración de la propiedad y con las nuevas legislaciones en Gobierno corporativo (que involucran cláusulas sobre directores independientes, mayor poder de los accionistas minoritarios y transparencia, entre otras), resulta conveniente incluir como variables de control el tamaño de la empresa (logaritmo natural de los activos totales) y la productividad (ventas netas sobre stock de capital neto). Se espera que la relación de ambas variables con RSA sea directa.

El problema de la endogeneidad, común en este tipo de investigaciones, no representa un inconveniente importante para este estudio. Por un lado, las nuevas legislaciones son exógenas a las empresas, por lo que la dirección causa-efecto resulta clara; las leyes pueden repercutir en los resultados empresariales. Asimismo, no es de interés para los objetivos de este trabajo conocer si la concentración de la propiedad impacta en el desempeño de las firmas o viceversa, sino más bien la relación entre ambas variables y cómo

esta pudo cambiar a partir de la implementación de las nuevas legislaciones en Gobierno corporativo.

Para todas las empresas pertenecientes al sector industrial, listadas tanto en Chile como en México, se corre la siguiente ecuación mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios:

$$RSA_{itc} = \partial_0 + \partial'_0 C + \partial''_0 L + \partial'''_0 L * C + \partial_1 Z_{itc} \quad (1)$$

donde:

itc se refiere a empresa, tiempo y país en cuestión;

C es una variable dummy que toma el valor de 1 para Chile y 0 para México;

∂_0 es un parámetro que indica el valor promedio del RSA para empresas del sector industrial en México, antes de la implementación de la nueva legislación en Gobierno corporativo;

$\partial_0 + \partial'_0$ es un parámetro que indica el valor promedio del RSA para empresas del sector industrial en Chile, antes de la entrada en vigencia de la nueva legislación en Gobierno corporativo;

L es una variable dicótoma (dummy) que toma el valor de uno, luego de la entrada en vigencia de las nuevas leyes, y es cero antes de ello;

∂''_0 muestra el efecto de la nueva ley sobre el desempeño del sector industrial en México;

$\partial''_0 + \partial'''_0$ indica el impacto de la nueva legislación sobre el desempeño del sector industrial en Chile;

∂_1 es un vector de parámetros, asociados a cada una de las variables de control;

Z_{itc} es un vector de variables de control, en particular tamaño y productividad.

La siguiente ecuación incorpora la concentración de la propiedad como variable de interés. Se amplía entonces el análisis, con lo que es posible estudiar la relación entre la concentración de la propiedad y el RSA, antes y después a la implementación de las nuevas leyes en Gobierno corporativo. Dado que hay pocos casos de empresas familiares listadas pertenecientes al sector industrial en Chile (una), y de firmas catalogadas como industriales ubicadas en un grupo empresarial en México (dos), no es posible correr la regresión por cada tipo de concentración de la propiedad. En su defecto, se agrupan todas las empresas en solo dos categorías: aquellas cuya propiedad está concentrada (familiar, empresarial o familiar y empresarial) y las que presentan propiedad dispersa:

$$RSA_{itc} = \alpha_0 + \alpha'_0 C + \alpha''_0 L + \alpha'''_0 L * C + \alpha_1 D_{it} + \alpha'_1 C * D_{it} + \alpha''_1 L * D_{it} + \alpha'''_1 L * C * D_{it} + \alpha_3 Z_{itc}$$

(2)

donde:

α''_0 muestra el efecto de la nueva ley sobre el desempeño de firmas pertenecientes al sector industrial en México, cuya propiedad está concentrada;

$\alpha''_0 + \alpha'''_0$ indica el impacto de la nueva legislación sobre el desempeño de firmas pertenecientes al sector industrial en Chile, cuya propiedad está concentrada;

D se refiere a si la empresa presenta propiedad dispersa, en cuyo caso se le asigna el valor de 1 (0 de lo contrario);

α_1 muestra la relación diferenciada con respecto al RSA entre empresas del sector industrial de propiedad dispersa y aquellas de propiedad concentrada, para México;

$\alpha_1 + \alpha'_1$ muestra la relación diferenciada con respecto al RSA entre empresas del sector industrial de propiedad dispersa y aquellas de propiedad concentrada, para Chile;

α'_1 indica el cambio en la relación entre la propiedad dispersa y el desempeño de empresas del sector industrial en México, luego de la entrada en vigencia de la Ley del Mercado de Valores;

$\alpha'_1 + \alpha'''_1$ se refiere al cambio en la relación entre la propiedad dispersa y el desempeño de empresas del sector industrial en Chile, luego de la implementación de la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas;

α_3 es un vector de parámetros, asociados a cada una de las variables de control;

Z es el vector de variables de control: tamaño de la empresa (logaritmo natural de los activos totales) y productividad (ventas netas sobre stock de capital neto).

2.3. Hipótesis

Las ecuaciones planteadas en el apartado anterior permiten probar las siguientes hipótesis:

1. Las nuevas legislaciones en Gobierno corporativo, tanto en México como en Chile, han tenido un efecto favorable inmediato mínimo sobre el desempeño de las compañías pertenecientes al sector industrial. Dado que el horizonte de tiempo contemplado es muy corto, se espera que los efectos de estas nuevas leyes sobre el RSA se vean reflejados más claramente en un mediano plazo.

2. En Chile, en comparación con México, la nueva legislación ha impactado en mayor medida al desempeño de corto plazo de las firmas pertenecientes al sector industrial. Esto es de esperarse, ya que Chile posee ventajas en cuanto a la protección efectiva que puede ofrecer a los accionistas minoritarios, con repercusiones favorables sobre los resultados empresariales.
3. Tanto en México como en Chile hay una correspondencia negativa entre la dispersión de la propiedad y el RSA de firmas situadas dentro del sector industrial. La dispersión de la propiedad no favorece las relaciones a largo plazo ni sirve como herramienta para reducir el problema agente-principal, lo cual se relaciona con menor desempeño empresarial.
4. La diferencia en el RSA de compañías del sector industrial en Chile y México, cuya propiedad está dispersa contra aquellas con propiedad concentrada, se mantiene antes y después de la aplicación de las nuevas leyes. Se espera que a medida que pase el tiempo y se acreciente la protección de los inversionistas minoritarios, se aprovechen aún más las ventajas propias de la concentración de la propiedad sobre el desempeño empresarial.

3. Resultados

3.1 Estadística descriptiva

Las empresas del sector industrial tanto en Chile como en México muestran alta concentración de la propiedad, esta difiere en cuanto al tipo de concentración. Mientras que en Chile, la mayor parte de las compañías analizadas pertenecen a un grupo empresarial; en cambio, en México, la pauta es tener firmas de propiedad familiar. La tabla 1 presenta la distribución de estas empresas de acuerdo con la concentración de la propiedad.

Tabla 1
Concentración de la Propiedad (%)

	Familiar	Empresarial	Ambos	Dispersa
Chile	3	46	41	10
México	53	8	24	15

Fuente: elaboración propia.

En lo que se refiere al desempeño de las firmas del sector industrial según la concentración de la propiedad, la tabla 2 muestra que en Chile los mejores resultados provienen de compañías pertenecientes a grupos empresariales, o

cuya propiedad es familiar y empresarial a la vez. En cambio, en México resulta favorable la propiedad familiar. Donde hay semejanza es en el bajo nivel del RSA promedio de firmas del sector industrial en Chile y México, cuya propiedad es dispersa.

Tabla 2
RSA Promedio (%)
Por Concentración de la Propiedad

	Familiar	Empresarial	Ambos	Dispersa
Chile	2	12	12	5
México	12	8	7	3

Fuente: elaboración propia.

Al comparar el RSA promedio total de empresas que se ubican en el sector industrial en Chile y México, se observa que en Chile este es ligeramente superior, aunque también un poco más volátil. Si se separa la muestra según la entrada en vigencia de las nuevas leyes en Gobierno corporativo (pre y post la legislación), se aprecia que después de la nueva legislación, en Chile hay un mayor desempeño de las firmas pertenecientes al sector industrial; en México, aparentemente, se da lo contrario. Los detalles se presentan a continuación.

Tabla 3
RSA Chile (%)

promedio	11
mínimo	-7
máximo	50
desv.est.	0.10

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4
RSA México (%)

promedio	9
mínimo	-14
máximo	41
desv.est.	0.08

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5
RSA Promedio (%)

	Chile	México
Antes de las Nuevas Leyes en G. C.	9	10
Después de las Nuevas Leyes en G. C.	12	8

Fuente: elaboración propia.

3.2 Resultados econométricos

A continuación se presentan los resultados obtenidos al correr la ecuación (1):

Tabla 6
Resultados Econométricos del Modelo Inicial

RSA	Coefficiente	Error Estándar	Valor p
C	-0.03	0.026	0.236
L	-0.03	0.024	0.164
L*C	0.06*	0.032	0.073
Productividad	0.01**	0.001	0.001
Tamaño	0.01*	0.004	0.059
Constante	-0.10	0.100	0.329

** Significativo al 1%.

* Significativo al 10%.

Fuente: elaboración propia.

La tabla 6 muestra que en México el efecto inmediato de la Ley del Mercado de Valores sobre el RSA del sector industrial es nulo ($\partial_0'' = 0$). Para determinar si existe un impacto de corto plazo de la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas sobre el RSA del sector industrial en Chile, se lleva a comprobación $\partial_0'' + \partial_0''' = 0$:

Tabla 6a
Prueba de impacto de corto plazo

test L+L*C=0
F(1, 109) = .1.31
Prob > F = 0.26

Fuente: elaboración propia.

Esta hipótesis no se rechaza, por lo que existe evidencia para afirmar que tampoco en Chile se presenta un efecto inmediato significativo de la nueva legislación, sobre el RSA del sector industrial.

No obstante, sí existe asimetría en cuanto al efecto de las nuevas leyes sobre el RSA del sector industrial en Chile y México. El coeficiente para L^*C (∂_0''') es mayor que cero y significativo al 10%. Esto implica que el impacto de la nueva ley en Chile es superior que en México: comparando entre países, no contra el valor de cero (por país).

En lo que se refiere a las variables de control, tanto productividad como tamaño son significativas y muestran los signos esperados. La tabla 7 presenta los resultados de la ecuación (2):

Tabla 7
Resultados Econométricos del Modelo con Concentración de la Propiedad

RSA	Coeficiente	Error Estándar	Valor p
C	-0.04	0.027	0.155
L	-0.03	0.025	0.190
L^*C	0.06*	0.033	0.080
Productividad	0.01***	0.001	0.001
Tamaño	0.01**	0.004	0.020
D	-0.05	0.045	0.254
C^*D	-0.04	0.068	0.582
L^*D	-0.00	0.064	0.973
L^*C^*D	0.01	0.092	0.876
Constante	-0.14	0.103	0.181

*** Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

* Significativo al 10%.

Fuente: elaboración propia.

Al introducir la concentración de la propiedad en la regresión, se determina que la propiedad dispersa (en comparación con la propiedad concentrada) no favorece al RSA del sector industrial ni en México ($\alpha_1 = 0$), ni en Chile ($\alpha_1 + \alpha_1' < 0$). Por el contrario, se comprueba (al 10% de significancia) que la dispersión de la propiedad se relaciona con un menor desempeño del sector industrial en Chile.

Tabla 7a
Prueba de impacto de la concentración de la propiedad sobre RSA

test $D + C \cdot D = 0$
$F(1, 105) = 3.10$
Prob > F = 0.08

Fuente: elaboración propia.

Es posible verificar también si existe una asociación negativa adicional entre la propiedad dispersa y el RSA del sector industrial en Chile, después de la entrada en vigencia de la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas. Para ello, se somete a comprobación que $\alpha_1'' + \alpha_1''' = 0$. Los resultados de la prueba sugieren que no se da este efecto.

Tabla 7b
Prueba de impacto de la concentración de la propiedad sobre RSA

test $L \cdot D + L \cdot C \cdot D = 0$
$F(1, 105) = 0.03$
Prob > F = 0.8544

Fuente: elaboración propia.

La tabla 8 presenta los resultados de la ecuación (2), eliminando las interacciones de la propiedad dispersa con la entrada en vigencia de las leyes. Esta ecuación se corre ya que los hallazgos anteriores muestran que hay implicaciones de la concentración de la propiedad sobre el RSA de las firmas estudiadas, pero el efecto de las nuevas leyes es débil.

De esta regresión, se concluye que tanto en Chile como en México existe una relación diferenciada con respecto al RSA entre empresas del sector industrial de propiedad dispersa y las de propiedad concentrada. Específicamente, las firmas cuya propiedad es dispersa tienden a tener un menor desempeño que las demás. Este resultado es significativo al 10% para México ($\alpha_1 = -0.05$) y al 5% para Chile ($\alpha_1 + \alpha_1' = -0.08$).

Tabla 8
Resultados Econométricos del Modelo con Concentración de la Propiedad, sin Interacciones con la Ley

RSA	Coefficiente	Error Estándar	Valor p
C	-0.04	0.026	0.132
L	-0.03	0.023	0.145
L*C	0.06**	0.031	0.051
Productividad	0.01***	0.001	0.001
Tamaño	0.01**	0.004	0.019
D	-0.05*	0.032	0.099
C*D	-0.03	0.047	0.528
Constante	-0.14	0.102	0.177

*** Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

* Significativo al 10%.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 8a
Prueba de impacto de la propiedad dispersa sobre RSA

test $D+C*D=0$

$F(1, 107) = 5.90$

Prob > F = 0.02

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

En el desarrollo de este trabajo se buscó, en primera instancia, esclarecer si existen efectos inmediatos de las legislaciones recientes en Gobierno corporativo sobre el desempeño de empresas del sector industrial, listadas tanto en Chile como en México. Estas leyes, las cuales enfatizan la protección de los accionistas minoritarios como punto prioritario para el buen Gobierno corporativo (en un entorno donde la propiedad está altamente concentrada), van en línea con las recomendaciones de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD, 2004), donde Chile y México son los dos únicos países miembros latinoamericanos. Se estudió el impacto empresarial específicamente de la Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas (2009) en Chile y de la Ley del Mercado de Valores (2006) en México. Aun si estas leyes buscan el mismo objetivo en cuanto a Gobierno corporativo, se encontró que los resultados sobre el desempeño de

las firmas difieren entre ambos países, lo cual es de esperarse dada la heterogeneidad del ambiente empresarial e institucional. Concretamente, los efectos de corto plazo de las legislaciones sobre el RSA de las compañías analizadas no son significativos, lo cual no es sorpresivo dado que el impacto de la ley tiende a ser gradual y por ende será reflejado más claramente en un mediano plazo. Sin embargo, al comparar este efecto entre los dos países, sí se aprecia que el impacto -positivo- de las nuevas leyes en Chile, supera al de México. Esto se explica en parte con el hecho de que Chile -en comparación con México- posee ventajas en cuanto a la protección efectiva que puede ofrecer a los accionistas minoritarios, con repercusiones favorables sobre los resultados empresariales.

El hallazgo más importante de esta investigación es que tanto en Chile como en México existe una correspondencia negativa entre la dispersión de la propiedad y el RSA de firmas situadas dentro del sector industrial. Esto da evidencia a favor de los argumentos que señalan que la concentración de la propiedad favorece las relaciones a largo plazo y sirve como herramienta para reducir el problema agente-principal, lo cual se relaciona con mayor desempeño empresarial. También fue posible comprobar que la diferencia en el RSA de compañías del sector industrial en Chile y México, cuya propiedad está dispersa contra aquellas con propiedad concentrada, se mantiene antes y después de la aplicación de las nuevas leyes. Se espera que, a medida que pase el tiempo y se acreciente la protección de los inversionistas minoritarios, se aprovechen aún más las ventajas propias de la concentración de la propiedad sobre el desempeño empresarial.

Contrario a lo que autores como Shleifer y Vishny (1997) concluyen, con respecto a la impertinencia de la concentración de la propiedad sobre los resultados corporativos, este estudio arroja evidencia a favor de la misma. Incluso, a mediano plazo, la concentración de la propiedad junto con la eficiente protección de los inversionistas minoritarios, podrían llegar a impactar positivamente en el desarrollo de los mercados financieros. Esto es importante, en la actualidad, a raíz de los recientes escándalos corporativos vividos en Estados Unidos de Norteamérica, en gran parte causados por problemas de agencias relacionados con la dispersión de la propiedad.

Referencias

- Baek, J. S., Kang, J. K. y Park, K. S. (2004). "Corporate Governance and firm value: Evidence from the Korean financial crisis". *Journal of Financial Economics*, 71(2), 265-313.
- Barca, F. (1995). "On Corporate Governance in Italy: Issues, facts, and agency". *Mimeo*, Bank of Italy.
- Bennedsen, M. y Wolfenzon, D. (2000). "The balance of power in closely held corporations". *Journal of Financial Economics*, 58(1, 2), 113-139.
- Berle, A. A y Means, G. C. (1932). *The modern corporation and private property*. Nueva York, Estados Unidos de Norteamérica: Macmillan.
- Black, B. S., Jang, H. y Kim, W. (2006). "Does Corporate Governance predict firm's market values? Evidence from Korea". *Journal of Law, Economics, and Organization*, 22(2), 366-413.
- Blair, M. (1995). *Ownership and control: Rethinking Corporate Governance for the twenty-first century*. Estados Unidos de América: Brookings Institution Press.
- Boubakri, N., Cosset, J. C. y Guedhami, O. (2005). "Postprivatization Corporate Governance: The role of ownership structure and investor protection". *Journal of Financial Economics*, 76(2), 369-399.
- Bunkanwanicha, P., Gupta, J. y Rokhim, R. (2008). "Debt and entrenchment: Evidence from Thailand and Indonesia". *European Journal of Operational Research*, 185(3), 1578-1595.
- Castañeda, G. (2005). "Consequences of firms' relational financing in the aftermath of the 1995 Mexican banking crisis". *Journal of Applied Economics*, 8(1), 53-79.
- CEGC (2008). "Gobierno Corporativo en México: Progresos recientes". *Centro de Excelencia en Gobierno Corporativo: Boletín Consilium*. Disponible en: <http://www.uas.mx/cegc/consilium/doc/Progresos-recientes-Gobierno-Corporativo-M%C3%A9xico-U1009.doc.pdf>
- Chhaochharia, V. y Laeven, L. (2009). "Corporate Governance norms and practices". *Journal of Financial Intermediation*, 18(3), 405-431.
- Chidambaran, N., Palia, D. y Zheng, Y. (2008). "Corporate Governance and firm performance: Evidence from large governance changes". *SSRN Working Paper*. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1108497>
- Chong, A., Guillén, J. y López-de-Silanes, F. (2009). "Corporate Governance reform and firm value in Mexico: An empirical assessment". *Journal of Economic Policy Reform*, 12(3), 163-188.

20 *Ensayos Revista de Economía*

- Claessens, S., Djankov, S. y Xu, L. C. (2000). "Corporate performance in the East Asian financial crisis". *The World Bank Research Observer*, 15(1), 23-46.
- Denis, D. K. (2001). "Twenty-five years of Corporate Governance research ...and counting". *Review of Financial Economics*, 10(3), 191-212.
- Dittmar, A. y Mahrt-Smith, J. (2007). "Corporate Governance and the value of cash holdings". *Journal of Financial Economics*, 83(3), 599-634.
- Gompers, P., Ishii, J. y Metrick, A. (2003). "Corporate Governance and equity prices". *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 107-155.
- Hutchinson, M. y Gul, F. A. (2004). "Investment opportunity set, Corporate Governance practices and firm performance". *Journal of Corporate Finance*, 10(4), 595-614.
- Jensen, M. C. y Meckling, W. H. (1976). "Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost and ownership structure". *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Joh, S. W. (2003). "Corporate Governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis". *Journal of Financial Economics*, 68(2), 287-322.
- Johnson, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (2000). "Tunneling". *The American Economic Review*, 90(2), 22-27.
- Khanna, T. y Palepu, K. (2000). "Is group affiliation profitable in emerging markets? An analysis of diversified Indian business groups". *Journal of Finance*, 55(2), 867-891.
- Kim, B. y Lee, I. (2003). "Agency problems and performance of Korean companies during the Asian financial crisis: Chaebol vs. non-chaebol firms". *Pacific - Basin Finance Journal*, 11(3), 327-348.
- Kim, E. (2006). "The impact of family ownership and capital structures on productivity performance of Korean manufacturing firms: Corporate Governance and the "Chaebol problem"". *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(2), 209-233.
- Kose, J. y Senbet, L. (1998). "Corporate governance and board effectiveness". *Journal of Banking and Finance*, 22(4), 371-403.
- Klapper, L. F. y Love, I. (2004). "Corporate Governance, investor protection, and performance in emerging markets". *Journal of Corporate Finance*, 10(5), 703-728.
- La Porta, R., López-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (1999). "Corporate ownership around the world". *The Journal of Finance*, 54(2), 471-517.

- La Porta, R., López-de-Silanes F., Shleifer, A. y Vishny, R. W. (2002). "Investor protection and corporate valuation". *Journal of Finance*, 58(3), 1147-1170.
- Lefort, F. y Urzúa, F. (2008). "Board independence, firm performance and ownership concentration: Evidence from Chile". *Journal of Business Research*, 61(1), 615-622.
- Lefort, F. y González, R. (2008). "Hacia un mejor Gobierno Corporativo en Chile". *Revista ABANTE*, 11(1), 19-45.
- Leuz, C., Lins, K. V. y Warnock, F. E. (2008). "Do foreigners invest less in poorly governed firms?". *Review of Financial Studies*, 23(3), 3245-3285.
- Ley de Gobiernos Corporativos de Empresas Privadas (2010). Chile. Disponible en: http://www.svs.cl/sitio/legislacion_normativa/legislacion_valores.php
- Ley del Mercado de Valores (2006). México. Disponible en: <http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/ref/lmv.htm>
- Lins, K. V. y Servaes, H. (2002). "Is corporate diversification beneficial in emerging markets?". *Financial Management*, 31(2), 5-31.
- Lowenstein, L. (1996). "Financial transparency and Corporate Governance: You manage what you measure". *Columbia Law Review*, 96(5), 1335-1362.
- Maher, M. y Andersson, T. (2000). "Corporate Governance: Effects on firm performance and economic growth". *SSRN Working Paper*. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=218490>
- Maury, B. (2006). "Family ownership and firm performance: Empirical evidence from Western European corporations". *Journal of Corporate Finance*, 12(2), 321-341.
- Mayer, C. (1997). "Corporate Governance, competition, and performance". *Journal of Law and Society*, 24(1), 152-176.
- Mitton, T. (2002). "A cross-firm analysis of the impact of Corporate Governance on the East Asian financial crisis". *Journal of Financial Economics*, 64(2), 215-241.
- Myers, S. C. (1977). "Determinants of corporate borrowing." *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.
- Nelson, J. (2005). "Corporate Governance practices, CEO characteristics and firm performance". *Journal of Corporate Finance*, 11(1, 2), 197-228.
- OECD (2004). "Principles of Corporate Governance". *Organisation for Economic Co-operation and Development*. Disponible en: <http://www.oecd.org/dataoecd/32/18/31557724.pdf>

22 *Ensayos Revista de Economía*

- Shleifer, A. y Vishny, R. W. (1997). "A survey of Corporate Governance". *Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
- Tosi, H. L., Shen, W. y Gentry, R. J. (2003). "Why outsiders on boards can't solve the Corporate Governance problem". *Organizational Dynamics*, 32(2), 180-192.
- Watkins, K., Spronk, J. y van Dijk, D. (2006). "Corporate Governance and performance during the aftermath of the 1994 Mexican crisis". *EconoQuantum*, 2(2), 35-48.
- Watkins, K., Spronk, J. y van Dijk, D. (2009). "Corporate Governance and performance during normal and crisis periods: Evidence from an emerging market perspective". *International Journal of Corporate Governance*, 1(4), 382-399.
- Zingales, L. (1998). Corporate Governance. En Newman, P. (Ed.), *The New Palgrave Dictionary of Economics and the Law*. Nueva York, Estados Unidos de América: Macmillan.

Efectos de los ingresos no reportados en el nivel y tendencia de la pobreza laboral en México

Raymundo M. Campos-Vázquez*

Fecha de recepción: 04/I/2013

Fecha de aceptación: 28/VI/2013

Resumen

En México, en los últimos años, la proporción de trabajadores remunerados que no declara ingresos ha aumentado. Si la población que no declara ingresos es una muestra aleatoria o bien la composición de la misma no cambia, esto no afectaría la tendencia en el ingreso promedio de la población o en las mediciones de pobreza y desigualdad. Sin embargo, eso no se cumple para México, ya que la proporción con ingresos inválidos y educación superior era de 20% en 2005 y para 2012 era de 39%. En este artículo, se analiza la corrección de ingresos inválidos por medio de métodos de imputación. Se encuentra que el cálculo del ingreso es robusto para los diferentes métodos. Para 2012, se encuentra que el ingreso individual promedio con imputación es mayor en 4% que el reportado, y la desigualdad con imputación es 2.4% mayor que la observada. Asimismo, mientras que el ingreso familiar *per cápita* reportado en el periodo 2005-2012 ha caído cerca de 15% en términos reales, el ingreso familiar *per cápita* verdadero no muestra cambios sustanciales. La medición oficial de la pobreza laboral indica un crecimiento de la misma de 42% a 53%, en el periodo 2005-2012; pero la pobreza con ingresos imputados aumentó de 36% a 40%, un incremento mucho menor al observado. Los resultados sugieren la conveniencia de que las instituciones tomen en cuenta los ingresos no reportados, y que reporten estadísticas tanto con como sin corrección por esos ingresos.

Palabras Clave: Ingreso laboral; Ingreso no reportado; Imputación; Pobreza; Desigualdad.

Clasificación JEL: C10; D63; I30; I32; O54.

* Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México. Dirección: Camino al Ajusco 20, Col. Pedregal de Santa Teresa, C.P. 10740, México D. F. Tel: +52-55-54493000, ext. 4153. Correo electrónico: rmcampos@colmex.mx.

Abstract

The proportion of wage workers with missing labor income has recently increased in Mexico. In this article, I correct the missing labor income through imputation methods. The official measurement of labor poverty indicates an increase from 42% to 53% in the 2005-2012 period, but poverty measured with imputed income increases only from 36% to 40%, a much lower increase than the one we observe. The results imply that policy makers should include in their statistics individuals with missing income and report statistics with and without correcting for missing income.

Keywords: Labor income; Missing income; Imputation; Poverty; Inequality.

JEL Classification: C10; D63; I30; I32; O54.

Introducción

La mayoría de los estudios en economía laboral, así como las mediciones de pobreza en México, ignoran a los individuos que reportan trabajar por remuneración pero que deciden no reportar ingresos. Los estudios de economía laboral generalmente eliminan de la muestra a esos individuos, mientras que en la medición del Índice de la Tendencia Laboral de la Pobreza (pobreza laboral), por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL, 2010), se incluyen pero como si no tuvieran un ingreso, es decir, con ingreso cero. El supuesto detrás de esas decisiones es que las personas que deciden no reportar ingresos son una muestra aleatoria de los trabajadores o bien que la composición de ese tipo de personas se mantiene constante en el tiempo.

En este artículo, se argumenta que esos supuestos dejaron de ser válidos para el caso de México. La proporción de individuos que decide no declarar ingresos aun cuando trabaja por remuneración, ha aumentado. Por ejemplo, en 2005, la proporción era de 10%, mientras que en 2012 era de 20%. Más aún, la proporción de ingresos inválidos ha aumentado principalmente entre los individuos con educación superior. Esta proporción era de 20% en 2005; pero, para 2012 era de 38%. Es decir, la proporción de trabajadores que no declara ingresos ha cambiado a través del tiempo, y no existe evidencia de que la decisión de no reportar ingreso sea aleatoria. Dado que, en promedio, los individuos con mayor educación tienen un ingreso más alto que individuos con menor educación, entonces, el incremento en la proporción de ingresos inválidos debido a individuos con educación superior pudiera tener impactos en el ingreso promedio de la población y, por tanto, en las mediciones de pobreza y desigualdad. En consecuencia, un tratamiento

correcto de los ingresos inválidos tiene implicaciones importantes en la medición de pobreza y en las políticas públicas destinadas a combatirlas.

En la literatura internacional, existe un amplio consenso sobre la conveniencia de corregir ingresos inválidos con métodos de imputación; por ejemplo, los tratamientos clásicos en Little y Rubin (2002) y Rubin (2004). Así que, se podría pensar que imputar por medio de la media observada es correcto, sin embargo, ese método produce una distribución de ingresos incorrecta: picos en partes de la distribución y una subestimación de la varianza. Para resolver el problema de ingresos inválidos, en esta investigación, se utilizan diferentes métodos de imputación que no poseen esas desventajas.¹ El propósito es calcular ingresos para aquellas personas que no declaran ingresos, de tal manera que se puedan analizar las tendencias de pobreza y desigualdad, si no existiera el problema de los ingresos inválidos. En este artículo se utilizan cuatro métodos para corregir por ingresos inválidos: pareamiento por puntajes de propensión, *hot-deck*, imputación en la mediana de un grupo, más un “ruido”, y el método de pareamiento por promedios predictivos.

La aplicación empírica utiliza la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo de cada trimestre de 2005 a 2012. Los resultados son robustos al método de imputación utilizado; es decir, cualquier método con las restricciones utilizadas en este artículo obtiene resultados similares. En términos de ingresos, encuentro que el ingreso promedio individual y familiar *per cápita* serían mayores si se corrigiera por el problema de ingresos inválidos. Después de 2008, este problema se agrava. Por ejemplo, en 2005, el ingreso promedio familiar *per cápita* era de \$1,700, mientras que para 2012 era de \$1,400. Con ingresos imputados se encuentra un ingreso promedio aproximado a \$1,900, tanto en 2005 como en 2012. Es decir, mientras que el ingreso familiar *per cápita* observado en ese mismo periodo ha caído cerca de 15% en términos reales, el ingreso con imputación (que llamaremos también ingreso verdadero) no muestra cambios sustanciales. En términos de desigualdad, medida con el coeficiente de Gini, incluyendo el ingreso imputado para los individuos que no reportan ingresos, se obtiene que la desigualdad es mayor. Finalmente, y más importante, la pobreza laboral

¹ En un procedimiento parcialmente similar al utilizado en este artículo, Rodríguez-Oreggia (2012) explica en una breve nota técnica la imputación por ingresos inválidos utilizando pareamiento por puntajes de propensión. Sin embargo, en esa nota se imputan ingresos utilizando múltiplos del salario mínimo. Como se explica en el texto, esto causa una subestimación de la varianza verdadera. Además en el presente trabajo abordamos diferentes métodos de imputación, y no únicamente el de pareamiento por puntajes de propensión.

como la calcula CONEVAL está sobreestimada² (CONEVAL, 2012). Cuando se construye el índice de la tendencia laboral de la pobreza, el CONEVAL encuentra que la pobreza ha aumentado un 25% en el periodo 2005-2012. Sin embargo, cuando se imputan los ingresos inválidos, se encuentra que la pobreza solo ha aumentado un 12%. Es decir, para el tercer trimestre del año 2012, existen 8.1 millones de personas que son declarados como pobres laborales, pero que de acuerdo con el método de imputación, no lo son. Por esta razón, se recomienda que las instituciones encargadas de medir pobreza y desigualdad tomen en cuenta los ingresos no reportados y reporten sus cálculos sin corrección y con ella, para esos ingresos.

El presente trabajo se encuentra organizado de la siguiente forma. En la sección 1, se discuten los datos y estadísticas descriptivas de la población con ingresos inválidos. En la sección 2, se explican los diferentes métodos de imputación así como sus ventajas y desventajas. En la sección 3, se presentan los resultados principales en términos de ingreso y desigualdad en el nivel individual. En la sección 4, se presentan resultados en términos de ingreso y pobreza en el nivel familiar. Por último, se ofrecen las conclusiones y algunas recomendaciones sobre política pública.

1. ¿Quiénes no reportan ingresos?

En este estudio, se utiliza la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) para cada trimestre disponible de 2005 a 2012. La ENOE es una encuesta en hogares que es representativa en el nivel nacional y por entidad federativa. La encuesta se realiza aproximadamente a 120,000 hogares en cada trimestre, y recoge principalmente estadísticas relacionadas con el mercado laboral, tales como: participación laboral, desempleo, ingresos, horas trabajadas, ocupación, así como edad, sexo, educación, etc.

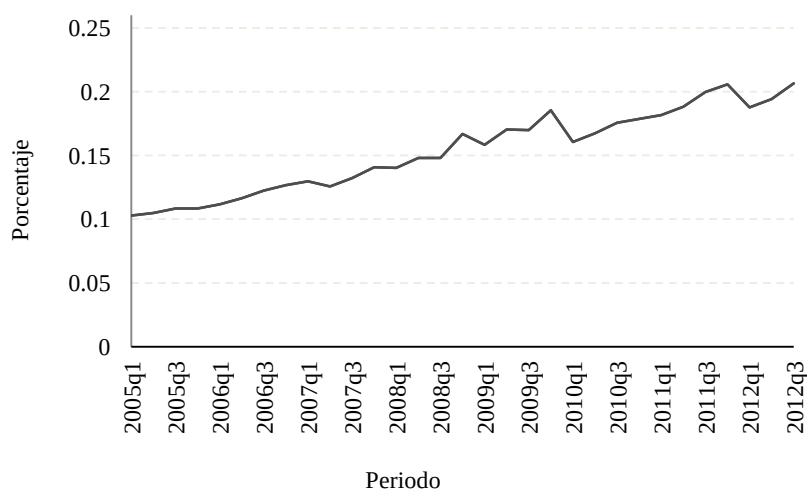
El método de imputación del presente trabajo aplica únicamente para las personas que reportan trabajar por remuneración con horas de trabajo positivas, pero deciden no reportar ingresos. Es decir, dado que no hay un

² La medición oficial de la pobreza en México utiliza la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH). Sin embargo, recientemente el CONEVAL utiliza la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) para obtener la tendencia de la pobreza, utilizando únicamente ingresos laborales. Esto se debe a que los ingresos laborales representan el principal ingreso de los hogares, por lo que cambios en los mismos se ven reflejados en si el hogar es pobre o no. La ENOE incluye únicamente ingresos laborales, mientras que la ENIGH incluye además del ingreso laboral otro tipo de ingresos. La medición oficial del cálculo de ingresos para determinar si el hogar es pobre incluye no solo ingresos laborales, sino transferencias nacionales e internacionales, regalos, ingreso no monetario, entre otros. Los detalles de estas encuestas se encuentran en ENIGH (2010) y ENOE (2012).

salario inválido, no se les imputa ingreso a personas fuera de la fuerza laboral, desempleados, así como tampoco a trabajadores sin pago.³ Si el trabajador remunerado reporta un ingreso positivo se considera un ingreso válido, si reporta un ingreso faltante se considera un ingreso inválido. Dado que CONEVAL y otras instituciones no restringen por años de edad los cálculos de pobreza, en este artículo se utiliza como muestra a toda la población en edad de trabajar en la ENOE, que es la población de edades mayores o iguales a 12 años. El ingreso laboral nominal se transforma a ingreso real con base en el segundo trimestre (mayo) de 2012 del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, 2012).

La figura 1 muestra la evolución del porcentaje de trabajadores que no declaran ingresos laborales. En el primer trimestre de 2005, el porcentaje era cercano al 10%; para el tercer trimestre de 2012, ese porcentaje superaba el 20%; es decir, en 8 años, el porcentaje de individuos que no declara ingresos se ha duplicado.

Figura 1
Porcentaje de trabajadores que no declaran ingresos



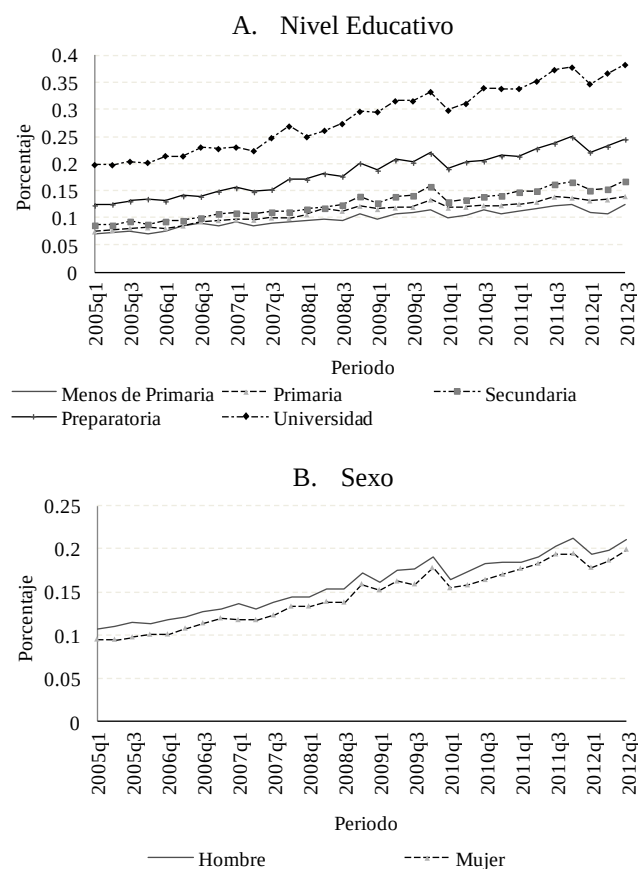
Nota: se graficó para los trimestres 1 y 3. La muestra utilizada se refiere a trabajadores con remuneración de edades mayores o iguales a 12 años de edad. No se incluyen trabajadores sin pago.

Fuente: cálculo realizado por el autor con datos de la ENOE.

³ El método de imputación no incluye a los trabajadores sin pago y desempleados, ni incluso a los que reportan trabajar pero tienen cero horas trabajadas. Pero cuando se calcula pobreza e ingreso familiar, sí se incluyen (con ingreso cero).

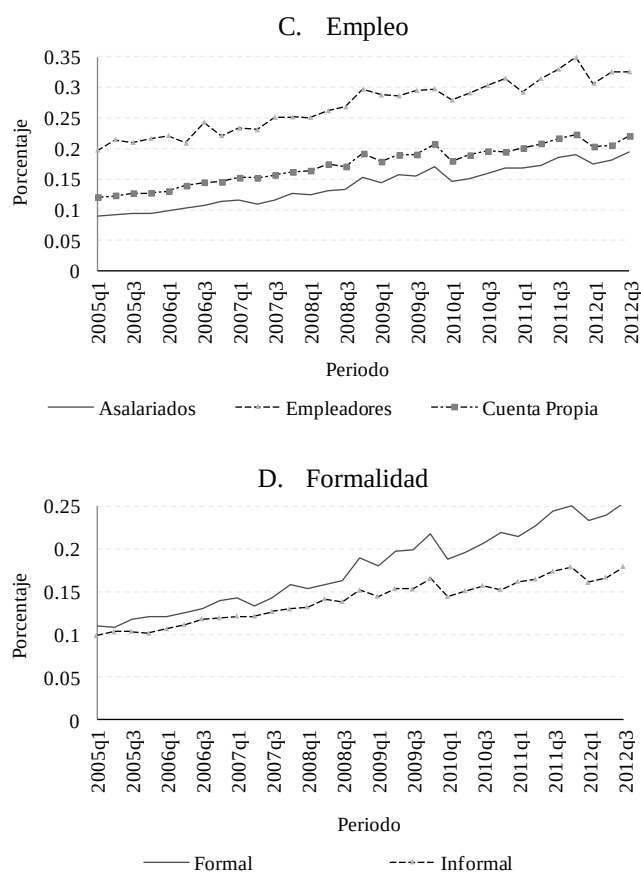
Si las personas que no declaran ingresos son una muestra aleatoria de la población de trabajadores, entonces no importaría en los cálculos de ingreso y pobreza. En la figura 2, se presentan diferentes paneles que muestran cómo ha cambiado entre diversos grupos sociodemográficos el porcentaje de trabajadores que no reporta ingresos. La figura incluye patrones clasificados según: nivel educativo, sexo, tipo de empleo y condición de formalidad (recibe seguro de salud en su trabajo). Los paneles muestran un patrón claro.

Figura 2
Porcentaje de trabajadores que no reportan ingresos, por grupos sociodemográficos.



Continúa en la siguiente página.

Continuación... Figura 2
Porcentaje de trabajadores que no reportan ingresos, por grupos sociodemográficos.



Nota: A, B, C y D se graficó para los trimestres 1 y 3. Cálculo obtenido por el autor con datos de la ENOE. La muestra utilizada se refiere a trabajadores con remuneración de edades mayores o iguales a 12 años de edad. No se incluyen trabajadores sin pago.
 Fuente: elaboración del autor.

Si bien todos los grupos han aumentado su porcentaje de trabajadores con ingresos inválidos, el grupo que presenta un incremento notable es el de trabajadores con al menos educación universitaria (panel A). El grupo de trabajadores formales también ha tenido un incremento importante (panel D). En el caso de trabajadores con educación universitaria, cerca del 40% de los trabajadores ya no declara su ingreso laboral; mientras que, en 2005, era la mitad. En el caso de trabajadores formales, cerca del 25% ya no declara un

ingreso; mientras que en 2005, era únicamente el 10%. Por otro lado, la tendencia del porcentaje de trabajadores con ingresos inválidos no parece cambiar por sexo ni por tipo de ocupación en el empleo (paneles B y C).

Cuadro 1
Diferencias de Medias en características observables: 2005 y 2012.

	2005				2012				Inválidos	
	Válidos	Inválidos	Diferencia		Válidos	Inválidos	Diferencia		2005-2012	
Edad	36.86	40.25	-3.40	*	37.80	40.80	-2.99	*	-0.54	*
			(0.125)				(0.090)		(0.144)	
Mujer	0.37	0.33	0.04	*	0.39	0.37	0.02	*	-0.04	*
			(0.004)				(0.003)		(0.004)	
Casado	0.62	0.59	0.02	*	0.61	0.59	0.03	*	0.01	
			(0.004)				(0.003)		(0.005)	
Formal	0.41	0.41	0.00		0.39	0.46	-0.07	*	-0.06	*
			(0.004)				(0.003)		(0.005)	
Rural	0.25	0.19	0.06	*	0.28	0.18	0.10	*	0.01	
			(0.003)				(0.002)		(0.004)	
Tiempo Completo	0.79	0.83	-0.04	*	0.76	0.83	-0.07	*	0.00	
			(0.003)				(0.002)		(0.003)	
Sin primaria completa	0.18	0.13	0.05	*	0.13	0.08	0.06	*	0.05	*
			(0.003)				(0.001)		(0.003)	
Primaria completa	0.22	0.16	0.06	*	0.20	0.13	0.07	*	0.03	*
			(0.003)				(0.002)		(0.003)	
Secundaria completa	0.27	0.22	0.05	*	0.31	0.23	0.08	*	-0.01	*
			(0.003)				(0.003)		(0.004)	
Preparatoria completa	0.19	0.22	-0.03	*	0.21	0.25	-0.04	*	-0.03	*
			(0.003)				(0.003)		(0.004)	
Universidad completa	0.14	0.27	-0.13	*	0.15	0.31	-0.16	*	-0.04	*
			(0.003)				(0.003)		(0.004)	
N	132,849	13,977			120,491	29,344				

Nota: la muestra utilizada se refiere a trabajadores con remuneración de edades mayores o iguales a 12 años de edad. No se incluyen trabajadores sin pago. Nivel de significancia 5%.

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE 2005 y 2012, tercer trimestre.

En el cuadro 1 se presenta la diferencia de medias en características observables para las personas que tienen ingresos válidos e inválidos. Se utilizan únicamente los años 2005 y 2012 con información del tercer trimestre. En general, se observa que las características de quienes no declaran ingresos son diferentes de los trabajadores que sí declaran ingresos. Por ejemplo, los que no declaran ingresos tienden a ser mayores en edad, menor proporción a ser mujer, menor propensión a ser casado y vivir en área rural, trabajar de tiempo completo (mayor a 35 horas a la semana) y, en general, con mayor educación que los trabajadores que sí declaran ingresos. Esto se repite para 2012, con la diferencia de que en 2012 existe una diferencia significativa en la tasa de formalidad. Si se analizan las diferencias entre las personas que no declaran ingresos entre 2005 y 2012 (última columna del cuadro 1), entonces se observará que también existen diferencias significativas; entre las más destacadas están un aumento en las personas que no son formales, y con mayor educación. En resumen, los trabajadores que no declaran ingresos son diferentes a los trabajadores que sí los declaran: además, los tipos de trabajadores que no declaran han ido cambiando en el tiempo. Por estas razones, es necesario e importante corregir el ingreso no reportado.

2. Métodos para imputar ingresos inválidos

Existe una amplia literatura que describe diferentes métodos de imputación (Allison, 2001; Cameron y Trivedi, 2005; Little y Rubin, 2002). Por tanto, en este artículo únicamente explicamos de forma general el método de imputación, así como los métodos utilizados.⁴ El problema de datos faltantes, en nuestro caso el ingreso laboral, puede llevar a inferencias incorrectas. Por ejemplo, el método más común ante la ausencia de datos es eliminar al individuo o al hogar de la muestra. Si las personas que no declaran ingresos son una muestra aleatoria de la población, en general, el único problema es de eficiencia (mayores errores estándar), sin problema de sesgo.⁵ Sin embargo, si las personas con ingresos inválidos no son una

⁴ En el presente artículo no se incluyen cálculos de imputación por máxima verosimilitud, ver por ejemplo Allison (2012) y Humphries (2012). La razón es que estos métodos requieren una forma funcional, y el método que se utiliza en este artículo es principalmente no paramétrico y por tanto más flexible y menos demandante en términos computacionales, además de ser más sencilla su aplicación para los hacedores de política.

⁵ La notación de Rubin (1976, 2004) y de Cameron y Trivedi (2005), implica que los datos faltantes son faltantes de forma completamente aleatoria (*Missing Completely at Random, MCAR*). Para más detalle también ver Kennickell (1998) y Schafer (1997). En este artículo, no se utilizan métodos que dependan de supuestos sobre características no observables. Por ejemplo, que los individuos de ingresos altos no declaren ingresos por ciertas características no observables. Estos métodos incluyen el método de Heckman (1979), de corrección en dos etapas. Se decide no utilizar estos métodos por dos razones:

muestra aleatoria de la población, entonces los estadísticos de interés no son representativos de la población en su conjunto. Esto se debe a que la población con ingresos válidos e inválidos es diferente.

Dado lo analizado en la sección 1, no es posible afirmar que la proporción de personas que no declara ingresos, en México, se ha mantenido constante en el tiempo. Por el contrario, la proporción ha aumentado principalmente entre las personas con mayor educación, y en consecuencia, las de mayor salario. El descartar a estas personas o bien asignarles ingreso cero -como Coneval (2010)- podría llevar a inferencias incorrectas, por ejemplo: afirmar una caída mayor en salarios reales que la verdadera, o un mayor aumento en la pobreza que el verdadero valor.

Uno de los métodos comúnmente utilizados para resolver el problema de ingresos faltantes es imputar con la media del valor observado. O bien, otro método es imputar con el valor medio predicho de una regresión lineal (Haitovsky, 1968). Estos métodos son incorrectos (Rubin, 1976, 1996, 2004) por dos razones, principalmente. La primera es que la distribución de ingreso imputada tendría picos en ciertas partes de la distribución, algo que no se observaría con la verdadera distribución. La segunda es que se está subestimando sustancialmente la varianza del ingreso. Esto no solo tendrá implicaciones cuando se desee realizar inferencia estadística, sino que tiene implicaciones para el cálculo de desigualdad también, por citar un ejemplo. Por tanto, esos métodos no son recomendados para realizar imputaciones.

La mayoría de los estudios que utilizan imputación, usan el supuesto de: “Datos faltantes por razones aleatorias” (*Missing at Random, MAR*, Rubin 1976). En el caso del ingreso (Y) faltante, este supuesto implica que las razones de su ausencia no dependen del ingreso verdadero sino de otras características observables (por ejemplo edad, educación, entre otras, y denotamos a esas características como X). En notación matemática, esto implica que (Cameron y Trivedi, 2005; Rubin, 2004):

$$\Pr(Y_i \text{ faltante} | Y_i, X_i) = \Pr(Y_i \text{ faltante} | X_i) \quad (1)$$

De ahora en adelante, el trabajo asume que los ingresos faltantes cumplen el supuesto *MAR*. Sin embargo, en el trabajo vamos a utilizar diferentes métodos con el propósito de analizar la robustez y la sensibilidad de los datos faltantes, o al menos una de ellas.

(1) El objetivo es tener un método de corrección fácilmente aplicable para hacedores de política pública. (2) No queda claro que se pueda encontrar un instrumento que cumpla con la restricción de exclusión en el método de Heckman (1979).

Entre los métodos de imputación se pueden encontrar métodos paramétricos y no paramétricos. El primero asume una forma funcional de los datos faltantes y el segundo no la asume. Asimismo, entre las familias de métodos de imputación se pueden encontrar los de imputación única e imputación múltiple. La imputación única realiza una imputación solamente, mientras que la múltiple se realiza varias veces, y el estadístico final es el promedio del estadístico de interés en cada imputación (Little y Rubin, 2002). Rubin (1996, 2004) y Zhang (2003) han argumentado que la forma correcta de realizar imputaciones es por medio de la imputación múltiple. Esto se debe a que tiene que reconocerse que la imputación implica un proceso aleatorio, el cual puede cambiar en cada imputación. Sin embargo, Durrant (2005) encuentra que en la práctica la imputación única y la múltiple tienen pocas diferencias. En nuestro análisis, implementamos tanto métodos paramétricos como no paramétricos así como imputación única y múltiple.⁶

En el método paramétrico, dado que imputar con un valor promedio es incorrecto, la forma de resolver por el problema de poca varianza ha sido la de añadir cierto “ruido” a la imputación. Por ejemplo, se añade un error aleatorio que se asume con distribución normal estándar, multiplicado por la desviación estándar observada. Si es una imputación única se considera que la distribución de errores aleatorios es la “correcta”. En imputación múltiple se reconoce que ese error aleatorio puede cambiar de imputación a imputación, por lo que se toma el valor promedio del estadístico de interés (para cada muestra imputada se calcula el estadístico y al final se calcula el promedio de los estadísticos obtenidos). En general, se considera que el número de imputaciones óptima es relativamente bajo (de 5 a 10; Allison, 2001; Schaffer, 1997). Por otro lado, una desventaja de añadir “ruido” es que el valor imputado puede estar fuera del rango deseado, por ejemplo, el ingreso imputado podría tomar valores negativos.

A continuación se discuten los diversos métodos utilizados en este estudio. El primer método aplica la técnica de pareamiento por puntajes de propensión con base en las contribuciones de Di Nardo, Fortin y Lemieux (1996), y Rosenbaum y Rubin (1983). El segundo método es el conocido como Hot-Deck, el cual es ampliamente utilizado en la imputación de ingresos para el caso de encuestas en Estados Unidos. El tercer método es una combinación de los métodos anteriores, e implica: obtener el ingreso imputado con base en el valor medio condicional a ciertas características, más cierto “ruido”. Finalmente, el último método es el pareamiento por promedios predictivos.⁷ En todos los métodos se discute si su aplicación es

⁶ Aunque en la práctica tanto la imputación única como la múltiple obtienen resultados casi idénticos.

⁷ Es importante mencionar que también se intentaron otros métodos como el de imputación múltiple por regresión, más un “ruido”. Sin embargo, la desventaja principal

relativamente sencilla, en términos de programación la computadora; esto con el fin de extender el uso de dichos métodos al público en general.

2.1. Pareamiento por puntajes de propensión.

Este método fue desarrollado por Rosenbaum y Rubin (1983), Rubin y Thomas (1986), y explicado detalladamente en Caliendo y Kopeinig (2008). El método lleva dos pasos.⁸ En el primer paso se estima un puntaje de propensión. Es decir, se estima un modelo de probabilidad donde se asumen formas funcionales logísticas o normales; lo cual significa que se estima la ecuación (1) asumiendo una forma funcional específica. Una vez estimado el modelo se calcula la probabilidad predicha o el puntaje de propensión. Las variables explicativas en el modelo tienen que incluir aquellas que determinan la probabilidad de ingreso faltante, tanto variables lineales como no lineales (Di Nardo et al., 1996).

El segundo paso implica utilizar un procedimiento de pareamiento con base en el puntaje de propensión. En este paso, para cada puntaje de propensión de personas con ingreso no válido, se busca el puntaje más similar posible de otra persona con ingreso válido. Después de esto, a la persona con ingreso inválido se le asigna el ingreso válido de la persona escogida. Esto implica que las personas escogidas con ingresos válidos e inválidos, tienen características similares en promedio. Dado que se planean utilizar otros métodos de imputación, en este trabajo se ha implementado el método de pareamiento del vecino más cercano. La ventaja de este método de pareamiento sobre otros es que se utiliza como imputación un valor observado, a diferencia de otros métodos como el de más vecinos o el de tomar el promedio dentro de un radio en el puntaje de propensión.

El método de pareamiento por puntajes de propensión presenta ventajas y desventajas. Entre las ventajas podemos distinguir la fácil interpretación y entendimiento del método. Además, el ingreso imputado es un valor observado en la muestra (de utilizarse el método del vecino más cercano). Sin embargo, el método presenta varias desventajas. Primero, el método es intensivo, computacionalmente. Segundo, si bien existe una rutina en el

de este método es que se tuvieron demasiados ingresos negativos, los cuales fueron declarados inválidos, y por tanto no se pudo disminuir sustancialmente el porcentaje de individuos con ingresos inválidos.

⁸ Existe una amplia literatura sobre este procedimiento. El método tiene dos supuestos principales: (1) selección por características observables, que es básicamente el supuesto MAR, descrito anteriormente; (2) soporte común, el cual indica que los individuos tienen que ser comparables entre grupos de ingreso válidos e inválidos. Para más detalles, véase Caliendo y Kopeinig (2008).

software Stata para realizar el pareamiento, no existe una rutina para realizar la imputación.⁹ Tercero, no es posible su extensión a imputación múltiple.

2.2. *Hot-deck.*

Este método es comúnmente utilizado para corregir por datos faltantes. Una revisión y explicación más profunda sobre el método puede ser encontrada en Andridge y Little (2010), Rubin (1996) y West, Butani y Witt (1990). Este método consiste en reemplazar datos faltantes con valores observados de forma aleatoria.

Supongamos que tenemos g grupos. Por ejemplo, si definimos género y formal tenemos cuatro grupos posibles (hombre formal, hombre informal, mujer formal, mujer informal). Dentro de cada grupo se divide por los ingresos: válidos e inválidos. El procedimiento *hot-deck* es el siguiente, para cada grupo g (Allison, 2001; Rubin y Schenker, 1986):

1. Tomar una muestra aleatoria con reemplazo (bootstrap) de los ingresos válidos (la muestra se mantiene del mismo tamaño n_0). Por ejemplo, para cada grupo de género-formal se toma una muestra con reemplazo de las personas con ingreso válido. Se mantiene el mismo tamaño de muestra que el original.
2. De esta muestra n_0 , tomar una muestra aleatoria con reemplazo de tamaño n_1 . Este tamaño n_1 es el número de observaciones con ingreso inválido dentro del grupo g . Entonces, por ejemplo, si tenemos tres observaciones con ingreso inválido dentro del grupo g (en nuestro ejemplo anterior puede ser cualquier grupo de género-formal), entonces, se toma una muestra aleatoria con reemplazo de tamaño tres (3) proveniente del grupo n_0 . Por tanto, después de este paso, tenemos el mismo número de observaciones con ingresos válidos e inválidos dentro de cada grupo, ambas ordenadas aleatoriamente.
3. Sustituir el ingreso de la muestra n_1 en el paso dos (2), como ingreso imputado, para aquellos con ingreso inválido. En el ejemplo anterior, del paso dos (2) tenemos tres observaciones (tanto para el grupo de ingresos válidos como inválidos) dentro de un grupo, ordenadas aleatoriamente, por lo que se sustituye el valor del ingreso reportado válido en los valores con ingreso inválido.
4. Repetir los pasos uno a tres (1-3) para todos los grupos g .

⁹ Se utiliza el procedimiento *psmatch2* de Leuven y Sianesi (2012) para estimar el vecino más cercano.

Este procedimiento es no paramétrico porque no se asume una forma funcional de los datos. Asimismo, pudiera parecer que el paso uno (1) es innecesario. Pero Allison (2001) menciona que eliminar este paso implicaría reducir variabilidad en la estimación y, por tanto, con errores estándar inválidos.

Este procedimiento presenta varias ventajas. Primero, los valores imputados toman valores observados. Segundo, es fácilmente aplicado a imputación única o múltiple. Tercero, en términos de tiempo computacional, es relativamente eficiente. Cuarto, el procedimiento es utilizado para imputar ingresos en otros países, como en el Censo y otras encuestas en Estados Unidos (Allison, 2001; Andridge y Little, 2010). Quinto, y finalmente, el procedimiento tiene una rutina en el software *Stata* (véase por ejemplo, el comando *hotdeck* de Mander y Clayton, 2007), lo que evita errores de programación además de hacerlo de fácil aplicación para los tomadores de políticas y para el público en general.

2.3. *Por grupos con aleatoriedad.*

Este método es una combinación de los anteriores. En este método, en cada grupo g se calcula la mediana (no se utiliza la media para evitar problemas de sensibilidad a valores exageradamente grandes). Para evitar el problema de subestimar la verdadera varianza del ingreso, se le suma a esa mediana la desviación estándar observada de ese grupo, multiplicada por una variable que se distribuye normal estándar.

Este método tiene similitud con el método de pareamiento por puntajes de propensión, porque se limita a imputar valores “similares” dentro de cada grupo. Mientras que en el método de puntajes de propensión se asume que en promedio tienen los mismos valores, con este método existe la certeza de que están tomando valores similares en el ingreso, dentro de cada grupo. El método presenta ventajas y desventajas. La ventaja principal es su sencilla aplicación en programación y su rápida ejecución. Otra ventaja es su extensión en imputación única o múltiple. Sin embargo, tiene desventajas importantes. Primero, se asume siempre que la mediana y la desviación estándar observada dentro de cada grupo son las correctas. Es decir, se asume que esos estadísticos no cambian con los datos faltantes, y no se añade incertidumbre en ese paso. Por ejemplo, no se propone tomar muestras con reemplazo para calcular diferentes medianas o desviaciones estándar. Segundo, si la distribución dentro de cada grupo no sigue una normal, se estaría cambiando la distribución verdadera de los datos. En la aplicación empírica comparamos este método con otros, para valorar sus ventajas y desventajas.

2.4. Pareamiento por promedios predictivos.

Una desventaja del método de *hot-deck* y de la mediana por grupos es que cada grupo tiene que ser definido categóricamente (Allison, 2001). Es decir, si se tienen variables continuas se tendrían que categorizar en grupos (por ejemplo, rangos de edad o rangos de horas trabajadas). Si al hacer esto, se pierde información valiosa, se podrían tener consecuencias en la medición del ingreso imputado. Para evitar este problema, Little (1988) propuso el método de pareamiento por promedios predictivos, el cual es relativamente similar a *hot-deck* y el método de pareamiento por puntajes de propensión.

El método propuesto es el siguiente (Allison, 2001):

1. Se estima una regresión de los ingresos observados y características observables, $Y_i = \beta X_i + e_i$. De esta regresión se obtienen los parámetros de los coeficientes y de la varianza: $(\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2)$.
2. Obtener un parámetro de varianza de forma aleatoria. Esto se logra por medio de calcular $(n_0 - k) \frac{\hat{\sigma}^2}{\chi^2}$ donde χ^2 es un número aleatorio proveniente de la distribución χ^2 con $(n_0 - k)$ grados de libertad. Denotemos como $s_{[1]}^2$ ese cálculo.
3. Obtener los coeficientes de forma aleatoria. Los parámetros de mínimos cuadrados se comportan de acuerdo con una distribución normal multivariada, por lo que se obtienen de forma aleatoria mediante la siguiente distribución: $(\hat{\beta}, s_{[1]}^2 (X'X)^{-1})$. Se obtiene $b_{[1]}$.
4. Con el nuevo parámetro $b_{[1]}$ se toman predicciones para las personas con ingreso válidos e inválidos.
5. Se realiza un pareamiento con el o los vecinos más cercanos según la distancia en el ingreso. Es decir, a cada persona con ingreso inválido se le busca el vecino más cercano según la distancia en el ingreso predicho. Una vez encontrado ese vecino, el ingreso imputado es el ingreso observado de ese vecino más cercano, bajo esa métrica.

Este método tiene como ventaja su robustez estadística, valores imputados de valores observados, su sencilla expansión a imputación múltiple (repetiendo, el número de veces deseado, los pasos 1-5), así como su fácil implementación en el software Stata. Sin embargo, en aplicaciones empíricas, el método es computacionalmente intensivo. Se discutirá este aspecto en los resultados encontrados.

3. Resultados

En esta sección, se presentan los resultados de la imputación de ingresos de acuerdo con los métodos descritos. Se implementa cada método de la forma más similar posible. Además, para algunos individuos con ingreso inválido se tiene información de su ingreso en términos de los múltiplos de salario mínimo. Para esos individuos, siempre se busca un ingreso dentro de ese intervalo. Estos individuos representan cerca del 50% del total de trabajadores con ingreso inválido. Es decir, en los métodos utilizados se hace primero el pareamiento dentro de cada grupo de múltiplos de salario mínimo (además de las características observables que se mencionan abajo) y después, para los individuos restantes, el pareamiento general.

Los cálculos de ingresos individuales se realizan utilizando a los trabajadores por remuneración. En este caso únicamente se imputan ingresos para las personas que trabajan por remuneración, pero que deciden no reportar ingresos. Por otro lado, cuando se calculan ingresos familiares (suma individual de ingresos por familia) se incluye a los trabajadores sin pago, desempleados y fuera de la fuerza laboral. A los trabajadores sin pago no se les imputa ingreso, ya que su ingreso verdadero es cero, de igual forma para los otros miembros del hogar sin trabajo.

El método de puntajes de propensión utilizó como características observables un polinomio cúbico de edad, variables dicotómicas de educación (primaria incompleta, primaria completa, secundaria completa, preparatoria completa y universidad completa), estado civil casado, mujer, trabajador formal, vive en sector rural, trabajador de tiempo completo (más de 35 horas a la semana), geográficas (una por cada área metropolitana definida en ENOE) e interacciones entre algunas variables. Aunque se estima un único puntaje de propensión, el pareamiento se realiza diferenciado por género.

El método *hot-deck* utiliza variables dicotómicas de edad (12 grupos: menores de 20, 20-24 y así sucesivamente, hasta 70 años y más de 70), área metropolitana, nivel educativo, trabajador formal, vive en sector rural, trabajador de tiempo completo. Como este método es muy demandante en términos de que tiene que haber individuos con ingresos válidos e inválidos en cada combinación posible, se realiza una segunda imputación para aquellos trabajadores donde no se pudo hacer el pareamiento. En este segundo proceso, se eliminan las variables de trabajo formal y tiempo completo. La gran diferencia entre este método y el anterior en términos de características observables es que el método de *hot-deck* busca un pareamiento por área metropolitana.

El método de la mediana más “ruido” utiliza las mismas variables categóricas que el método hot-deck, así como el mismo procedimiento. Finalmente, el método de pareamiento por promedios predictivos utiliza las mismas variables que el método de pareamiento por puntajes de propensión, así como los grupos de pareamiento (por género).¹⁰

Todos los métodos, con excepción del método de pareamiento por puntajes de propensión, utilizan imputaciones múltiples. El procedimiento se repite diez veces; en cada repetición se calcula el estadístico de interés (media, desigualdad), y después se obtiene el promedio entre los estadísticos obtenidos. No se incluyen resultados de imputación única, dado que los resultados son muy similares.

3.1 Ingresos individuales

La figura 3, panel A, muestra los resultados del promedio de ingreso laboral mensual por método de imputación y se incluye, además, el valor reportado.¹¹ El panel B muestra los resultados en términos relativos cuando se compara con el periodo base (2005:1). El panel A muestra que el ingreso promedio observado en 2005:1 era de \$5,500, mientras que para 2012:3 fue de cerca de \$4,800. Una disminución de 12.7%, en términos reales. El panel también muestra los resultados para diferentes métodos de imputación. En general, los resultados son muy similares entre sí. El método *hot-deck* implica que el ingreso laboral fue de \$5,600 en 2005:1 y \$5,100 en 2012:3, es decir, una disminución del ingreso real de 9%.

El panel B muestra las tendencias del ingreso con respecto al periodo base 2005:1. La gráfica es clara con respecto a que, antes de 2008, la tendencia de los ingresos (reportados o imputados) es la misma. Sin embargo, para 2008 en adelante se tiene una diferente tendencia; lo cual es consistente con los cambios de tendencia mostrados en la figura 2, con respecto al porcentaje de trabajadores que declaran ingreso inválido en términos educativos y de formalidad. Es decir, el panel muestra que los ingresos no debieron de haber caído tanto como lo observado.

El resultado principal de la figura 3 es que los ingresos promedios observados, sobreestiman la caída en el ingreso real verdadero (individuos

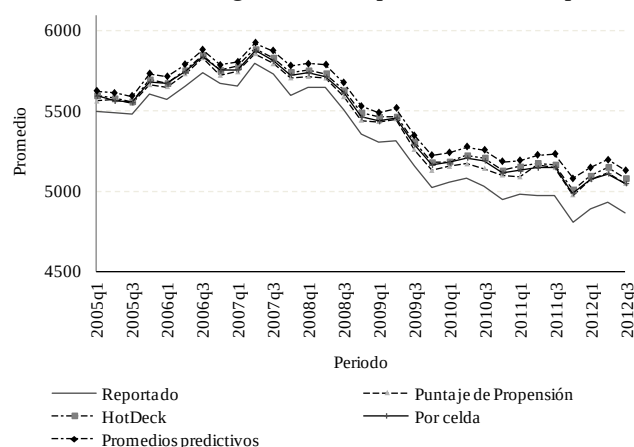
¹⁰ En los métodos del pareamiento del puntaje de propensión y de la mediana no fue posible imputar todos los valores de ingreso inválido. Sin embargo, menos del 1% de los trabajadores sigue teniendo un ingreso inválido después del método de imputación. Dado que es un porcentaje pequeño no debería de afectar en las estimaciones. En los resultados mostrados abajo, todos los métodos obtienen el mismo resultado en promedio.

¹¹ Esta muestra incluye únicamente a trabajadores por remuneración. Los trabajadores sin pago no son incluidos en esta muestra.

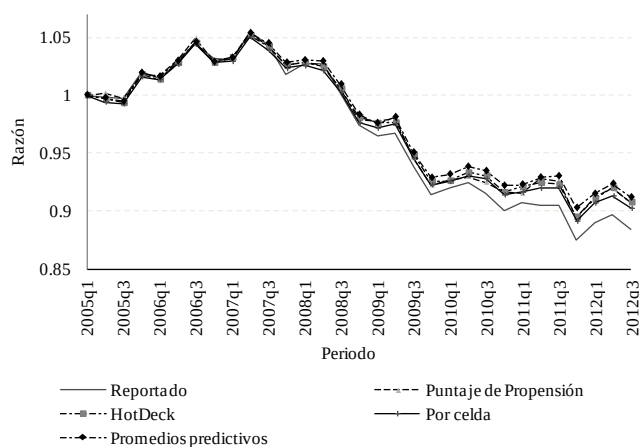
con ingreso observado e individuos con ingreso imputado). El ingreso verdadero es cercano a 4% mayor que el ingreso observado en 2012. Entonces, omitir ese ingreso podría tener consecuencias importantes para mediciones de desigualdad y de pobreza.

Figura 3
Promedio de ingreso laboral individual: 2005-2012.

A. Promedio de ingreso laboral por método de imputación



B. Razón de ingreso laboral con respecto al periodo 2005:1



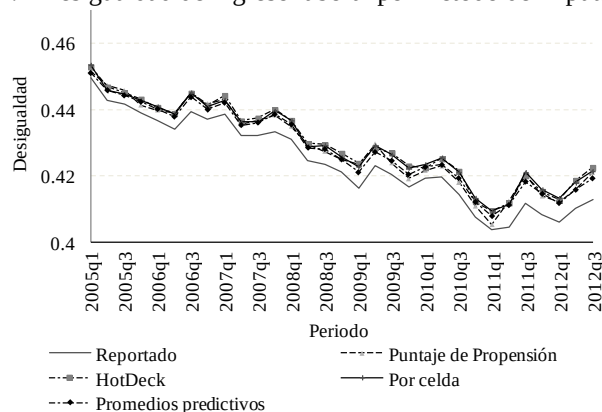
Nota: A y B se graficó para los trimestres 1 y 3. Los métodos de imputación aparecen explicados en el texto. Ingresos en pesos constantes del segundo trimestre de 2012. La muestra incluye únicamente trabajadores por remuneración, por tanto, no incluye trabajadores sin pago. Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE.

3.2 Desigualdad individual

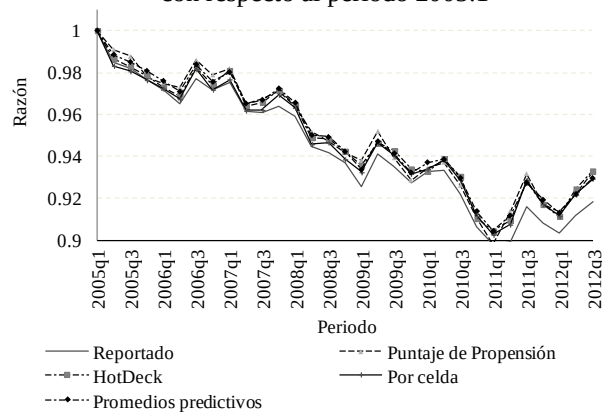
La figura 4 muestra ahora los resultados, en términos de la desigualdad observada y verdadera, por método de imputación en el ingreso laboral individual. La desigualdad se calcula con el coeficiente de Gini. El panel A muestra que la desigualdad ha caído durante el periodo 2005-2012.

Figura 4
Desigualdad del ingreso laboral individual: 2005-2012.

A. Desigualdad de ingreso laboral por método de imputación



B. Razón de desigualdad de ingreso laboral con respecto al periodo 2005:1



Nota: A y B se graficó para los trimestres 1 y 3. Los métodos de imputación aparecen explicados en el texto. La muestra incluye únicamente trabajadores por remuneración; por tanto, no incluye trabajadores sin pago.

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE.

La diferencia entre desigualdad reportada y desigualdad verdadera es mayor en 2012, que en periodos anteriores. Esto también puede observarse en el panel B. La desigualdad reportada cae cerca de 8% en el periodo; mientras que la verdadera, únicamente 7%. Si comparamos la desigualdad reportada y la imputada (Hot-Deck) en 2012:3, la desigualdad con el método de imputación es 2.4% mayor que la observada.

Los resultados en las figuras 3 y 4 llevan a la conclusión de que incluir a los trabajadores que no declaran ingresos brinda una fotografía del mercado laboral más precisa. Por ejemplo, los ingresos son mayores que los observados, no se presenta una caída tan precipitosa como la observada, así como la desigualdad no ha caído tanto como se aprecia. Sin embargo, los cálculos anteriores se han obtenido en el nivel individual. Dado que CONEVAL y otros estudios utilizan el ingreso familiar (la suma de ingresos individuales en el nivel hogar), el problema de omitir a los trabajadores sin ingreso o bien imputarles un valor de cero puede llevar a conclusiones imprecisas. En la siguiente sección se analizan las tendencias del ingreso familiar, y de pobreza en el nivel hogar, cuando se imputa el ingreso individual.

4. Implicaciones en la medición de pobreza

Dado que los distintos métodos obtienen el mismo resultado, esta sección se limita a utilizar únicamente el método de *hot-deck* para calcular el ingreso laboral familiar. Este ingreso está definido como la suma de ingresos laborales individuales. A diferencia de la sección anterior, en esta sección se incluye a todas las personas en la ENOE: trabajadores (por remuneración y sin pago), desempleados y los que están fuera de la fuerza laboral. La imputación de ingresos laborales se realiza únicamente para los trabajadores por remuneración, pero que deciden no reportar ingresos. Los trabajadores sin pago, los desempleados y las personas fuera de la fuerza laboral tienen un ingreso cero. Se utiliza como escala de equivalencia el tamaño de hogar para calcular en términos *per cápita*, dado que es como CONEVAL calcula la pobreza laboral, pero si se utilizan otras escalas de equivalencia se obtienen resultados similares. Asimismo, se utilizó imputación múltiple con diez (10) repeticiones.¹²

¹² Realizamos el ejercicio de imputación única y los resultados fueron prácticamente idénticos a los de imputación múltiple.

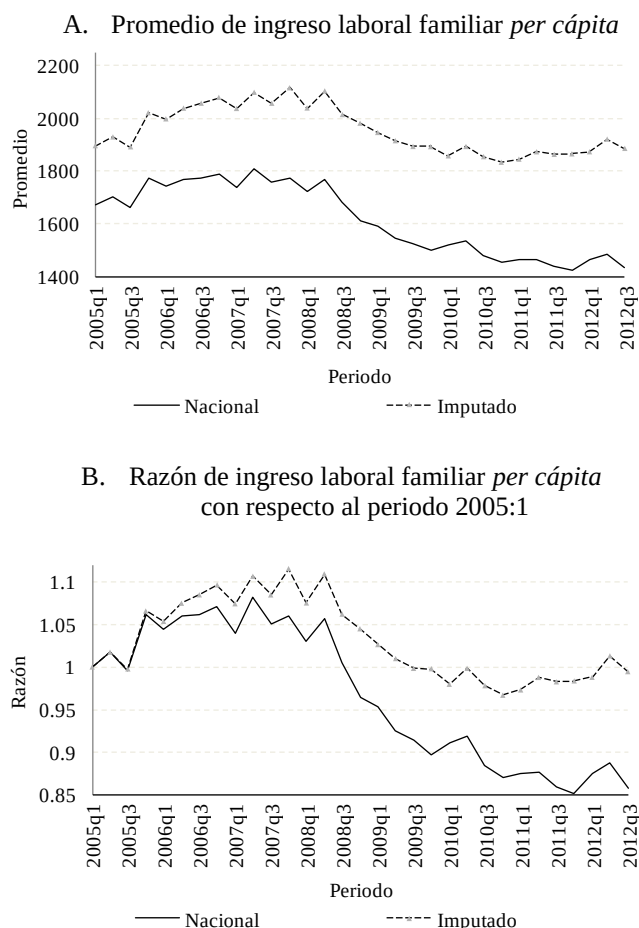
4.1 Ingreso familiar per cápita

La figura 5 muestra los resultados para el ingreso laboral familiar *per cápita*. Los resultados de imputación son contundentes. El ingreso familiar *per cápita* verdadero es sustancialmente mayor que el observado. Por ejemplo, en el tercer trimestre de 2012, el ingreso familiar *per cápita* reportado fue de cerca de \$1,400, mientras que el ingreso verdadero fue de cerca de \$1,900. Esta diferencia implica que el ingreso verdadero es 36% mayor que el observado. El panel B muestra que el ingreso familiar *per cápita* verdadero (en pesos constantes) tiene el mismo valor aproximadamente en 2005, primer trimestre, y 2012, tercer trimestre. Mientras que el ingreso reportado en ese mismo periodo ha caído cerca de 15%.

La diferencia entre el ingreso familiar reportado y verdadero (36% en 2012) es mayor que en el caso de ingreso individual (4%). Existen varias razones para explicar esa diferencia.¹³ Primero, el ingreso familiar incluye a todas las familias en la ENOE y no únicamente a los trabajadores por remuneración, como es el caso del ingreso individual. Esto implica que el porcentaje de ceros se disminuye considerablemente. Por ejemplo, el porcentaje de hogares con ingreso cero, debido a que nadie en el hogar tiene un trabajo remunerado (ya sea porque está formado por trabajadores sin pago o fuera de la fuerza laboral), es de aproximadamente de 11% en todo el periodo. En cambio, el porcentaje de hogares conformado por individuos que únicamente tienen un trabajo remunerado, pero que deciden no declarar ingresos, cambia de 6% en 2005:1 a 13% en 2012:3.

¹³ El ingreso familiar promedio puede ser descompuesto como $\bar{W} = \theta_{reporta}\bar{W}_{reporta} + \theta_{inválido}\bar{W}_{imputado} + \theta_{sinpago}\bar{W}_{sinpago}$, donde cada θ es la proporción de hogares con ingreso reportado, imputado o sin pago tal que $\theta_{reporta} + \theta_{inválido} + \theta_{sinpago} = 1$. Cada $\bar{W}$ se refiere al ingreso promedio reportado, imputado o de los trabajadores sin pago. Dado que el ingreso de los trabajadores sin pago es cero, el ingreso familiar se descompone únicamente en los que reportan y en los inválidos. Si a los trabajadores con ingreso inválido se les imputa un valor de cero cuando en realidad tiene un valor positivo, entonces, por definición el ingreso familiar disminuye. Por tanto, el ingreso familiar aumentará dependiendo de la proporción de hogares con ingreso inválido, así como, según la magnitud del ingreso imputado.

Figura 5
Promedio de ingreso laboral familiar *per cápita*: 2005-2012.



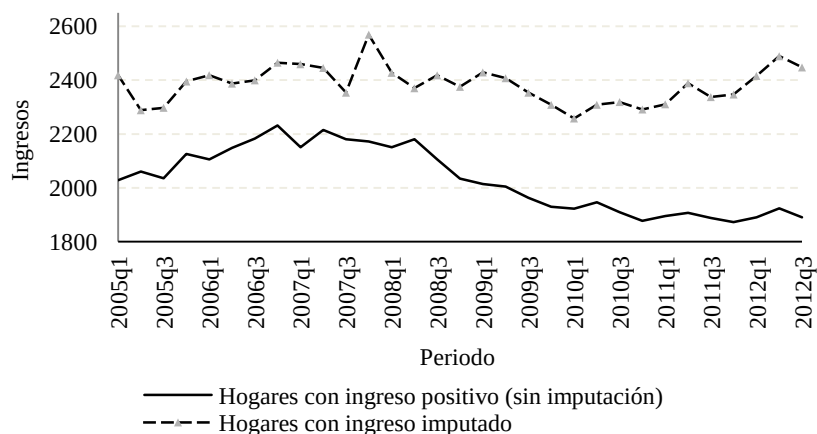
Nota: A y B se graficó para los trimestres 1 y 3. Se utiliza el método de imputación Hot-Deck, imputación múltiple 10 repeticiones. Ingreso en pesos constantes del segundo trimestre de 2012. La muestra incluye a todas las familias en la ENOE, incluyendo las familias con ingreso cero. Aunque la línea indicada como “Nacional” es calculada por el autor, se utilizan los programas provistos por CONEVAL y, por tanto, se obtienen los mismos números que CONEVAL (2012).

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE.

Segundo, la tendencia del promedio de ingresos para los hogares con ingreso inválido y válido ha cambiado. La figura 6 muestra el promedio del ingreso familiar *per cápita* para los hogares con ingreso imputado únicamente y para

los hogares con ingreso positivo excluyendo a los hogares con ingreso imputado. La figura 5 muestra que el ingreso real reportado ha caído 15%, pero ese estadístico incluye a los hogares con ingreso cero o ingreso faltante. Una vez que se excluyen esos hogares, la figura 6 muestra que el ingreso real promedio ha caído 7% de 2005 a 2012. No ha sucedido lo mismo para los hogares con ingreso imputado. Además, la brecha en el promedio de ingreso ha aumentado entre los hogares que sí reportan ingresos y los que deciden no reportar ingresos.

Figura 6
**Ingresos Laborales Familiares *per cápita* (Excluye hogares sin ingreso):
2005-2012**



Nota: se graficó para los trimestres 1 y 3. Se utiliza el método de imputación Hot-Deck, imputación múltiple 10 repeticiones. La muestra de hogares con ingreso positivo pero sin imputación incluye la muestra total de hogares en la ENOE, pero excluye a los que CONEVAL declara con ingreso cero (hogares con trabajadores sin pago y hogares con trabajo por remuneración, pero que no declara ingresos). La muestra de hogares con ingreso imputado incluye únicamente los hogares que tuvieron imputación de ingreso. El porcentaje de hogares con ingreso cero que están formados por trabajadores sin pago o fuera de la fuerza laboral es de aproximadamente 11% en todo el periodo. El porcentaje de hogares con ingreso imputado es de 6% en 2005:1 y sube a 13% en 2012:3.

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE.

Por tanto, la diferencia entre el ingreso familiar *per cápita* reportado (incluyendo ingresos ceros de trabajadores sin pago y de los que no deciden reportar ingresos) y el ingreso familiar *per cápita* verdadero (incluye la imputación) se debe a dos razones. Principalmente, se debe a un aumento en el porcentaje de hogares que ha decidido no declarar ingresos, aun cuando ese hogar tiene trabajadores por remuneración. Esto ocasiona, por construcción, que el ingreso promedio nacional disminuya. Y segundo, los

hogares que deciden no reportar ingresos son diferentes a los que sí reportan algún ingreso: tienen más educación y por tanto un mayor ingreso en promedio. Por consiguiente, si se le asigna un ingreso cero a los hogares que deciden no declarar ingreso se está subestimando seriamente el ingreso verdadero de los hogares. En la siguiente subsección analizamos estas implicaciones en el cálculo del índice de la tendencia laboral de la pobreza elaborado por CONEVAL (2010).

4.2 *Índice de la Tendencia Laboral de la Pobreza*

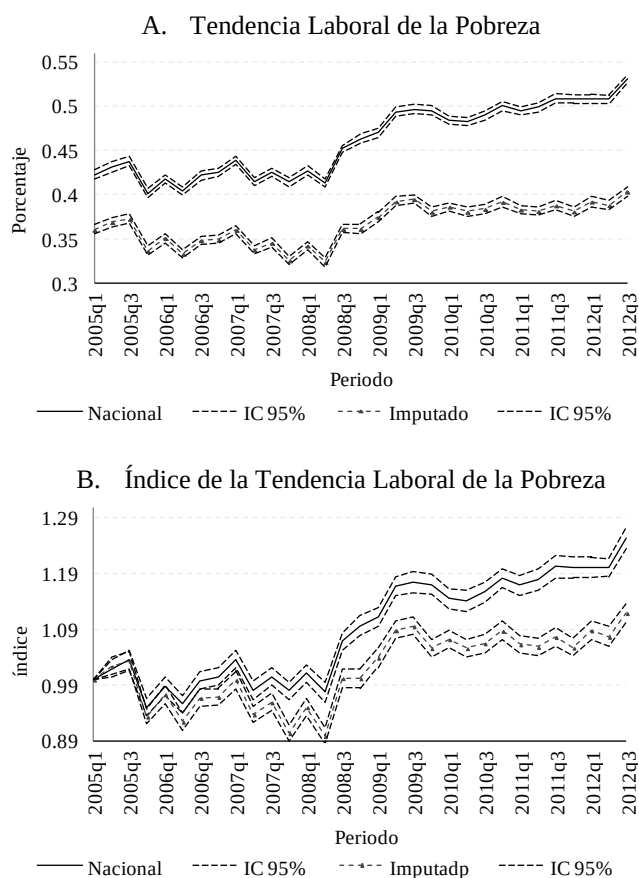
La figura 7 incluye la tendencia laboral de la pobreza: tanto la medición oficial por CONEVAL (2010), como la calculada con el ingreso imputado. La pobreza laboral se determina si la suma de ingresos laborales de los miembros del hogar dividida por el tamaño de hogar es menor que la línea de pobreza correspondiente. La línea de pobreza la determina CONEVAL, y se refiere al ingreso mínimo requerido para satisfacer las necesidades de alimentación de acuerdo con la canasta básica.¹⁴ Es importante mencionar también que la definición de pobreza laboral no ha cambiado en el periodo de estudio. Mientras la medición de CONEVAL indica un aumento de la pobreza laboral de 42% a 53% en el periodo 2005-2012, la pobreza laboral con ingresos imputados aumentó únicamente de 36% a 40%, un aumento mucho menor al observado. Cuando se construye el índice de la tendencia laboral de la pobreza, el CONEVAL encuentra que la pobreza ha aumentado un 25% en el periodo 2005-2012 (Coneval, 2012, p. 4). Sin embargo, cuando se imputan los ingresos inválidos se encuentra que la pobreza solo ha aumentado un 12%, es decir menos de la mitad que la cifra oficial.

Para construir intervalos de confianza de estos cálculos, se utiliza la metodología de remuestreo (*bootstrap*, para más detalles de esta metodología véase Cameron y Trivedi, 2005, y Chernick, 2008) con 150 replicaciones.¹⁵ Los intervalos de confianza al 95% son pequeños, de tal forma que los valores del índice reportado y verdadero son estadísticamente diferentes.

¹⁴ CONEVAL (2010) menciona: “La línea de bienestar mínimo permite identificar a la población que, aun haciendo uso de todo su ingreso en la compra de alimentos, no podría adquirir los productos de una canasta básica alimentaria” (p. 13).

¹⁵ El procedimiento de remuestreo es sumamente tardado. El procedimiento tardó aproximadamente 80 horas en terminar. Se aplica el remuestreo no paramétrico con estratificación en el sector rural y en los hogares con trabajadores sin pago.

Figura 7
Índice de la Tendencia Laboral de la Pobreza: 2005-2012



Nota: A y B se graficó para los trimestres 1 y 3. Se utiliza el método de imputación Hot-Deck, imputación múltiple 10 repeticiones. Intervalos de confianza calculados con el método de remuestreo no paramétrico con 150 replicaciones. La muestra incluye a todas las familias en la ENOE, incluyendo las familias con ingreso cero. Aunque la línea indicada como “Nacional” es calculada por el autor, se utilizan los programas provistos por CONEVAL, y por tanto se obtienen los mismos números que CONEVAL (2012).

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE

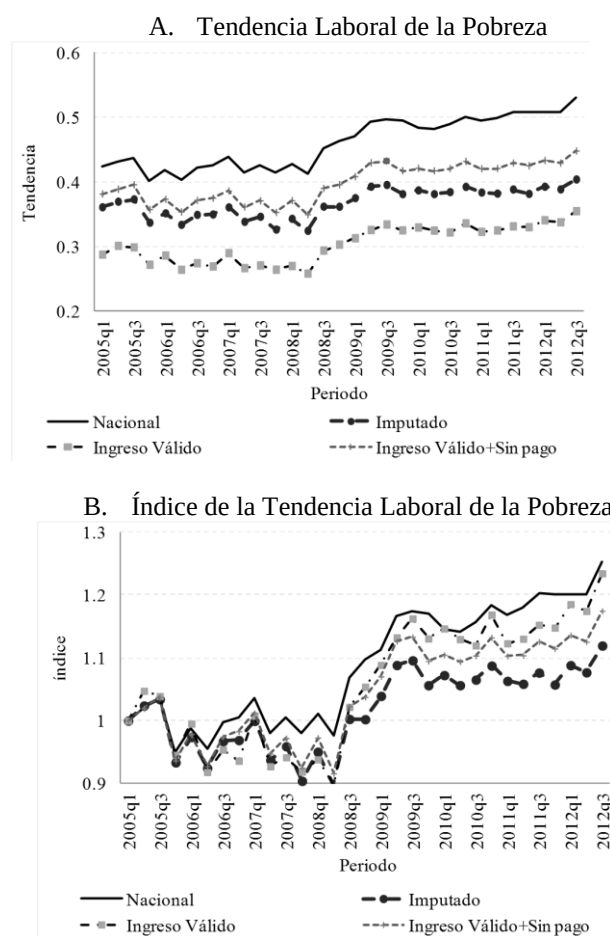
El resultado de la figura 7 panel A puede interpretarse en números absolutos, en lugar de porcentajes. Utilizando la ENOE del primer trimestre del año 2005, INEGI reporta que el país tenía 103,597,366 habitantes, y para el tercer trimestre de 2012, se reporta que el país tenía 115,296,767 habitantes.

Por tanto, utilizando los porcentajes de pobreza de CONEVAL, en 2005 se puede decir que el país tenía 42.8 millones de pobres de ingreso laboral. Sin embargo, utilizando el ingreso imputado se encuentran 37.3 millones de personas en pobreza de ingresos laborales para ese mismo año. Para el tercer trimestre de 2012, las diferencias son mayores: los porcentajes publicados por CONEVAL implican que existen 61.1 millones de pobres por ingresos laborales, pero usando el ingreso imputado se encuentra que existen solo 46.5 millones de pobres por ingresos laborales. Dado que el número de individuos que no reporta ingresos aumentó principalmente entre las personas con mayor educación, y dado que CONEVAL toma a esas personas como ingreso cero, se está sobreestimando tanto el número de pobres como el crecimiento en la pobreza. Los porcentajes de CONEVAL implican un aumento de la pobreza laboral de 17 millones de personas en el periodo 2005 a 2012, pero utilizando el ingreso imputado se tiene un incremento de 9.2 millones de personas en ese periodo. Asimismo, para el tercer trimestre de 2012, existen 8.1 millones de personas que son declarados como pobres; pero, de acuerdo con método de imputación, no lo son.

Las figuras 5, 6 y 7 resaltan la importancia de imputar los ingresos inválidos. La proporción de trabajadores que no declara ingresos ha ido en aumento, y su composición está cambiando de tal manera que cada vez más trabajadores con educación superior evitan dar información de ingreso. Esta información es importante, tanto que no tomarla en cuenta sesga sustancialmente las cifras oficiales de pobreza y del ingreso familiar *per cápita*. Los resultados anteriores implican que: las instituciones oficiales en México deben considerar imputar los ingresos inválidos siguiendo la misma metodología que en este artículo, o alguna cercana.

Por otro lado, la figura 8 muestra que el ejercicio antes presentado es robusto, cuando se elimina a hogares con individuos con ingresos inválidos. Es decir, aquí se elimina todo hogar que tenga al menos un individuo que no reporta ingresos (inválidos y sin pago). Recordemos que CONEVAL asigna un ingreso cero a los individuos que no reportan ingresos. También se añade a la figura qué pasa cuando se incluye en el cálculo a individuos sin pago, así como el método de imputación mencionado. El incremento en la pobreza laboral con el cálculo de imputación es el menor de todos los casos. Esto implica que es muy importante corregir en la muestra por los ingresos inválidos.

Figura 8
Robustez de la imputación al eliminar hogares con individuos con ingresos inválidos



Nota: A y B se graficó para los trimestres 1 y 3. Se utiliza el método de imputación Hot-Deck, imputación múltiple 10 repeticiones. La línea con ingreso válido se refiere al cálculo que excluye de la muestra a aquellos hogares con al menos 1 integrante con ingresos inválidos (es decir, no reporta ingresos ese individuo pero reporta tener un trabajo remunerado) y aquellos hogares con únicamente trabajadores sin pago. La línea con ingreso válido y sin pago se refiere a que se incluyen los hogares con trabajadores sin pago, pero se siguen excluyendo hogares con algún miembro con ingreso inválido. Aunque la línea indicada como "Nacional" es calculada por el autor, se utilizan los programas provistos por CONEVAL, y por tanto se obtienen los mismos números que CONEVAL (2012).

Fuente: cálculos realizados por el autor con datos de la ENOE.

Conclusiones y recomendaciones

En este artículo, se argumenta que asignar ingresos cero para las personas que deciden no declarar ingresos en México ha dejado de ser válido. La Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo muestra que, de 2005 a 2012, la proporción que no declara ingresos pero trabaja remuneradamente con horas positivas de trabajo, aumentó de 10% a 20%. La mayoría de los trabajos en economía laboral y los cálculos de pobreza oficiales en México no corrigen por ese posible sesgo. En este artículo, se discuten y analizan diversos métodos de imputación con su aplicación en el cálculo de pobreza y desigualdad.

La metodología compara cuatro métodos: pareamiento por puntajes de propensión, método de hot-deck, método de asignación de la mediana más un ruido, y finalmente el método de pareamiento por puntaje predictivo. Los cálculos de ingreso, pobreza y desigualdad son robustos al uso de diferentes métodos. Por tanto, se recomienda aquel de más fácil aplicación. En este artículo, se recomienda el uso del método de *hot-deck* por su facilidad de aplicación, y tiempo estimado de cómputo y ejecución.

Las implicaciones del método de corrección de ingresos son las siguientes. Primero, para el año 2012 el ingreso individual está subestimado en aproximadamente 4%. Segundo, la caída en la desigualdad de ingresos individuales está sobreestimada. De considerarse toda la muestra de trabajadores remunerados, la verdadera desigualdad sería 2.4% mayor que lo que es ahora. Tercero, el ingreso familiar está subestimado en 36%. En particular, se encuentra que el ingreso familiar *per cápita* verdadero, tiene el mismo valor real en el año 2005 primer trimestre y el 2012 tercer trimestre. Mientras que el ingreso reportado en ese mismo periodo ha caído cerca de 15% en términos reales. Cuarto, y más importante, la pobreza laboral como la calcula CONEVAL está sobreestimada. Cuando se construye el índice de la tendencia laboral de la pobreza, el CONEVAL (2012) encuentra que la pobreza ha aumentado un 25% en el periodo 2005-2012. Sin embargo, cuando se imputan los ingresos inválidos se encuentra que la pobreza laboral solo ha aumentado un 12%. Tanto la subestimación de ingresos familiares como la sobreestimación de la pobreza laboral, se deben principalmente a que se toman como ingresos cero los ingresos de personas que sí tienen un ingreso positivo (pero deciden no reportarlo). Esto causa una seria sobreestimación en la pobreza del país, y en la tendencia observada. Los resultados de este artículo sugieren que las instituciones encargadas de medir pobreza y asignar recursos con base en ella, como por ejemplo CONEVAL y SEDESOL, deben incluir en sus cálculos un método de corrección para los trabajadores que deciden no declarar ingresos.

Por otro lado, el presente trabajo presenta una limitante importante. El trabajo se refiere únicamente a los cálculos estadísticos basados en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Sin embargo, la medición oficial de la pobreza se realiza con la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH). Y si bien la tendencia en la pobreza entre ambas encuestas es muy similar, para poder hacer inferencias con la medición de pobreza oficial habría que analizar el problema de ingresos inválidos en la ENIGH. Sin embargo, ese procedimiento representa retos importantes dado que los ingresos en la medición oficial incluyen no solo ingresos laborales sino otros ingresos también (por ejemplo: remesas, ingreso no monetario, entre otros). Por tanto, un procedimiento correcto sería imputar todas las fuentes de ingreso y no únicamente el ingreso laboral. Definir esos criterios, así como una comparación de métodos de imputación para diferentes encuestas, es una labor para futuras investigaciones.

Referencias

- Allison, P. D. (2001). *Missing Data*. Beverly Hills, California: Sage Publications.
- Allison, P. D. (2012). *Modern Methods for Missing Data*. Disponible en internet <http://www.amstat.org/sections/srms/webinarfiles/ModernMethodWebinarMay2012.pdf>, último acceso 28 de junio de 2013.
- Andridge, R. R. y Little, R. J. A. (2010), "A Review of Hot Deck Imputation for Survey Non-response". *National Institutes of Health*, 78(1), 40-64.
- Caliendo, M., y Kopeinig, S. (2008). "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching". *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Chernick, M. R. (2008). *Bootstrap methods: A guide for practitioners and researchers*. Segunda edición, Hoboken, New Jersey: Wiley-Interscience.
- CONEVAL (2010). "Tendencias Económicas y sociales de corto plazo y el Índice de la tendencia laboral de la pobreza (ITLP)". *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social*. México: Gobierno Federal. Disponible en: http://www.coneval.gob.mx/cmsconeval/rw/resource/coneval/med_pobreza/TendenciaLaboralPobrezaCONEVAL.pdf?view=true, último acceso diciembre 12, 2012.
- CONEVAL (2012). "Tendencias Económicas y sociales de corto plazo. Resultados Nacionales. Noviembre 2012". *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social*. México: Gobierno Federal. Disponible en: <http://web.coneval.gob.mx/Informes/ITLP/TERCER%20TRIMESTRE%202012/ITLP%20NACIONAL%20noviembre%202012.pdf>, último acceso diciembre 12, 2012.
- Di Nardo, J., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (1996). "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach". *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
- Durrant, G. B. (2005). "Imputation Methods for Handling Item-Nonresponse in the Social Sciences: A Methodological Review". *National Centre for Research Methods Working Paper Series*.
- ENIGH (2010). Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares en México. *Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI)*. México.
- ENOE (2012). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. *Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI)*. México.

- Haitovsky, Y. (1968). "Missing data in regression analysis". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 30, 67-82.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Humphries, M. (2012). *Missing Data & how to deal: an overview of missing data*. Disponible en: http://www.utexas.edu/cola/centers/prc/_files/cs/Missing-Data.pdf, último acceso 28 de junio de 2013.
- INPC (2012). Índice Nacional de Precios al Consumidor. *Banco de México*. México.
- Kennickell, A. B. (1998). "Multiple Imputation in the Survey of Consumer Finances". Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington, D.C.
- Leuven, E. y Sianesi, B. (2012). *PSMATCH2: Stata Module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing*. Disponible en: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, último acceso en diciembre 12, 2012.
- Little, R. J. A. (1988). "Missing-data adjustments in large surveys". *Journal of Business and Economics and Statistics*, 6(3), 287-296.
- Little, R. J. A. y Rubin, D. B. (2002). *Statistical Analysis with Missing Data*. 2a edición. Wiley-Interscience,
- Mander, A. y Clayton, D. (2007). *HOTDECK: Stata Module to impute missing values using the hotdeck method*. Disponible en: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s366901.html>, último acceso en diciembre 12, 2012.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2012). "Índice de la tendencia laboral de la pobreza. Consideraciones sobre adiciones al grupo de trabajadores con ingreso reportado". Mimeo.
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rubin, D. B. (1976). "Inference and missing data (with discussion)". *Biometrika*, 63, 581-592.
- Rubin, D. B. (1996). "Multiple Imputation After 18+ Years". *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 473-489.
- Rubin, D. B. (2004). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. Wiley-Interscience.

- Rubin, D. B., y Schenker, N. (1986). "Multiple imputation for interval estimation from simple random samples with ignorable non-response". *Journal of the American Statistical Association*, 81(394), 366-374.
- Rubin, D. B. y Thomas, N. (1986). "Matching Using Estimated Propensity Score: Relating Theory to Practice". *Biometrika*, 52(1), 249-264.
- Schafer, J. L. (1997). *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. London, Chapman and Hall.
- West, S., Butani, S. y Witt, M. (1990) "Alternative Imputation Methods for Wage Data". *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 254-259.
- Zhang, P. (2003). "Multiple Imputation: Theory and Method". *International Statistics Review*, 71(3), 582-592.

**Poverty dynamics in rural Mexico:
What does the future hold?**

Javier Parada Gómez Urquiza*
Alejandro López-Feldman**

Fecha de recepción: 15/I/2013

Fecha de aceptación: 29/VIII/2013

Abstract

We use panel data from the 2002-2007 period to analyze poverty dynamics in rural Mexico. The poverty measures show almost three fifths of the surveyed households experienced poverty at least once, while one fifth were cataloged as chronically poor. Additionally, asset accumulation dynamics show that there is low asset mobility and that the level of welfare Mexican rural households are expected to reach in the long run would be above poverty, but still quite low (per capita income equal to 6.35 times the Mexican food poverty line).

JEL Classification: I32, O12.

Keywords: Mexico, Household Welfare Dynamics, Poverty Traps.

Resumen

Este trabajo utiliza datos panel para el periodo 2002-2007, a fin de analizar la dinámica de pobreza en el México rural. Los resultados muestran que durante este periodo, casi tres quintas partes de los hogares encuestados estuvieron bajo la línea de pobreza, por lo menos una vez, y una quinta parte se mantuvo en pobreza crónica. Además, la dinámica de acumulación de activos muestra un bajo nivel de movilidad en la posesión de activos, y un equilibrio de largo plazo que lograría llevar a todos los hogares rurales mexicanos por encima de la línea de pobreza, pero a un nivel que seguiría siendo relativamente bajo (un ingreso *per cápita* equivalente a 6.35 veces la línea de pobreza alimentaria).

* Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Davis. Address: One Shields Avenue, Davis, CA, 95616.

Email: parada@primal.ucdavis.edu

** Centro de Investigación y Docencia Económicas, CIDE. Address: Carretera México-Toluca 3655, Col. Lomas de Santa Fe, C.P. 01210. México, D.F.

Email: alejandro.lopez@cide.edu

Clasificación JEL: I32, O12.

Palabras Clave: México, dinámica de bienestar de los hogares, trampas de pobreza.

Introduction

Recent research shows a process of gradual poverty alleviation in Mexico in the years that followed the Mexican 1994 economic crisis but prior to the 2007-2008 global financial crisis (see Cortés *et al.*, 2003; Székely, 2005; Galindo, Escajeda, and Galindo, 2009). In many regions of rural Mexico, however, limited economic opportunities, poor education, and lack of productive assets remain the norm. Therefore, considering that poverty can be a long-duration self-reinforcing event, a forward-looking approach to rural poverty is required not only in order to measure current poverty but also to estimate how many of the currently poor are likely to remain poor in the future.

The purpose of this study is to analyze poverty dynamics in rural Mexico and to determine if certain subgroups are more likely than others to remain poor in the long run. We move beyond the traditional measurement of poverty to analyze poverty transitions as well as to distinguish deep-rooted persistent poverty from poverty that decreases over time. The paper is organized as follows: section 1 describes the basic characteristics, methodology and limitations of the four poverty measurement approaches. In Section 2, we implement these different approaches using panel data from the 2002-2007 period. Conclusions of the analysis are presented at last.

1. Poverty Analysis Methodology

Following Carter and Barrett (2006), we apply four alternative approaches to measure poverty using income and productive assets as units of measurement. This combination of approaches allows us to obtain a better understanding of the characteristics of poverty in rural Mexico.

The first approach relies on the commonly used FGT measures proposed by Foster, Greer and Thorbecke (1984). The FGT index is defined as:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I_i \left(\frac{\bar{y} - y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha} \quad (1)$$

where N is the sample size, $\bar{y}$ is the poverty line, y_i is the flow-based measure of welfare (in this case income), I_i is an indicator variable taking value one if $y_i < \bar{y}$ and zero otherwise, and α is a parameter reflecting the weight placed on the severity of poverty. Setting $\alpha=0$ yields the poverty headcount ratio P_0 (the share of a population falling below the poverty line). The higher-order measures P_1 and P_2 correspond with the poverty gap and the squared poverty gap.

One of the main drawbacks of this first approach is its incapability of distinguishing if a specific subpopulation remains in poverty over time or if poverty is a transitory phenomenon. In order to overcome this limitation we proceed to the second measurement approach suggested by Carter and Barrett (2006), in which panel data is used to calculate an income poverty transition matrix. This matrix is shown in Table 1. Households are classified into three categories: the always poor, the sometimes poor, and the never poor. Households that are always poor are considered to be chronically poor while those that are sometimes poor are referred to as transitorily poor.

Table 1
Decomposition of all Possible Income and Asset Poverty Dynamics

Income Poverty Transition Matrix		
	$y_{it} < \bar{y}_t$	$y_{it} \geq \bar{y}_t$
$y_{it-1} < \bar{y}_{t-1}$	1. Always poor	3. Got ahead
$y_{it-1} \geq \bar{y}_{t-1}$	2. Fell behind	4. Never poor
Asset Poverty Transition Matrix		
	$A_{it} < 1$	$A_{it} \geq 1$
$A_{it} < 1$	a. Always below asset poverty line	c. Asset accumulation
$A_{it-1} \geq 1$	b. Asset loss	d. Always above asset poverty line

Source: by authors.

To overcome the main disadvantage of this second measure, its inability to distinguish structural from stochastic poverty, we move on to the third approach. Carter and May (1999, 2001) set the framework for what is known as third-generation poverty measurement. They characterize poverty in terms of the livelihood systems that link social and economic endowments to income possibilities. Their reformulation of poverty measurements from income to asset space introduces the concept of an asset poverty line (the

level of assets that would map to a level of income equal to the income poverty line). In their model, households that own bundles of assets above the asset poverty line should be able to obtain income above the income poverty line. However, there are constraints that may limit households' ability to effectively utilize their productive assets to generate income. This suggests that poverty is a matter not only of having few assets, but also of facing constraints that limit the effectiveness with which those assets can be used (Carter and May, 1999).

Based on households' ownership of physical assets and entitlements, third-generation poverty measurement allows us to compare a household's asset-based expected level of welfare to the actual income obtained. Given that comparison, a household's low level of income may be defined as a stochastic or structural poverty phenomenon depending on whether the expected level of welfare is located above or below the asset poverty line. For example, there may be a household obtaining a level of income below the poverty line even though its asset-based expected level of welfare is above the poverty line, in which case we say that this household's poverty is a stochastic phenomenon instead of a structural one.

The construction of a one-dimensional asset-based index that reflects a household's expected level of well-being is a key step for third-generation poverty measurement. Constructing an index of asset wealth requires selecting a set of weights for each asset such $A_1 = \hat{\alpha}_1 \alpha_{1i} + \dots + \hat{\alpha}_K \alpha_{Ki}$, where A_1 is the asset index that results from adding assets $\alpha_1, \dots, \alpha_K$ according to their assigned weights $\alpha_1, \dots, \alpha_K$. The main discussion in the construction of an asset index is how to determine these weights instead of imposing them arbitrarily. Filmer and Pritchett (2001) use Principal Component Analysis (PCA) to aggregate several binary asset ownership variables into a single asset index.¹ On the other hand, Adato, Carter and May (2006) and Naschold (2012) suggest a livelihood regression as a method for the construction of an asset index that offers a more intuitive interpretation of the index' units. The livelihood regression is the approach followed in this work.

A livelihood regression expresses a household's well-being as a function of its characteristics and asset holdings. Let y_{it} be a household's real income and S_{it} its subsistence needs (in our case this is defined as household size times the food poverty line). Let I_{it} be a measure of household's i livelihood at time, expressed as the ratio of its real income to its subsistence needs:

¹ It is worth noting that because PCA was created for the aggregation of several continuous variables into a single one, the application of PCA to discrete asset variables has been criticized. Kolenikov and Angeles (2004) propose as an alternative the use of polychoric PCA, a technique that incorporates the use of discrete data into PCA.

$$I_{it} = \frac{y_{it}}{S_{it}} = \frac{y_{it}}{\text{householdsize}_{it} * \text{foodpovertyline}_t}$$

Hence, I_{it} measures a household's well-being in Poverty Line Units (PLU's). This variable equals one when the average income of the household members is exactly equal to the food poverty line and $I_{it} < 1$ ($I_{it} > 1$) indicates if household i is poor (non-poor) at time t . The following regression function relates livelihood of household i at time t to the bundle of assets owned by that household and its characteristics:

$$I_{it} = \alpha_0 + \sum_{K=1}^K \alpha_K \mathfrak{a}_{itk} + \sum_{t=2}^T \delta_t T_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

The fitted values of this regression, A_{it} , can be interpreted as an asset-based index of household well-being in which assets and household characteristics ($\mathfrak{a}_1, \mathfrak{a}_2, \dots, \mathfrak{a}_K$) are weighted according to their marginal contribution to well-being. Once the asset index has been constructed there is enough information to characterize each household's asset poverty dynamics by examining whether they are above or below the asset poverty line, which in this case is $\bar{A}_t = \bar{A}_{t-1} = 1$.

By combining each one of the cells of the income poverty transition matrix with a cell from the asset poverty transition matrix we are able to characterize all the different kinds of short-run poverty transitions. Table 1 presents both matrices. Starting with the transitions out of poverty, Cases 3a and 3b both represent temporary spells of good luck in which a household's income above the poverty line in period t is not supported by an asset index above the asset poverty line. These households are stochastically non-poor in period t and are not expected to maintain their non-poor status over time. Alternately, households in Case 3d were initially poor because of a negative shock and the transition to the non-poor state reflects a return to an expected non-poor standard of living. Finally, Case 3c represents the structural transition to a non-poor state due to the accumulation of new assets or enhanced returns to existing ones.

Following a similar logic, it is possible to identify stochastic from structural poverty transitions among those falling into poverty. Cases 2c and 2d are the result of a temporary spell of bad luck in period t for a household that was not poor in period $t - 1$. Case 2a is the result of falling back into poverty

after an episode of good luck. The structural poverty transition in Case 2b, results from loss of assets or a decrease in the returns to assets possessed.

Among households identified as always poor it is possible to identify those that were structurally poor in period $t - 1$ and over time failed to accumulate the assets and entitlements related to obtaining a level of income above the poverty line in period t (Case 1a). The rest of the always poor, Cases 1b, 1c, and 1d, are households who have an asset base that would be expected to yield a livelihood above the poverty line but were pushed below it by negative livelihood shocks in the initial period (Case 1b), the final period (Case 1c) or in both periods (Case 1d). Finally, among the never poor, it is also possible to distinguish between the structurally never poor (Case 4d) and the rest of the households that have experienced positive shocks in either the initial period (Case 4c), the final period (Case 4b) or both periods (Case 4a).

As pointed out by Adato *et al.* (2006), identifying the currently structurally poor from the third-generation poverty analysis does not tell us whether the households are on a trajectory of asset accumulation that will allow them to eventually exit poverty in the long term or whether the households are caught in a poverty trap. Therefore, a fourth poverty measurement approach is needed to examine the possible existence of poverty traps based on an understanding of underlying patterns of asset dynamics and to determine if certain households are expected to remain persistently poor over the long term.

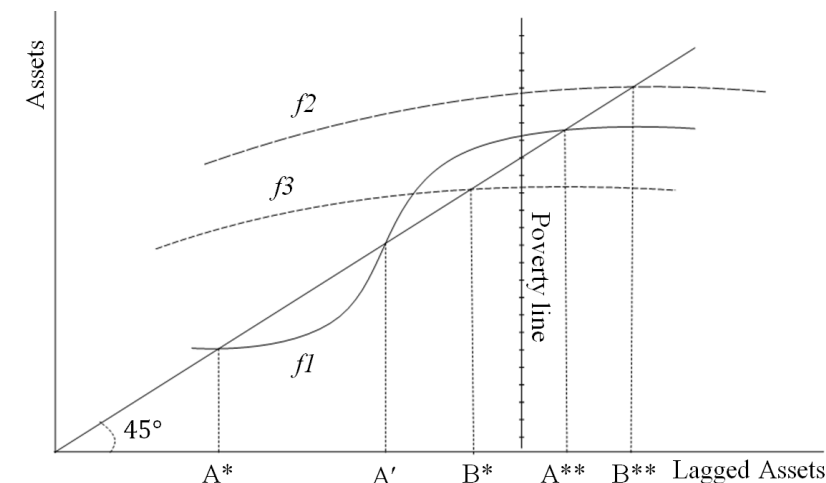
Azariadis and Stachurski (2004) define a poverty trap as any self-reinforcing mechanism that causes poverty to persist, which may occur at any scale from individuals to families, communities, regions, and countries. There are several models in the development literature that capture different mechanisms that may lead to multiple steady states and poverty traps (Galor and Zeira, 1993; Banerjee and Newman, 1993). In this work we aim to test for the existence of poverty traps that arise due to the existence of critical thresholds. To do so we follow the work of Carter and Barrett (2006). They propose a poverty trap mechanism for agrarian communities characterized by the existence of high-return productive activities that are available only to households that can afford to invest in them. For example, there may be higher-return crops and agronomic practices only available to households who reach a critical scale of operation. Relatively wealthy households may afford the sunk costs necessary to undertake a productive investment while poor households may not.

According to their model, households adopting a higher-return productive activity reach a higher steady-state value of welfare. Households that

maintain the lower-return productive activity are caught in a lower level of welfare and will only be able to escape from it if they can afford to switch to the higher-earning strategy. Therefore, the key question is whether households with the lower-return productive activity will be able to reach the level of wealth where increasing returns occur and afford to switch to the higher-return productive activity. This minimum level of wealth at which households find it feasible to make the necessary sacrifices to save and switch to the higher-return productive activity is called the Micawber threshold. Finding a Micawber threshold, based on observed behavior, separates households lacking the assets and entitlements needed to escape poverty over time from those engaged in a cycle of asset accumulation that may lead to better standards of living in the future.

Function $f1$ in Figure 1 shows the basic logic of Carter and Barrett's (2006) model. It illustrates the S-shaped dynamics of a model with two stable equilibria (A^* and A^{**}) and a Micawber threshold (A'), an unstable equilibrium where the asset accumulation bifurcates. For a model with these characteristics, the value A^* denotes the steady-state equilibrium yielding a low level of income to all households restricted to the lower-return productive activity. The equilibrium A^{**} denotes the same thing for the higher-return productive activity. Because A^* is located below the poverty line any individual who settles into equilibrium at A^* would be caught in a poverty trap even though a higher non-poor equilibrium exists.

Figure 1
Asset recursion diagram that illustrates multiple dynamic equilibria
dynamics and conditional convergence dynamics



Source: by authors.

Extending the logic of Carter and Barrett's framework, the possibility of a single equilibrium can also be illustrated. For example, function f_2 illustrates the case in which there is no poverty trap and households unconditionally converge to an equilibrium B^{**} above the poverty line. In contrast, households whose asset dynamics behave as in function f_3 would be expected to reach B^* , a single steady-state stable equilibrium located below the poverty line.

The literature in development microeconomics offers empirical tests to detect the existence of poverty traps. The core hypothesis is that multiple dynamic equilibria might exist and thus that initial conditions matter to subsequent income or wealth accumulation trajectories (Lybbert, Barrett, Desta and Coppock, 2004). Following Barrett *et al.* (2006) and Lybbert *et al.* (2004), we use parametric and semiparametric regression techniques to estimate the levels of well-being that households are expected to reach over time.

2. Data and results

The data for this study is taken from the first two rounds of the Mexican National Rural Household Survey (ENHRUM), a collaborative project between the Colegio de México and the University of California, Davis. The first round of the survey was completed in early 2003 (the data is for the year 2002) and the second in early 2008 (the data is for 2007). The sampling strategy was designed by the Mexican National Institute of Statistics and Geography to be representative of Mexican rural communities with populations between 500 and 2,499 habitants (representing more than 80% of Mexico's rural population).² The country was divided into five regions³ and 16 villages were selected from each region. The sample consists of more than 1,700 randomly selected households located in eighty villages from 14 Mexican states. In this study we use a panel consisting of 1,529 households.⁴

An important first step in our study was to approximate household income. Detailed data on all household productive activities allows for the estimation of total income for each household in the ENHRUM sample. Total income is

² We focus on rural communities where poverty is more prevalent; in 2008, the poverty headcount in rural communities was three times that of urban communities (CONEVAL, 2010).

³ These regions are: South-Southeast (Oaxaca, Veracruz and Yucatán), Center (Estado de México and Puebla), Center-West (Guanajuato, Nayarit and Zacatecas), Northwest (Baja California, Sonora and Sinaloa), and Northeast (Chihuahua, Durango and Tamaulipas).

⁴ We used the data from 2002 to test if there was evidence of non-random attrition but did not find any.

constructed by adding income from six different sources: family production (crop, livestock, non-agricultural, commerce, services, and natural resource extraction), agricultural wage labor, non-agricultural wage labor, internal migrant remittances, international migrant remittances, and public transfers. For poverty estimations we took the official poverty lines⁵ provided by CONEVAL (2009).

Table 2
Foster-Greer-Thorbecke Poverty Measures
(National and by region)

	Headcount		Poverty Gap		Squared Poverty Gap	
	P_0		P_1		P_2	
	2002	2007	2002	2007	2002	2007
Mexico	39.3	35.6	22.7	19.9	19.6	16.8
South-Southeast	64.5	50.3	35.9	25.6	25.1	20.8
Center	39.3	41.1	19.2	23.4	19.4	21.0
Center-West	32.1	29.8	19.4	15.3	19.5	11.2
Northwest	21.5	25.8	13.2	16.2	11.9	13.4
Northeast	36.5	27.7	25.3	17.7	21.5	16.9

Source: calculations by authors.

Table 2 shows the results of measuring the three main variants of the FGT index at the national and regional level. In 2002, almost 40% of Mexican rural households were below the poverty line, while in 2007 this decreased to 36%. During both years the region with the highest percentage of poor was the South-Southeast (65% and 50%). A similar pattern prevails when we look at the two other poverty measures. By looking at short-run poverty transitions (Table 3) we get a better feel of poverty dynamics in rural Mexico. Only 19% of the surveyed households were poor in both 2002 and

⁵ In Mexico, the National Council for the Evaluation of Social Development Policy (CONEVAL) is in charge of establishing the guidelines to determine the poverty line that relates to each of the following definitions of poverty: food poverty (incapability to acquire a basic food basket), capabilities poverty (insufficiency of the available income to acquire the food basket value and make the necessary expenses in health and education), and patrimonial poverty (insufficiency of the available income to acquire the food basket, as well as to make the necessary expenses in health, education, clothing, housing and transportation). For this study, the annual food poverty lines are 5,937.36 pesos for 2002 and 6,089.52 pesos for 2007. The exchange rate during the period was approximately 11 pesos per dollar.

2007 and 44% were above the poverty line in both periods. On the other hand, half of the households classified as poor in 2002 were above the poverty line in 2007, while 28% of households classified as non-poor in 2002 fell into poverty in 2007. This shows that rural transitions into and out of poverty were relatively common in Mexico during this period.

Table 3
Poverty Transition Matrix

		2007	
		Poor 36%	Non-poor 64%
2002	Poor 39%	Always poor: 19%	Got out of poverty: 20%
	Non-poor 61%	Fell into poverty: 17%	Never poor: 44%

Source: calculations by authors.

In order to empirically distinguish between households that can be expected to escape poverty over time from those that cannot we use the livelihood-weighted asset index methodology described in Section 1 and calculate a transition matrix that combines the income and asset poverty transition matrices. The livelihood regression (Equation 2) was estimated using a random effects model.⁶ The assets included captured the financial, productive and human capital of the households (see Table 4).⁷

⁶ A Hausman test failed to reject the null hypothesis that the coefficients of the random and fixed effects models are the same so we decided to use the most efficient model.

⁷ As a robustness check we constructed an asset index using the first principal component from a polychoric PCA as suggested by Kolenikov and Angeles (2004). The results were very similar to those presented here.

Table 4
Assets included in the asset index and mean values by period

Type of Capital	Subcategory	ENHRUM	2002	2007
Household	Household	Age of Household Head	48.97	53.69
Characteristics	Head	Squared Age of Household Head	2,638	3,120
		Gender of Household Head	87%	86%
		Education of Household Head	4.50	4.49
		Number of rooms	2.92	3.08
Physical Capital	Housing	Kitchen	94%	87%
		Wall Material:		
		<i>Perishable materials</i>	3%	2%
		<i>Wood or metal</i>	14%	11%
		<i>Block or adobe</i>	24%	24%
		<i>Brick or stone</i>	59%	64%
		Roof Material:		
		<i>Brick</i>	0%	0%
		<i>Cardboard</i>	1%	1%
		<i>Tile</i>	5%	5%
		<i>Metal</i>	38%	34%
		<i>Perishable materials</i>	7%	4%
		<i>Wood</i>	10%	11%
		<i>Concrete</i>	38%	44%
		Windows:		
		<i>No windows</i>	8%	8%
		<i>No glass</i>	28%	20%
		<i>Glass</i>	65%	73%

Continue on next page.

Table 4... Continue
Assets included in the asset index and mean values by period

Type of Capital	Subcategory	ENHRUM	2002	2007
Physical Capital	Housing	Bathroom:		
		<i>No bathroom</i>	10%	5%
		<i>Latrine</i>	43%	36%
		<i>Toilet</i>	47%	60%
		Water supply	82%	84%
		Drainage	25%	32%
		Electricity	94%	98%
		Telephone	23%	36%
		Refrigerator	59%	74%
		Cooking Fuel:		
		<i>Other fuel</i>	0%	0%
		<i>Both firewood and gas</i>	29%	26%
		<i>Firewood</i>	29%	36%
		<i>Gas</i>	41%	39%
	Land	Land	5.14	5.29
		(Land) ²	745	760
	Livestock	Cows	1.39	1.48
		Calves	0.58	0.71
		Bulls and oxen	0.12	0.14
		Horses	0.21	0.27
		Donkeys	0.14	0.13
Financial/ Productive Capital	Productive durables	Automobile	0.15	0.19
		Truck	0.18	0.25
		Tractor	0.04	0.05
		Cultivator	0.01	0.03
		Mill	0.01	0.04
	Transfer income	Number of household members in the US	0.29	0.59
		Transfers	666.95	682.58
		(Transfers) ²		
		Transfers*Land	7,405	6,288
Human Capital	Languages	Spanish	82%	80%
		English	1%	4%
	Health	Bad	40%	35%
		Average	9%	14%
		Good	51%	51%

Source: calculations by authors.

The transition matrix is shown in Table 5. Results indicate that among households identified as always poor, 23% were structurally poor in 2002 and failed to accumulate assets and entitlements related to obtaining a level of income above the poverty line in 2007. Among households who were poor in 2002 and moved ahead in 2007, 14% received positive stochastic shocks that pushed them above the poverty line in 2007, but they lacked the necessary asset base to be expected to maintain their non-poor status over time. On the other hand, 73% were unlucky in 2002 but returned to their expected non-poor level of income in 2007.

Table 5
Poverty Transition Matrix and Third Generation Poverty Measures

		2007	
		Poor 36%	Non-poor 64%
2002	Poor 39%	19% Always poor, of which: 23% Structurally-poor in both periods 77% Negative stochastic shocks	20% Got ahead, of which: 14% Stochastically-non-poor in 2007 73% Non-poor who were unfortunate in the initial period 13% New structurally-non-poor, accumulated assets to become structurally non-poor in 2007
	Non-poor 61%	17% Fell behind, of which: 88% Stochastically-poor in 2007 7% Poor who were fortunate in the initial period 5 % New structurally-poor, lost their initially non-poor asset base and became structurally poor in 2007	44% Never poor, of which: 84% Structurally non-poor in both periods 16% Positive stochastic shocks

Source: calculations by authors.

Among households who were non-poor in 2002 and fell behind in 2007, 88% received negative stochastic shocks that made them poor although they were expected to be non-poor in 2007. The rest of the households in this category were either initially lucky or lost part of their asset base and experienced a structural transition into poverty. Finally, among the never poor, it is possible to distinguish a group of households that have accumulated an asset base that supports their structurally non-poor level of income in both periods (84%).

This third-generation poverty measure provides valuable information about how likely it is for poverty to persist in the short term. It does not, however, say anything about the long-term dynamics of asset accumulation, and therefore about the potential existence of poverty traps. Hence, the final step of our analysis was to use fourth-generation poverty measures to look at the long-term poverty trend in rural Mexico.

The first econometric technique used is the parametric polynomial model. In this model, control variables are introduced in a linear form (except the age of the household head since its squared value is also included) while the asset index for the initial year is included as a fourth-degree polynomial. The control variables used in the econometric analysis are the household head's age, gender and education, as well as household size and household members' education. The parametric analysis is complemented with a kernel-weighted regression, a semiparametric technique with no assumptions on the functional form of the relationship between the asset index and its lagged value (see Pagan and Ullah (1999) and Ruppert, Wand and Carroll (2003) for more details on this econometric technique).

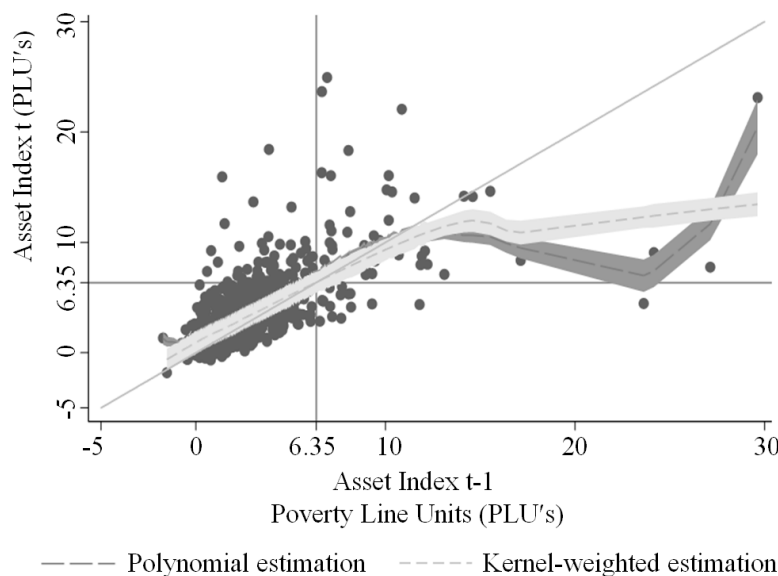
Figure 2 shows the results of the econometric estimation used to test the existence of a poverty trap.⁸ There are only slight differences between the two estimation techniques. Most importantly, both techniques show similar evidence of non-linear dynamics towards the tails of the distribution, but an almost linear behavior in the middle. On the one hand, at low values of the asset index the confidence bands of the estimations are fairly close to the 45-degree line, which suggests a low, or even null, level of asset mobility. This goes in line with Naschold's (2012) findings in the sense that the "poor stay poor". On the other hand, at relatively higher levels of the asset index there

⁸ Considering that the objective is to test for the existence of multiple equilibria and not to estimate the marginal effects of the control variables, the full econometric results are not shown; the coefficients for household head's age, gender and in some models the number of members with elementary school were statistically different from zero.

is evidence that there might be a single stable equilibrium shared by the whole surveyed rural population.⁹

Given the latter interpretation of the results the relevant question is: what would this equilibrium level of welfare be relative to the poverty line? Figure 2 shows that this equilibrium is located around 6.35 poverty line units (this means that, in equilibrium, an individual lives with approximately 105 pesos per day). This interpretation imply that, in the absence of stochastic shocks, Mexican rural households are expected to reach a common long-term level of wealth that is slightly more than 6 times the food poverty line.¹⁰

Figure 2
Polynomial and Kernel-Weighted Estimation Results



Note: 90% confidence bands shown.
Source: calculations by authors.

⁹ An additional semiparametric technique was used: penalized splines. The results, not shown, are similar to those presented in Figure 2 with the exception that with penalized splines we find additional equilibrium to the left of the one reported here. The additional equilibrium does not affect our conclusion that there is no evidence of a poverty trap so we decided to focus on the results obtained with polynomial and kernel estimations.

¹⁰ This equilibrium is also bigger than the capabilities poverty line and the patrimonial poverty line mentioned in footnote 5.

Table 6
Stable Dynamic Asset Equilibria by Subgroups

	Number of Observations	Approximate location of stable equilibrium in food poverty line units	Approximate location of stable equilibrium in pesos per-capita per-day
<i>All</i>	1,529	6.35	105.94
<i>By Region</i>			
South-Southeast	332	3.68	61.40
Northwest	298	5.06	84.42
Center-West	312	5.21	86.92
Center	338	7.26	121.12
Northeast	249	12.00	200.20
<i>By Household Head Gender</i>			
Female	206	5.39	89.93
Male	1,323	7.41	123.63
<i>By Education of Household Head</i>			
Up to 5 years	905	6.88	114.78
Primary school or more	624	9.96	166.17
<i>By Land Ownership</i>			
No land	746	3.90	65.07
0 < Land < 5 ha.	465	6.60	110.11
More than 5 ha.	318	7.42	123.79

Source: calculations by author.

Table 6 shows the results of convergence patterns at the regional level as well as for different groups.¹¹ A single stable equilibrium exists for every region. However, although all regions are expected to overcome poverty over time, there is considerable difference in the levels of welfare they are expected to reach. The Center, Center-West and Northwest regions share a similar equilibrium level of around 5-7 food PLU's.

On the other hand, the South-Southeast converges to a lower-level equilibrium of 3.68 food PLU's (61 pesos per capita per day) and the Northeast region converges to a higher-level equilibrium of 12 food PLU's (200 pesos per capita per day). Households headed by a male are expected to reach a higher equilibrium than households headed by a female. Meanwhile, an equilibrium level close to 10 PLU's was found for those households whose head had completed primary school. In comparison, households whose head had not completed at least 6 years of education are expected to reach an equilibrium of 6.88 PLU's. The analysis by amount of land owned shows that households that do not own land (almost half of the surveyed households) are expected to reach a low-level equilibrium around 3.90 PLU's. In contrast, small landholders (less than or equal to 5 ha.) reach an equilibrium of 6.60 PLU's and households that own more than 5 ha. (20% of surveyed households) reach an equilibrium of 7.42 PLU's.

Conclusions

Our results show that, according to the most basic poverty measurement approach used, more than one third of the Mexican rural population was poor at some point between 2002 and 2007. The second approach, based on comparisons of poverty status over time using panel data, shows that almost three fifths of households experienced poverty in at least one of the two periods considered. Additionally, although 36% of households were considered poor in 2007, only 7% were structurally poor. On the other hand, although 64% of households were non-poor in 2007, only 58.6% were structurally non-poor. This means that 41.4% of the surveyed households are vulnerable either because they are structurally poor or because they face constraints limiting their ability to effectively utilize their assets and endowments.

Finally, the asset-based welfare dynamics approach that tests for the existence of poverty traps shows a low, or even null, level of asset mobility. One way to interpret our results is that poor households are expected to

¹¹ The idea of conditional convergence in this setting refers to groups of households who share similar intrinsic characteristics and that tend to follow an equilibrium path and converge to a living standard unique to the group.

remain poor. A more optimistic interpretation of our results points towards the existence of a non-poor equilibrium all rural Mexican households would be expected to reach in the long term. However, this long-run equilibrium would still be barely above the income needed to pay for basic health, education, clothing, housing and transportation expenses in addition to the basic food basket (i.e. the so-called patrimonial poverty line). In any case, both low mobility and a low long-term equilibrium imply that welfare of rural households in Mexico is not expected to rise significantly given the current conditions.

References

- Adato, M., Carter, M. R. and May, J. (2006). "Exploring poverty traps and social exclusion in South Africa using qualitative and quantitative data". *Journal of Development Studies*, 42, 226-247.
- Azariadis, C. and Stachurski, J. (2004). Poverty traps. En Aghion, P. and Durlauf, S. (Eds.), *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier.
- Banerjee, A. and Newman, A. (1993). "Occupational choice and the process of development". *Journal of Political Economy*, 101, 274-98.
- Barrett, C., Marenja, P., Mcpeak, J., Minten, B., Murithi, F., Oluoch-Kosura, W., Place, F., Randrianarisoa, J., Rasambainarivo, J. and Wangila, J. (2006). "Welfare dynamics in rural Kenya and Madagascar". *Journal of Development Studies*, 42, 248-277.
- Carter, M. and May, J. (1999). "Poverty, Livelihood and Class in Rural South Africa". *World Development*, 27(1), 1-20.
- Carter, M. and May, J. (2001). "One Kind of Freedom: Poverty Dynamics in Post-apartheid South Africa". *World Development*, 29(12), 1987-2006.
- Carter, M. and Barrett, C. (2006). "The economics of poverty traps and persistent poverty: an asset-based approach". *Journal of Development Studies*, 42, 178-199.
- CONEVAL (2009). Mexican Social Development Policy Evaluation Council Report on Income Poverty in 2008. *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social*. Mexico: Federal Government.
- CONEVAL (2010). La pobreza por ingreso en México. *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social*. Mexico: Federal Government.
- Cortés, F., Hernández, D., Hernández-Laos, E., Székely, M. y Vera, H. (2003). "Evolución y características de la pobreza en México en la última década del siglo XX". *Economía Mexicana*, 12(2), 295-325.
- Filmer, D. and Pritchett, L. (2001). "Estimating Wealth Effects Without Expenditure Data Or Tears: An Application To Educational Enrollments In States Of India". *Demography*, 38(1), 115-132.
- Foster, J., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984). "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica*, 52(3), 761-766.
- Galindo, C., Escajeda, C. and Galindo, O. (2009). "Poverty and Inequality in Mexico 2000- 2006". *Revista Mexicana de Economía Agrícola y de los Recursos Naturales*, 2, 115-140.
- Galor, O. and Zeira, J. (1993). "Income distribution and macroeconomics". *Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52.

- Kolenikov, S. and Angeles, G. (2004). "The Use of Discrete Data in Principal Component Analysis With Applications to Socio-Economic Indices". *CPC/MEASURE Working paper No. 04-85*.
- Lybbert, T., Barrett, C., Desta, S. and Coppock, D. (2004). "Stochastic wealth dynamics and risk management among a poor population". *The Economic Journal*, 114, 750-777.
- Naschold, F. (2012). "The poor stay poor: Household asset poverty traps in rural semi-arid India". *World Development*, 40(10), 2033-2043.
- Pagan, A. and Ullah, A. (1999). *Nonparametric Econometrics*. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press.
- Ruppert, D., Wand, M. and Carroll, R. (2003). *Semiparametric Regression*. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press.
- Székely, M. (2005). "Pobreza y Desigualdad en México entre 1950 y el 2004". *El Trimestre Económico*, 72(4), 913-931.

Microenterprise Peso Acceptance in El Paso, Texas

Michael J. Pisani*

Thomas M. Fullerton, Jr.**

Fecha de recepción: 15/I/2013

Fecha de aceptación: 27/VI/2013

Abstract:

Utilizing a unique sample of 253 microenterprise border retailers from El Paso, Texas, this paper explores the possibility of cash payment from cross-border shoppers using Mexican pesos. We find that one-fifth of microenterprise retailers in El Paso accept payment in Mexican pesos. Increased peso acceptance rates are associated with retailer proximity to Mexico and business segment in which the retailers compete. El Paso microenterprises are also more likely than their medium- to large-business counterparts to allow payments to be made using Mexican pesos. The opportunity cost of currency substitution is examined for accepting and yet-to-accept firms.

JEL Classification: M21, F31, D22.

Keywords: Microenterprises; Currency Substitution; Reverse Dollarization, Cross-Border Shoppers; El Paso, Texas.

* Central Michigan University. Address: 204C Smith Hall, Central Michigan University, Mt. Pleasant, MI 48859. Telephone: 989-774-1499, Email: m.pisani@cmich.edu

** University of Texas at El Paso. Address: CBA 236, University of Texas at El Paso, El Paso, TX 79968-0543. Telephone: 915-747-7747, Email: tomf@utep.edu

Acknowledgements: Partial financial support for this study was provided by Hunt Communities, El Paso Water Utilities, Texas Department of Transportation, JPMorgan Chase Bank of El Paso, the UTEP Center for the Study of Western Hemispheric Trade, and a UTEP College of Business Administration Faculty Research Grant Fund. Helpful comments and advice were provided by Angel Molina and two anonymous referees. Econometric research assistance was provided by Carlos Lino, Sergio Contreras, Karen Fierro, Azucena Gonzalez, Joseph Kababie, Raúl Muñoz, and Emmanuel Villalobos.

Resumen

Mediante una muestra exclusiva de 253 micro-empresas dedicadas a las ventas al por menor en El Paso, Texas, este artículo explora la posibilidad de que los compradores que cruzan la frontera para realizar compras paguen en pesos mexicanos. Se encuentra que un quinto de las micro-empresas dedicadas a las ventas en El Paso aceptan pagos en pesos mexicanos. El incremento en la tasa de aceptación de pesos se asocia con la proximidad del vendedor a México y al segmento del comercio en el cual los vendedores compiten. Resulta más probable, que las micro-empresas de El Paso realicen transacciones en pesos mexicanos que las empresas medianas y grandes dedicadas al comercio al por menor. También se examina el costo de oportunidad de la sustitución del tipo de cambio para las empresas que aceptan y para las que todavía no aceptan el peso, como moneda de cambio.

Clasificación JEL: M21, F31, D22.

Palabras Clave: Las microempresas; sustitución de monedas, Dolarización inversa; compradores transfronterizos, El Paso, Texas.

Introduction

The El Paso (Texas, U.S.) - Ciudad Juárez (Mexico) borderlands metroplex region is a busy place. On average, during the 2008 study time frame utilized, 14,643 cars and 19,097 pedestrians would cross daily from Mexico into the United States (Texas Center, 2012). While the international boundary physically separates the two communities, cultural and commercial links bind them together. Much of this northbound flow revolves around the daily routines of life—school attendance, work, entertainment, and shopping—where Mexicans cross the border to augment consumer choices¹ (Alegría, 2002; Ghaddar and Brown, 2005).

For example, it is common to see Mexican cross-border shoppers in a variety of retail spaces throughout El Paso, including malls, grocery stores, and gasoline stations. Less understood is the economic interaction and exchange that takes place between Mexican shoppers and El Paso retailers. Generally at a more macro level,² U.S. border communities recognize the importance of retail sales to Mexican shoppers³ (Ghaddar and Brown, 2005) and of the

¹ There is also a robust southern flow of people and goods; however, this paper is focused on cross-border Mexican shoppers.

² The Dallas Federal Reserve Bank sponsored a conference in 2006 that centered on the macro environment of cross-border retailing (Cañas, Coronado, and Phillips, 2006).

³ Ghaddar and Brown (2005, p. 49) estimate 12.7% of all retail sales in El Paso are attributable to Mexican cross-border shoppers.

ups and downs of the Mexican economy's impact on retail sales in the borderlands (Coronado and Phillips, 2007; Patrick and Renforth, 1996). Under these circumstances, it is not surprising that many businesses allow customers to purchase products using Mexican pesos in lieu of U.S. dollars. In fact, a large number of commercial enterprises in south central El Paso directly market to customers from Mexico. Yet there is little research focusing on the micro-level economic interactions between Mexican shoppers and border retail merchants, even less so for U.S. microenterprises situated along the U.S.-Mexico border.

This paper seeks to fill a partial void in this knowledge arena through the investigation of one aspect of the cross-border exchange process for microenterprises in a regional economy: the payment mechanism. Cross-border shoppers from Mexico coming to the U.S. typically pay in U.S. dollars, with a major credit card, or with Mexican pesos. Nearly all U.S. retailers are set up to handle U.S. dollar and credit card payment transactions in the course of normal business operations. The use of non-U.S. dollar payment, on the other hand, is a special circumstance with a higher incidence of occurrence in U.S. border zones (Pisani and Yoskowitz, 2006; Yoskowitz and Pisani, 2007). For a brief moment in 2007, the use (and acceptance) of Mexican pesos in a Dallas based pizza chain made national headlines (MSNBC, 2007). The national stir resulted in death threats, outrage, and curiosity (MSNBC, 2007) for the pizzeria "Pizza Patrón",⁴ but the practice of accepting either the Mexican peso or Canadian dollar in U.S. border environments has a long tradition, dating back many decades (Pisani and Yoskowitz, 2006; Yoskowitz and Pisani, 2007).

No study has yet focused on U.S. microenterprises and Mexican peso payment. In this study, survey responses from 253 small retail establishments in El Paso are analyzed with regard to payment and Mexican pesos. As this research is still exploratory, it seeks to answer the following research questions:

1. At what rate do retail oriented microenterprises engage in the practice of accepting Mexican pesos as an alternative currency payment mechanism?
2. What are the determinants of retail microenterprises engaging in the practice of accepting Mexican pesos as an alternative currency payment mechanism?
3. Are microenterprises different than larger firms in the practice of accepting Mexican pesos as an alternative currency payment mechanism?

⁴ Pizza Patrón is a national (U.S.) pizza chain targeted to Latino consumers (see <http://www.pizzapatron.com>) and accepts pesos as a form of payment in all of its stores. Pizza Patrón is currently located in seven states in the U.S. southwest and south.

Oftentimes “context” is left out of business and economic studies in the search for generalizable phenomena. The elusive search for universals in a world of differences begets theory without contextual application. Context does matter, be it firm size or location, and this study attempts to credibly account for it. The remainder of this paper is organized as follows. Section 1 surveys the literature review. Section 2 details the methodology. Section 3 provides results and addresses the research questions. The last section concludes the paper.

1. Literature Review

The payment mechanism investigated in this paper is the use of the Mexican peso⁵ for retail purchases with El Paso microenterprise retailers. The use of an alternate currency in place of the standard national currency at the retail level has been referred to as currency substitution (Yoskowitz and Pisani, 2002) and may be observed in many parts of the world. Scholars have been interested in currency substitution at the macroeconomic level for some time and a significant literature exists on the topic.⁶ As a microeconomic phenomenon, currency substitution is prominently visible as a retail feature of border regions and duty free stores in port areas, but is nearly devoid of study. Melvin (1989, p. 177) suggests that currency substitution may serve “as a medium of exchange used for transactions” that “is particularly pronounced in border areas.”

Handa and Bana (1990) argue that only when the absolute values of the yields on these payments exceed the transaction costs of handling foreign currency is there an enticement to switch between currencies. Similar points regarding the role of transaction costs as determinants of currency substitution are also made by Williamson (1975, 1996) and Uribe (1997). Inflation differentials and information asymmetries about foreign currencies can also influence business decisions in this regard. In both cases, exchange rate and transaction cost uncertainty result, complicating the pricing decisions faced by managers. Partial dollarization of the Mexican economy allows U.S. consumers to make purchases in Mexico without using pesos in border communities (Pisani, Yoskowitz, and Brusa, 2008). To a lesser extent, reverse dollarization currency substitution also allows consumers to buy retail goods in El Paso without using dollars, the focus of the present study.

⁵ Mexican pesos refers to paper currency rather than coins.

⁶ See, for example: Girton and Roper (1981), Brand (1993), Clements and Schwartz (1993), Selcuk (1994) Sturzenegger (1997), Uribe (1997), Alami (2001), Selcuk (2003), Prock, Soydemir and Abugri (2003).

For cross-border retail trade, exchange rates play a prominent role in influencing consumer flows (Patrick and Renforth, 1996). De Leon, Fullerton, and Kelley (2009) document a significant relationship between peso to dollar exchange rate fluctuations and international border crossings between Ciudad Juárez, Mexico and El Paso, Texas. Business managers are aware of this relationship and adjust prices in response to currency market developments (Fullerton and Coronado, 2001; Blanco-Gonzalez and Fullerton, 2006). Because payments are allowed in both currencies, arbitrage pressures from consumers likely also cause these price adjustments to occur more rapidly than is the case in non-border areas (Fullerton, Fierro, and Villalobos, 2009).

Both dollarization and reverse dollarization occur within the retail segments of the border areas between the United States and Mexico and the United States and Canada (Pisani, Yoskowitz, and Brusa, 2008). In El Paso, reverse dollarization occurs regularly, albeit not as extensively as dollar based currency substitution across the border in neighboring Ciudad Juárez. It is important to note that cross-border shopping is a major element that triggers currency substitution. Key factors that encourage cross-border shopping are lower effective prices, greater product varieties, and quality of goods differences (Ghaddar and Brown, 2005; Yoskowitz and Pisani, 2002). Of course, vacation and business travel may also give rise to incidental foreign currency retail payments.

When northward cross-border shopping occurs in United States - Mexico border areas, firms in the retail sector may cater to Mexican customers by accepting pesos as a means of payment. Firms may accept the pesos at discount rates, breakeven rates, or at premium rates relative to the currency market. The exploration of various retail segments may suggest niche width (from population ecology) as a predictor of involvement in currency substitution. On the one hand, niche width theory suggests that firms with broader scope may be more apt to innovate at the niche boundaries (Sorenson, McEvily, Ren and Roy, 2006), yet do so at the risk of spreading scarce resources even more thinly (Hannan and Freeman, 1977; Hsu, 2006). On the other hand, more specialized retail segments may have more resources available to focus on complementary customer services. Given that, various retail segments are analyzed that not only engage in cash transactions, but also vary across retail breadth and depth.

Prior studies indicate that approximately 20 percent of Texas border retail firms accept pesos, while 70 percent of businesses farther north regularly accept Canadian dollars (Yoskowitz and Pisani, 2002; Pisani and Yoskowitz, 2006). Greater historic monetary instability in Mexico contributes to that difference. Nevertheless, cultural ties, language, proximity to a port of entry,

and business relationships with the bordering country may help reduce uncertainties associated with accepting foreign currency payments (Yoskowitz and Pisani, 2007; Fullerton, Molina, and Pisani, 2009). However, they can also make some retailers more risk averse and cause them to shy away from accepting payments in foreign currency. An example would be U.S. retailers that held pesos during turbulent periods of unexpected currency weakness in Mexico such as September 1976, February 1982, or December 1994. From a microeconomic perspective, awareness of the profit enhancing opportunity of maintaining a premium on exchange helps offset the costs of engaging in dual currency sales operations⁷ (Pisani and Yoskowitz, 2006).

The cultural environment (Goldschmidt and Remmele, 2005) may also play a role in the currency substitution phenomena. While distinct, the Texas-Mexico border populations share many cultural attributes including language (i.e., Spanish). As such, the cross-border shopping flow from Mexico may more easily navigate the shopping experience in El Paso and El Paso retailers may be more attuned to the cross-border Mexican shoppers' consumer behavior (Ghaddar and Brown, 2005). Although pesos can be utilized in El Paso, there is relatively little documentation of this phenomenon, especially among small businesses (Yoskowitz and Pisani, 2002). As a case of reverse dollarization along the southern border of the United States, it is something that merits attention since a soft currency is making at least limited inroads into a hard currency market.⁸

2. Methodology

The 253 microenterprises (those with five employees or less) surveyed for this paper is narrowed from a larger sample of 586 respondent firms⁹ from El Paso, Texas, all border retailers.¹⁰ A targeted stratified random sample of U.S.-based border retailers based on Pisani and Yoskowitz (2006) and Pisani, Yoskowitz and Brusa (2008) is employed. Ten retail segments are targeted in the survey, including bakeries and tortillerías (tortilla makers);

⁷ Interestingly, Yoskowitz and Pisani (2002) found that currency substitution between the U.S. and Mexico is not a one-way street. Yoskowitz and Pisani (2007, 2002) found that roughly one-fourth of U.S. border retailers in Texas accepted the Mexican peso which enabled accepting retailers to enhance sales revenues by 6% as well as margins made (by 2.5%) on the transaction premium associated with the currency substitution.

⁸ Hard currencies refer to national currencies that have wide acceptance in global trade (e.g., the U.S. dollar, the euro, and the Japanese yen). Soft currencies refer to national currencies that have little to no mobility in market exchanges across borders.

⁹ The response rate for the survey as a whole was 50.7% among all firms.

¹⁰ For summaries of distinct research endeavors utilizing the larger data set, see Fullerton, Molina, and Pisani (2009), and Muñoz, Pisani, and Fullerton (2011).

beer and liquor stores; beauty salons; convenience stores and gasoline stations; restaurants; grocery stores; pharmacies; clothing retailers; hotels and motels; and general and discount merchandisers. The Yellow Pages phone directory¹¹ served as the known universe of firms in El Paso (Yellow Pages 2008). Businesses in these retail segments are deemed more likely to have cash transactions, potentially enhancing the dual-currency environment. Within each classification a range of firms are targeted. Accordingly, the sample includes local firms, regional companies, national organizations, and international chains. In addition the proportional distribution of firms in each category generally reflects that distribution in the general population.¹²

Between July and December 2008, seven trained and paid research assistants (graduate students from the University of Texas at El Paso) and one research associate economist were employed to site visit the randomly selected businesses and ask a series of questions in-person to determine whether or not the firm engaged in currency substitution. The research assistants were all bilingual (English and Spanish) representing the unique business milieu of El Paso. Typically, the surveys took 20 minutes to an hour to complete inclusive of a brief tour of the business. This strategy was employed to increase the willingness of participation and accuracy from the firms (Marín and Marín, 1991; Webster, 1996). The survey was constructed and made available in English and Spanish modeled on two previous studies (see Pisani and Yoskowitz, 2006; Pisani, Yoskowitz, and Brusa, 2008). To ensure readability and clarity for the Spanish survey, the survey instrument was translated into Spanish and back translated into English, as suggested by Brislin (1980).

Extending the work of Pisani, Yoskowitz and Brusa (2008), the survey consisted of ten firm-level demographic questions, including such questions as the number of employees, hours of operation, firm type, and firm age. Each firm representative was asked whether their firm accepted Mexican pesos. For firms indicating that they engaged in currency substitution, twenty-two follow-up questions (e.g., “Does accepting Mexican pesos enhance sales?” and “Does the business conduct any type of advertisement or promotion with regards to its acceptance of Mexican pesos?”) were asked concerning the mechanics of accepting Mexican pesos. Firms that rejected payment in pesos answered eleven “No” follow-up questions. These questions asked whether the firm had considered accepting pesos, whether they believed accepting pesos was too complicated a process, and where the

¹¹ The Yellow Pages: <http://www.yellowpages.com>

¹² In 2008, The U.S. Census Bureau counted 1,071 retailers in El Paso County with five employees or less (U.S. Census Bureau, 2008). Hence, our sample of 253 microenterprises represents 23.6% of the universe of El Paso retailers with five employees or less. Since our sample targeted specific sectors, the coverage is likely much higher for these categories.

decision to reject Mexican pesos originated. Distance¹³ to the nearest international bridge was also included for each completed survey location. The average peso-dollar exchange rate for the survey period was 11.63 pesos per dollar with a standard deviation¹⁴ of 1.43.

Parameter estimation is accomplished using logistic regression analysis. Logit models are very useful for samples in which the dependent variables are dichotomous in nature. This approach has been utilized to analyze discounts and premia charged when pesos are used for retail purchases in El Paso (Pisani, Muñoz, and Fullerton, 2012). An alternative approach is provided by probit analysis and that method is employed in a separate effort involving the total sample of firms for El Paso (Fullerton, Molina, and Pisani, 2009). Either method can be employed. The basic difference involves the underlying probability density functions associated with them. The probit approach utilizes the quantile function of the normal density function, while the logit method uses the quantile function of the logisitic distribution (Pindyck and Rubinfeld, 1998).

3. Results and Discussion

This section reports and discusses findings in the context of the three research questions. Descriptive statistics of the sample are first summarized. A comparison of microenterprise characteristics along the acceptance decision is next presented. Determinants of the acceptance decision are then reviewed. Opportunities associated with peso acceptance are then discussed.

3.1 Descriptive Statistics

By definition, the microenterprises in the primary sample for this paper have a maximum of five employees. The number of employees ranges from zero (n=1) to five (n=51) with an average of 3.1 (see Table 1). Microenterprises with two employees is the largest group (n=67). The average age of firms in the sample is 12.8 years with a range between 1 and 100. As El Paso lies on the border with Mexico, the average distance from the retailer to the nearest border crossing (i.e., international bridge) is fairly short, just under six miles.

Nearly all firms in the sample have at least one Spanish speaker on staff and more than 90% of the retail staff at these firms is conversant in Spanish. A

¹³ Distance was calculated for each firm using mapquest.

¹⁴ For the survey period, the median exchange rate was 10.94 pesos per dollar with a high of 13.92 pesos per dollar and a low of 9.92 pesos per dollar. The peso/dollar exchange rate data were retrieved from the *Banco de México* central bank database for the 17 July 2008 - 16 December 2008 sample period of the survey.

handful (n=6) of the firms have no language competency in Spanish. While many firms in border areas have twin locations on both sides of the international boundary, fewer than three percent of the businesses in this sample have cross-border operations. Not surprisingly, most retail microenterprises are local business concerns. Yet some firms, 13.0% of the respondents, have direct links to regional, national or international operations.

Table 1
Descriptive Statistics for Respondent Microenterprises in El Paso, Texas

Variable	Value
Mean Number of Employees (std. dev.)	3.1 (1.3)
Mean Years Operating in El Paso (std. dev.)	12.8 (14.4)
Mean Distance from the Border in Miles (std. dev.)	5.8 (1.3)
Percent of Staff Fluent in Spanish – Mean (std. dev.)	90.2 (2.3)
Percent of Firms with at least 1 Staff Member Fluent in Spanish	97.6
Percent of Firms with Cross-Border Operations	2.4
Percent of Survey Interviews Conducted with Owner/Manager in Spanish	68.0
Geographical Scope (%)	
Local	87.0
Regional	2.8
National	8.3
International	2.0
Retail Category (%)	
Bakery/ <i>Tortillería</i>	7.1
Clothing Store	1.2
Hair Salon	33.2
Gasoline Station/Convenience Store	9.5
General Merchandise Store	7.5
Grocery Store	15.8
Liquor Store	10.3
Motel/Hotel	2.8
Pharmacy	5.1
Restaurant	7.5
Percent of Firms Accepting Mexican Pesos	19.8

Note: n=253

Source: calculations by authors.

Ten retail segments are covered by the survey: bakeries and *tortillerías* (e.g., tortillas, tortilla chips), clothing stores, hair salons, gasoline stations and convenience stores, general merchandise and discount stores, grocery stores, liquor stores, motels and hotels, pharmacies, and restaurants. These retail

segments are chosen because cash is often used to pay for goods and services. In the entire sample, restaurants comprise the largest segment (Muñoz, Pisani, and Fullerton, 2011). However, when classified by employee size, hair salons, grocery stores, and liquor stores comprise nearly 60 percent of the sample.

Table 2
Crosstabulation of Microenterprise Retail Category and Acceptance

Retail Category (N)	Accept Pesos?		Total
	Yes	No	
Bakery/Tortillería	3	15	18
Clothing Store	0	3	3
Hair Salon	8	76	84
Gasoline Station/Convenience Store	5	19	24
General Merchandise Store	5	14	19
Grocery Store	26	14	40
Liquor Store	1	25	26
Motel/Hotel	2	5	7
Pharmacy	0	13	13
Restaurant	0	19	19
Total	50	203	253

Pearson Chi-square = 70.832, df =9, p = .000

Source: calculations by authors.

Almost one in five (19.8%) surveyed microenterprises accept Mexican pesos in the normal course of their retail operations in El Paso. In fact, microenterprises are significantly more likely to accept Mexican pesos than small businesses (6-20 employees) with an acceptance rate of 9.9% and medium-sized or larger firms (21 or more employees) with an acceptance rate of 4.5% as derived from the larger sample.¹⁵ Among microenterprises, a clear majority (65.0%) of El Paso grocery stores accept the Mexican peso (see Table 2). No other retail segment accepts Mexican pesos as widely as grocery stores. A substantial, though smaller, proportion of motels and hotels (28.6%), general merchandise and discount stores (26.3%), gasoline stations and convenience stores (20.8%), and bakeries and *tortillerías* (16.7%) engage in dual currency retail operations. The differences in proportional acceptance are significant.

¹⁵ A cross tabulation between these three firm sizes as delineated by number of employees and peso acceptance (yes/no) yielded a significance level of .000 and a Pearson Chi-Square value of 19.005. The ratio of accepting firms to total firms in each category is as follows: microenterprises, 50:253; small businesses, 22:222; and medium-sized or larger firms, 5:111.

3.2 Characteristics of Microenterprises by Acceptance Decision

As shown in Table 3, it is possible to further distinguish between microenterprises that accept Mexican pesos from those who do not along eight variables (see Table 3). Significant differences exist with distance from the nearest international crossing with Mexico, language in which the interview was conducted, the percent of staff fluent in Spanish, and the geographical scope of the business enterprise. Microenterprises that accept the peso tend to be closer to Mexico (as per an international bridge crossing), have retail staffs with greater fluency in Spanish, and are more closely associated with either the local or international business environments. Somewhat surprisingly, the majority of respondent businesses undertaking the survey in English accept pesos, a healthy sign that these retailers are taking advantage of this means for increasing sales volumes. No univariate differences were uncovered between firm size (by number of employees), age, cross-border operations, and the ability to find someone in the business who could speak Spanish.

Table 3
Microenterprise Demographics by (Mexican Peso) Acceptance Decision

Variable	Acceptance Decision		F	Sig.
	Yes	No		
Mean Number of Employees (std. dev.)	2.98 (1.22)	3.13 (1.33)	0.512	0.475
Mean Years Operating in El Paso (std. dev.)	15.77 (18.20)	12.05 (13.30)	2.685	0.103
Mean Distance from the Border in Miles (std. dev.)	3.47 (3.44)	6.33 (1.34)	28.940	0.000
Percent of Staff Fluent in Spanish – Mean (std. dev.)	97.86 (0.09)	87.91 (0.25)	7.624	0.006
Percent of Firms with Cross-Border Operations	2.0	2.5	0.037	0.848
	Pearson Chi-squared			Sig.
Percent of Firms with at least 1 Staff Member Fluent in Spanish	100.0	97.0	1.514	0.219
Percent of Survey Interview Conducted with Owner/Manager in Spanish	47.9	72.8	11.011	0.001
Geographical Scope (%)			9.992	0.019
Local	92.0	85.7		
Regional	0.0	3.4		
National	2.0	9.9		
International	6.0	1.0		
Total (%)	19.8	80.2		

Note: variables in *italics* are significantly different. Source: calculations by authors.

3.3 *Determinants of Mexican Peso Acceptance*

Logistic regression analysis is used to estimate the determinants of the acceptance decision. Logistic regression works well with a dichotomous dependent variable (accept pesos: yes [=1] or no [=0]) and multiple independent variables. The independent variables employed in the analysis are distance in miles from the nearest international border crossing (Distance), number of employees (Employees), age of the firm in El Paso (Years in the Community), percent of the retail staff that speaks Spanish (Staff Speak Spanish), the language used to complete the survey (Interview Language [Spanish = 1]), whether or not the firm has cross-border operations (Cross-Border Operations [no = 1]), the geographical scope of the firm (Geographical Scope [Local, Regional, National, International]), and retail category (Bakery/*Tortillería*, Clothing Store, Gasoline Station/Convenience Store, General Merchandise Store, Hair Salon, Grocery Store, Liquor Store, Motel/Hotel, Pharmacy, Restaurant). For categorical variables, the group with the most responses is selected as the reference category.

A lot of foot traffic across the bridges from Ciudad Juárez is comprised by shoppers. Closer proximity to the bridges should, therefore, increase the likelihood of peso acceptance by small retailers and the coefficient for the Distance variable is hypothesized to have a negative sign. A larger number of Employees is expected to improve the ability of the firm to handle the additional steps required to manage payments in pesos, implying a positive sign for the coefficient estimated for this regressor. A greater number of Years in the Community should improve familiarity with customers from Mexico, peso transaction requirements, and peso conversion options. A positive sign is also hypothesized for the parameter estimated for that independent variable. A larger number of Staff that Speak Spanish is also expected to increase the probability of accepting pesos for purchases. Similarly, if the Interview Language for the survey is Spanish, it is hypothesized to be positively correlated with peso acceptance.

Several of the explanatory variables in the sample relate to firm characteristics. If an enterprise does not have Cross-Border Operations [no = 1], then that is expected to decrease the willingness to approve peso transactions. Although International firms are expected to be more likely to accept pesos, it is not known in general how firm geographic scope will affect the currency substitution decision. Similarly, there is no reason to anticipate that microenterprises from different retail categories will all approach this decision in identical manners. It is difficult to anticipate how firms in each segment will regard potential peso payments.

The results of the logistic regression appear in Table 4. Four variables in the model are significant: Distance, Interview Language, Geographical Scope, and Retail Category. As firms are located further away from the border, they are less likely to accept Mexican pesos at a diminishing rate of 16.1% per mile away from the border. This finding is as expected because of the large volume of northbound pedestrian cross-border traffic. Respondents completing the survey in English are 1.28 times more likely to accept pesos than respondents completing the survey in Spanish. This result is unexpected, but, as noted below, may simply reflect transaction cost uncertainties associated with sales in pesos.

While there are only a few ($n=5$) international microenterprises in our sample, 40% accept pesos increasing their odds of accepting pesos to 9.633 times that of local El Paso only firms. International firms are probably more familiar with multiple currencies and will likely find acceptance of Mexican pesos more easily within reach of their existing knowledge terrain. Two retail segments are much more likely to accept pesos than the referent hair salon group—they are general merchandise stores and grocery stores. General merchandise stores and grocery stores are 2.897 and 15.100 times more likely to accept pesos, respectively, than hair salons. Cross-border Mexican shoppers are more likely to be attracted to these retail outlets because they offer better prices and higher quality goods than are typically found on the Mexican side of the border.

The logistic regression equation was also re-estimated with the entire sample of 586 firms under the same framework as described above, except for Employees. In this case, the Employees variable was re-constructed into three groups, microenterprises (0-5 employees), small businesses (6-20 employees), and medium and large businesses (21 employees or more). Focusing only on employee group size, medium and large businesses are found to be significantly less likely—77.5% less likely ($p=.015$)—to accept Mexican pesos than microenterprises. Hence, the results suggest that microenterprises in the El Paso area are more attuned to commercial opportunities associated with peso acceptance (described below). The result for small business is not significant.

Table 4
Logistic Regression Results For Accepting the Mexican Peso (Yes=1)

Variable [^]	β Coefficient	S.E.	Wald	Sig.	Exp(β)
Constant	-5.130	2.247	5.214	0.022**	0.006
Distance	-0.175	0.070	6.247	0.012**	0.839
Employees	0.119	0.179	0.443	0.506	1.127
Years in Community	-0.010	0.015	0.462	0.497	0.990
Staff Speak Spanish	3.397	2.161	2.472	0.116	28.877
Interview Language (Spanish = 1)	0.824	0.463	3.167	0.075*	2.280
Cross-Border Operations (No=1)	-1.455	1.347	1.167	0.280	0.233
Geographical Scope			7.727	0.052*	
Regional	-19.376	13173.558	0.000	0.999	0.000
National	-1.807	1.215	2.210	0.137	0.164
International	2.364	1.324	3.188	0.074*	10.633
Retail Category			24.381	00.004***	
Bakery/ <i>Tortillería</i>	0.447	0.791	0.320	0.572	1.564
Clothing Store	-19.371	20693.489	0.000	0.999	0.000
Gasoline Station/ Convenience Store	1.027	0.958	1.151	0.283	2.794
General	1.356	0.761	3.713	0.075*	3.897
Merchandise Store					
Grocery Store	2.779	0.629	19.517	00.000***	16.100
Liquor Store	-0.354	1.133	0.098	0.755	0.702
Motel/Hotel	0.656	1.234	0.283	0.595	1.927
Pharmacy	-18.538	10549.276	0.000	0.999	0.000
Restaurant	-19.188	8615.388	0.000	0.998	0.000

-2 Log Likelihood| significance level: 145.447 | .000

Cox and Snell R²| Nagelkerke R²: .327 | .524

Hit Ratio (%): Yes | No | Overall: 56.3 | 94.6 | 87.2

Note: [^]referent groups for categorical variables: Interview Language = Spanish; Cross-Border Operations = No; Geographical Scope = Local firms; Retail Category = Hair Salons. Referent groups were selected based upon the largest percentage group within each respective category. Significance at the *P<0.10; **P< 0.05; ***P<0.01 levels.

Source: calculations by authors.

Addressing the three research questions, approximately twenty percent of retail microenterprises in El Paso are found to accept Mexican pesos in normal business exchange. The determinants of peso acceptance include proximity to the border, an international business focus, and well trafficked retail segments. A key outcome uncovered is that microenterprises in this sample are also much more likely to be engaged in peso acceptance (or currency substitution) than larger business concerns.

3.4 Opportunities Associated with Mexican Peso Acceptance

The rationale for providing the service of accepting pesos in the El Paso retail environment is primarily twofold: to increase sales and profit from the exchange rate transaction. Of the 50 microenterprises that accept Mexican pesos, 54.0% indicated that they are able to increase store sales by providing this foreign cash payment service. Overall, peso accepting firms averaged 4.4% of their total weekly sales transacted in pesos. For most firms accepting the peso, the decision to take pesos is a long standing and early one, on average nearly 15 years, and accounting for more than 93% of the lifetime of the firm's presence in El Paso.

Most microenterprises are able to profit from the exchange transaction on top of making a sale. The calculated exchange rate differential (determined as the firm's stated exchange rate minus the official exchange rate on the day of the survey) indicates that 70.2% of El Paso microenterprises accepting pesos earn a premium on foreign exchange transactions. This result may in part be fortuitous as only 40.0% of accepting firms say they do so purposefully by setting an above market rate. Another 48.0% state they set their rate to be equal to the going exchange rate while 12.0% said they offer a discount on the exchange rate. Overall, the average premium earned per foreign exchange rate transaction is 5.29% with a range from -14.82% to 20.99%. Each stated group of above, below, equal to market rate earned a premium of 8.35%, 4.95%, and 2.60%, respectively (these differences are significant, ANOVA, $F=3.408$, $p=.042$).

A majority of accepting firms have in-store signage indicating that they accept pesos for payment while about one-third rely on word-of-mouth promotion to communicate their willingness to accept pesos. More than half, 54.0%, of these same microenterprises also accept Mexican credit cards. Of these, 57.7% preferred Mexican pesos to credit cards because of the better foreign exchange rate offered in-store rather than provided by credit card companies and cash payment in hand immediately. The cost in time to prepare for, accept and dispose of pesos was minimal, averaging just over an hour per week.

3.5 Opportunity Lost?

For the 203 microenterprises who do not accept pesos, a two-pronged opportunity to enhance the bottom line through increased sales and an advantageous exchange rate is lost. Nearly 80 percent had not thought of accepting pesos in their retail store. Most say that accepting pesos will be inconvenient (63.1%) and complicated (65.5%). For a few (21.2%), accepting pesos will violate company policy. More than a third (37.4%) thinks accepting pesos will increase sales and fewer (27.6%) thought they would lose on the transaction by accepting pesos.

Conclusion

This paper explores the connection between payment mechanisms and retail-oriented microenterprises at the junction of the U.S.-Mexico border in El Paso, Texas. El Paso makes an interesting study site because of the immense volume of cross-border traffic enabling El Paso retailers the opportunity to capitalize upon serving the unique attributes of shoppers from northern Mexico. One such unique retail service is the use and acceptance of Mexican pesos north of the border. Previous studies have suggested that cross-border shoppers do not always carry enough cash or exchange enough cash while on shopping excursions (Pisani, Cal and Cal, 2009). Much time and effort goes into a cross-border shopping trip, especially with the increases in security-related wait times that emerged after the terrorist attacks of 11 September 2001 (Villegas et al., 2006). Hence, the use of pesos as a cross-border Mexican shopper in El Paso when access to U.S. dollars may be limited or exhausted is a most welcome service.

From the vantage point of the retail microenterprise, just fewer than twenty percent offer the cross-border shopper (or the domestic shopper with surplus pesos) the opportunity to redeem pesos in exchange for goods and services. The service comes at a cost for the cross-border shopper, or a premium for the microenterprise, that averages a bit more than five percent per peso transaction. El Paso microenterprises not only report gains from the currency transaction, but also an increase in sales. The likelihood of El Paso retailers to engage in peso acceptance, a form of currency substitution with a long history in border areas, increases with proximity to an international border crossing. Among the various retail categories included in the sample, general merchandise and grocery stores are found to be most likely to allow customers to use pesos for purchases. Microenterprises are also more likely than their larger business counterparts in El Paso to allow foreign currency transactions.

Future research on microenterprises and currency substitution may incorporate a fuller perspective by interviewing cross-border shoppers. A more qualitative survey approach with respect to business managers and entrepreneurs in order to triangulate research approaches may also prove helpful. Finally, even though dollars circulate more widely in northern Mexico, relatively little is known regarding the premia or discounts at which they are accepted for retail transactions.

References

- Alami, T. H. (2001). "Currency substitution versus dollarization: A portfolio balance model". *Journal of Policy Modeling*, 21, 473-479.
- Alegria, T. (2002). "Demand and supply of Mexican cross-border workers". *Journal of Borderlands Studies*, 17, 37-55.
- Blanco-Gonzalez, L. and Fullerton, T. M. Jr. (2006). "Borderplex menu evidence for the law of one price". *Economic Letters*, 90, 28-33.
- Brand, D. (1993). *Currency substitution in developing countries: Theory and empirical analysis for Latin America and Eastern Europe*. Munich: Weltform Verlag.
- Brislin, R. W. (1980). Translation and content analysis of oral and written materials. In H.C. Triandis and W. W. Lambert (Eds.), *Handbook of cross cultural psychology*, 398-444.
- Cañas, J., Coronado, R. and Phillips, K. (2006). "Border benefits from Mexican shoppers". *Southwest Economy*, 3, 11-13.
- Clements, B. and Schwartz, G. (1993). "Currency substitution: The recent experience of Bolivia". *World Development*, 21, 1883-93.
- Coronado, R. A. and Phillips, K. R. (2007). "Exported retail sales along the Texas-Mexico border". *Journal of Borderlands Studies*, 22, 19-38.
- De Leon, M., Fullerton, T. M. Jr. and Kelley, B. W. (2009). "Tolls, exchange rates and Borderplex international bridge traffic". *International Journal of Transport Economics*, 36, 223-259.
- Fullerton, T. M. Jr. and Coronado, R. (2001). "Restaurant prices and the Mexican peso". *Southern Economic Journal*, 68, 145-155.
- Fullerton, T. M. Jr., Fierro, K. P. and Villalobos, E. (2009). "Cross-border restaurant price and exchange rate interactions". *North American Journal of Economics and Finance*, 20, 281-288.

- Fullerton, T. M. Jr., Molina, A. and Pisani, M. J. (2009). "Peso acceptance patterns in El Paso". *Pennsylvania Geographer*, 47, 91-102.
- Ghaddar, S. and Brown, C. (2005). "The cross-border Mexican shopper: A profile". *Research Review*, 12, 46-50.
- Girton, L. and Roper, D. (1981). "Theory and implications of currency substitution". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 13, 12-30.
- Goldschmidt, N. and Remmele, B. (2005). "Anthropology as the basic science of economic theory: Towards a cultural theory of economics". *Journal of Economic Methodology*, 12, 455-469.
- Handa, J. and Bana, I. M. (1990). "Currency substitution and transaction costs". *Empirical Economics*, 15, 231-243.
- Hannan, M. T. and Freeman, J. (1977). "The population ecology model of organization". *American Journal of Sociology*, 82, 929-964.
- Hsu, G. (2006). "Jacks of all trades and masters of none: Audiences' reactions to spanning genres in feature film production". *Administrative Science Quarterly*, 51, 420-450.
- Marín, G. and Marín, B. V. (1991). *Research with Hispanic Populations*. Newbury Park, California: Sage Publications.
- Melvin, M. (1989). *International money and finance*, 2nd Edition. New York, NY: Harper and Row, Publishers.
- MSNBC (2007). Pizza chain sparks debate by accepting pesos, 12 January 2007. Available in: http://www.msnbc.msn.com/id/16581765/ns/business-us_business/t/pizza-chain-sparks-debate-accepting-pesos/#.T1jeXSjnv84.
- Muñoz, R., Pisani, M. J. and Fullerton, T. M. Jr. (2011). "Exchange rate premia and discounts for retail purchases using Mexican pesos in El Paso, Texas". *Social Science Journal*, 48, 612-620.
- Patrick, J. M. and Renforth, W. (1996). "The effects of the peso devaluation on cross border retailing". *Journal of Borderlands Studies*, 11, 25-41.
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L. (1998). *Econometric models and economic forecasts*, 4th Edition. New York, NY: Irwin McGraw-Hill.
- Pisani, M. J., Cal, V. and Cal, J. (2009). "Retailers, consumers and a spot market for foreign exchange in Central America: Cross-border currency substitution of Belizean dollars for Guatemalan quetzales and Mexican pesos". *Central Michigan University Working Paper*.

- Pisani, M. J. and Yoskowitz, D. W. (2006). "Does the Canadian dollar travel south? An examination of currency substitution along the U.S. - Canadian border". *Mid-American Journal of Business*, 21, 61-70.
- Pisani, M. J., Yoskowitz, D. W. and Brusa, J. (2008). "The retail travels of the U.S. greenback: A comparative study of currency substitution along the U.S.-Canadian and U.S.-Mexican Borders". *International Trade Journal*, 22, 250-289.
- Prock, J., Soydemir, G. and Abugri, B. A. (2003). "Currency substitution: Evidence from Latin America". *Journal of Policy Modeling*, 25, 415-430.
- Selcuk, F. (1994). "Currency substitution in Turkey". *Applied Economics*, 26, 509-518.
- Selcuk, F. (2003). "Currency substitution: New evidence from emerging economies". *Economics Letters*, 78, 219-224.
- Sorenson, O., McEvily, S., Ren, C. R. and Roy, R. (2006). "Niche width revisited: Organizational scope, behavior and performance". *Strategic Management Journal*, 27, 915-936.
- Sturzenegger, F. (1997). "Understanding the welfare implications of currency substitution". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 391-416.
- Texas Center (2012). Texas A&M International University. Border crossings. Accessed 7 March 2012 at <http://texascenter.tamui.edu/>.
- U. S. Census Bureau (2008). "2008 County Business Patterns. American Fact Finder". United States: U. S. Departemnt of Commerce, U. S. Census Bureau.
- Uribe, M. (1997). "Hysteresis in a simple model of currency substitution". *Journal of Monetary Economics*, 40, 185-202.
- Villegas, H., Gurian, P. L., Heyman, J. M., Mata, A., Falcone, R., Ostapowicz, E., Wilrigs, S., Petragnani, M. and Eisele, E. (2006). "Trade-offs between security and inspection capacity – Policy options for land border ports of entry". *Transportation Research Record*, 1942, 16-22.
- Webster, C. (1996). "Hispanic and Anglo interviewer and respondent ethnicity and gender: The impact on survey response quality". *Journal of Marketing Research*, 33, 62-72.
- Williamson, O. E. (1975). *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*. New York: Free Press.
- Williamson, O. E. (1996). "Economics and organization: A primer". *California Management Review*, 38, 131-146.

Yellow Pages (2008). *2008 El Paso Yellow Pages*. <http://www.yellowpages.com>, accessed 1 July 2008.

Yoskowitz, D. W. and Pisani, M. J. (2002). "Penetration of the Mexican peso into U.S. retail operations: An examination of Texas firms along the Mexican border". *Journal of Borderlands Studies*, 17, 53-62.

Yoskowitz, D. W. and Pisani, M. J. (2007). "Risk and reward: Currency substitution and acceptance of the Mexican peso by firms in the United States southern frontier". *Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, 422-434.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen treinta y dos, número dos, se terminó de imprimir el primero de noviembre del año dos mil trece 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.

