

ENSAYOS

Revista de Economía

Volumen XXXVII, número 2

noviembre de 2018

Artículos

Opción climática para la producción de café en México

Allou Allou Alphonse, José Carlos Trejo-García, Miguel Ángel Martínez-García

Unemployment and Violence: ARDL Endogeneity Approach

Adenuga Fabian Adekoya, Nor Azam Abdul-Razak

Crime Exposure and Educational Outcomes in Mexico

Pedro Paulo Orraca Romano

Salario eficiente y crecimiento económico para el caso de América Latina

Tomás Gómez Rodríguez, Humberto Ríos Bolívar, Ali Aali Bujari



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. 37, No. 2, julio-diciembre 2018. 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 2018. 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>Opción climática para la producción de café en México</i>	135
Allou Allou Alphonse, José Carlos Trejo-García, Miguel Ángel Martínez-García	
<i>Unemployment and Violence: ARDL Endogeneity Approach</i>	155
Adenuga Fabian Adekoya, Nor Azam Abdul-Razak	
<i>Crime Exposure and Educational Outcomes in Mexico</i>	177
Pedro Paulo Orraca Romano	
<i>Salario eficiente y crecimiento económico para el caso de América Latina</i>	213
Tomás Gómez Rodríguez, Humberto Ríos Bolívar, Ali Aali Bujari	



ensayos.uanl.mx

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN • FACULTAD DE ECONOMÍA • CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Opción climática para la producción de café en México

Climate Option of Coffee Production in Mexico

Allou Allou Alphonse*

José Carlos Trejo García**

Miguel Ángel Martínez García***

Article information

Received:

1 August 2017

Accepted:

27 July 2018

JEL Classification:

C52 ; D83 ; G12 ; G24 ; Q14

Keywords: Climatic Option; Weather Derivatives; Coffee Production

Abstract

This paper presents weather derivatives as a tool for the agricultural sector in Mexico to protect itself from climatic risks. An analysis of the need for a climate derivative for the cultivation of coffee in the states of Veracruz, Chiapas and Oaxaca in order to propose a derivative for transferring risk associated with climate. Therefore, it was determined using the data panel method that precipitation has a 1.99 elastic relationship with the annual production of coffee. On the basis of this argument, a valuation is developed in this study of European options related to precipitation and coffee using the Black-Scholes method (1973) for the states mentioned.

*Escuela Superior de Economía, SEPI, Instituto Politécnico Nacional.
allou_alfonse@yahoo.fr

**Escuela Superior de Economía, SEPI, Instituto Politécnico Nacional. jtrejog@ipn.mx

***Escuela Superior de Economía, SEPI, Instituto Politécnico Nacional.
mmartinezga@ipn.mx



Información del artículo

Recibido:
1 agosto 2017

Aceptado:
27 julio 2017

Clasificación JEL:
C52 ; D83 ; G12 ; G24 ;
Q14

Palabras Clave:
Opción climática;
Derivados climáticos;
Producción de Café

Resumen

En este trabajo, se presentan los derivados climáticos como un instrumento que permite al sector agrícola en México cubrirse ante los riesgos relacionados con el clima. Se realiza un análisis de la factibilidad de un derivado climático para el cultivo del café en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca con el fin de transferir los riesgos asociados con el clima. Así se determina, mediante el método de panel de datos, que la precipitación tiene una relación elástica de 1.99 con la producción anual del café. Partiendo de este argumento, se desarrolla en el presente trabajo una valuación de opciones europeas sobre precipitación para el café con el método de Black-Scholes (1973), para los estados estudiados.

Introducción

El calentamiento global y los fenómenos derivados juegan un papel importante en la actividad humana. En diversos sectores de la economía, el fenómeno mundial del cambio climático y los riesgos asociados están omnipresentes. En efecto, es importante saber qué se entiende con el concepto de cambio climático. Se deben diferenciar el cambio climático y el concepto de variabilidad del clima.

Parry M.L., O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. Van der Linden y C.E. Hanson (2007), definen el clima como las condiciones promedio del tiempo atmosférico en un periodo que es generalmente de 30 años y, a su vez, presentan el cambio climático como la modificación en el comportamiento promedio del clima durante un periodo largo. De acuerdo con Agrawala (2005), hablar de la variabilidad climática es hacer referencia a las variaciones relacionadas con el clima en las escalas temporal y espacial como las sequías e inundaciones, el fenómeno El Niño (ENSO)¹ y la incidencia de frentes fríos, entre otros.

Dentro de los sectores económicos afectados por el cambio climático y sus variaciones, se encuentra el agrícola. En México, como en la mayoría de los

¹ El Niño Southern Oscilaton, por sus siglas en inglés (ENSO), es un fenómeno climático cíclico que provoca estragos en el nivel mundial. Pueden observarse cambios en la dirección y en la velocidad de los vientos, así como en el desplazamiento de las zonas de lluvia a la región tropical.

países en desarrollo, la población de escasos recursos que vive directamente de la agricultura, es la más afectada por este fenómeno natural, ya que los cambios que se generan en la temperatura y en las precipitaciones tienden a afectar las condiciones agroclimáticas, las épocas de siembra, etc. (GTZ., 2010).

Rosenzweig, C., Iglesias, A., Yang, X.B., Epstein, P.R. y Chivian, E. (2001), estiman que la agricultura es un sector que tiene sus ingresos altamente correlacionados con elementos como la temperatura, la precipitación, la humedad y la luz solar. Especialmente, si el cambio climático aumenta las fluctuaciones meteorológicas, como se espera en el futuro cercano (Easterling, D.R., Evans, J.L., Groisman, P.Y., Karl, T.R., Kunkel, K.E. y Ambenje, P., 2000).

Para el cultivo del café, Houghton *et al.* (2001), mencionan que existe una mayor variación en las condiciones climáticas cada año, y que la presencia de climas más extremos con un incremento en la frecuencia de aparición o de duración del fenómeno de El Niño, puede provocar mayores fluctuaciones año con año, tanto en la cantidad, como en la calidad de la cosecha. Jaramillo, Muchugu, Vega, Davis, Borgemeister y Chabi-Olaye (2011) consideran que los problemas ecológicos más importantes que enfrenta el mundo, son el cambio climático y las especies invasoras. Por lo tanto, se espera que el cambio climático pueda afectar la productividad de diferentes cultivos agrícolas, incluyendo el café.

Por su parte Gay *et al.* (2006), exploran la relación entre la producción de café en función de las variables climáticas y económicas del estado de Veracruz, con un modelo económico; ellos encuentran que, en la mitad del siglo XXI, se espera una reducción de la productividad del café entre 22% y 27% a causa de un posible incremento de la temperatura y de una posible disminución de la precipitación. De igual manera, Gay y coautores, en su estudio sobre la relación entre la producción de café y las variables climáticas y económicas en Veracruz, México, para 2020, afirman que se espera una reducción de la precipitación de 33,48 milímetros (mm) y un pequeño aumento de la temperatura media (0,01%), con una disminución de 24,54% en la producción.

Villers, L., Arizpe, N., Orellana, R., Conde, C. y Hernández, J. (2009), quienes hicieron una evaluación del impacto del cambio climático sobre el florecimiento y desarrollo del café arábigo en la región de Huatusco, Veracruz, encontraron que el cambio de temperatura del aire puede alterar la floración, y que el cambio de las variaciones de agua, durante el crecimiento del fruto, puede afectar de manera significativa su rendimiento. Por lo anterior, es imperativo administrar de manera eficiente dichos riesgos,

particularmente en el sector agrícola de México. Frente a dichos riesgos en este sector, se propone la utilización de los derivados climáticos² como instrumentos de cobertura, ante una posible pérdida en la rentabilidad por causa de eventos climáticos.

Los derivados climáticos son herramientas de transferencia de riesgo que combinan de forma apropiada el riesgo del clima y la rentabilidad deseada. Turvey, C.G. (2001), menciona que, con el uso de los derivados climáticos como instrumentos de cobertura, se puede asegurar la rentabilidad de un cultivo agrícola. Jewson, S. y Brix, A. (2005), por su parte, presentan la cobertura con derivados del clima como una buena opción por diversas razones. En efecto, cubrirse con este instrumento permite la disminución de la volatilidad en los beneficios de la empresa, lo que se puede traducir en una reducción de la tasa de interés que enfrenta la empresa; además, se puede observar la disminución de la volatilidad de las acciones de una compañía que cotiza en bolsa, la reducción de la volatilidad de sus ingresos y por tanto, su calidad. Generando así, una revaloración de las acciones de la empresa y la disminución de la volatilidad en los beneficios, con lo cual se reduce el riesgo de quiebra.

En la actualidad, el mercado financiero mexicano es un mercado en desarrollo y todavía restringido en comparación con los mercados financieros de Estados Unidos, Europa y Japón. En México, uno de los mayores problemas que ha enfrentado y sigue enfrentando el sector agropecuario desde hace muchos años, es la incertidumbre sobre el valor de su producción a causa del clima. De esta forma, estos derivados son una alternativa de cobertura financiera frente a eventos meteorológicos altamente probables, conocidos como eventos climáticos no catastróficos (sequías, exceso de lluvias, temperaturas extremadamente altas o bajas, etc.), para empresas o productores agrícolas, cuyas utilidades están correlacionadas con las condiciones meteorológicas.

Por tales razones, este trabajo presenta la valuación de la factibilidad económica –financiera de diseñar, usar y comercializar contratos de opciones sobre el clima para los productores de café, en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Asimismo, se valuó una opción europea sobre precipitación como instrumento de cobertura de la rentabilidad del café en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca, con el objetivo de mitigar los riesgos

² Los derivados tradicionales radican en un subyacente negociable, como son los precios de activos financieros, bonos y *commodities*; por otro lado, el subyacente de un derivado climático es un parámetro climático que se apoya en el clima mismo y que puede medirse objetivamente como la temperatura promedio, precipitaciones, velocidad del viento, etc., todos en un período y lugar determinado.

climáticos asociados con la actividad agrícola. Por tanto, este trabajo se divide en seis partes.

Después de la introducción, se hace una revisión de la literatura sobre los derivados climáticos en la agricultura. En tercer lugar, se ofrece una breve presentación del café en México y en cuarto término, se aplica el método de panel de datos con un modelo de producción *Cobb-Douglas* adaptado a la agricultura, con la metodología de Cruz y Llinás (2010), con el fin de determinar cuál factor climático afecta más la rentabilidad del café para los estados de Chiapas, Veracruz y Oaxaca³. Posteriormente, se calculó con base en el modelo de valuación propuesta por Cruz y Vargas (2008), el derivado para el factor climático correspondiente con el modelo de *Black-Scholes* (1973)⁴, que servirá a la valuación del derivado climático; finalmente, se presentan las conclusiones.

Este trabajo contribuirá a mostrar la factibilidad económico-financiera de diseñar, usar y comercializar contratos derivados climáticos para los productores de café, en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. La cobertura por medio de los derivados puede servir a la mitigación de los riesgos originados por el clima en el sector agrícola, en México. Por lo tanto, se puede producir certidumbre para la administración de riesgos, aprovechando sus ventajas y el gran potencial de desarrollo que tienen para la protección contra los riesgos adversos del clima, mediante la transferencia de dichos riesgos al mercado.

1. Derivados climáticos en la agricultura

En los años noventa, nace una nueva clase de instrumentos para la transferencia del riesgo financiero relacionado con el clima, que incluye la participación de varios agentes llamados derivados climáticos. Los derivados⁵ climáticos son activos comercializados en los mercados regulados o estandarizados como en el *Chicago Mercantile Exchange* (CME) y en los mercados extrabursátiles OTC⁶. Dichos derivados permiten proteger a las empresas de la incertidumbre que genera el clima en sus negocios. La

³ Los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca son de los más grandes productores de café en México y constituyen cerca del 80% de la superficie sembrada, según la SIAP-SAGARPA (2014).

⁴ El Modelo de *Black-Scholes-Merton* permite calcular el precio de un activo subyacente con la particularidad de reflejar un apego a situaciones reales; sin embargo, como todo modelo matemático, este es simplificado por algunos supuestos.

⁵ Un derivado financiero, es un instrumento cuyo valor deriva de un activo subyacente (acciones, índices bursátiles, valores de renta fija, tipos de interés o también materias primas).

⁶ *Over-the-counter* (OTC) es un mercado extrabursátil o mercado de contratos hechos a la medida, donde se negocian instrumentos financieros directamente entre dos partes.

principal diferencia entre los derivados climáticos y los tradicionales, radica en el subyacente, que es el clima, el cual no es un activo negociable, como sí lo son los precios de activos financieros, bonos y *commodities*⁷.

Además, el subyacente es un parámetro climático que se apoya en el clima mismo y que puede medirse objetivamente, como: la temperatura promedio, precipitaciones, velocidad del viento, etc., todos en un periodo y lugar determinado.

En efecto, los derivados climáticos se presentan como una forma de cubrirse de los efectos del clima. Por lo tanto, los derivados climáticos se han definido sobre las variables climáticas, entre ellas, la temperatura, niveles de lluvia, velocidad y dirección del viento, índices de humedad ambiental, cantidad de horas de sol, etc. Por ejemplo, para comprar una opción, los compradores tienen que pagar una prima, que es el precio de la opción. A largo plazo, la opción de compra tiene un valor positivo si el subyacente tiene un precio superior a lo acordado. Respectivamente, las opciones de venta, tienen un valor positivo si el subyacente es inferior al precio del ejercicio pactado (Jewson y Brix, 2005). De acuerdo con González y Nave (2010), la variable climática no tiene un valor monetario en sí mismo; pero, en el momento de definir el monto del contrato, se debe tener en cuenta el valor que tenga la variable elegida y también se debe especificar una relación entre el índice climático y el valor económico.

Los seguros y los derivados climáticos son herramientas que ayudan a mitigar las pérdidas asociadas con el estado del tiempo o del clima. Los derivados sirven como cobertura ante riesgos de alta probabilidad de ocurrencia, pero con una baja prima, contrariamente a los seguros tradicionales (De Paz Cobo, S., 2004). En primer lugar, los derivados climáticos compensan la incertidumbre de las condiciones meteorológicas, independientemente del daño real, mientras que el seguro tradicional, paga después de ocurrido el evento (Barnett y Mahul, 2007; Fuchs y Wolff, 2011). Por lo general, los seguros tradicionales ofrecen protección contra eventos climáticos extremos que tienen una pequeña probabilidad de ocurrir, contrariamente a los derivados climáticos. En segundo lugar, la rentabilidad de los contratos se mide mediante un índice estandarizado. Stoppa y Hess (2003) estiman que esto reduce los costos de transacción y administración de los participantes. En tercer lugar, Gronberg y Neilson (2007), mencionan el hecho de que el índice climático sólo depende de los factores meteorológicos, los cuales pueden eliminar problemas de riesgo moral, independientemente del comportamiento individual de cada participante.

⁷ Los *commodities*, son productos uniformes y estandarizados con muy poca diferenciación, los cuales típicamente son clasificados como materia prima a la cual el mercado le asigna un valor.

Además, los contratos de derivados climáticos ofrecidos por la bolsa de valores están estandarizados, lo que disminuye aún más los costos de transacción. En la última década, se desarrollaron varias formas para modelar el índice de temperatura y se estudió principalmente el derivado climático basado en la temperatura (Alaton, P., Djehiche, B., Stillberger, D., 2002; Benth y Saltyte, 2007; Schiller, F., Seidler, G. y Wimmer, M., 2012). Vedenov y Barnett (2004) investigaron la cobertura de la temperatura y de la lluvia con los derivados climáticos para el maíz, el algodón y la soya en los Estados Unidos de América, e indican que los derivados climáticos, generalmente pueden reducir el riesgo climático para los agricultores.

Sin embargo, la eficiencia difiere mucho entre cultivos y zonas de cultivos. En los países en desarrollo, una proporción mayor de la población trabaja como agricultores y los ingresos son generalmente más bajos (Dang, 2006). Estas razones aumentan la demanda de los agricultores por mecanismos eficientes de transferencia de riesgo (Wang, Karuaihe, Young, y Zhang, 2013). Si los ingresos son bajos en un año, no son suficientes debido a los bajos rendimientos. Los instrumentos de mitigación del riesgo que reducen las fluctuaciones de los ingresos permiten a los agricultores escapar de la pobreza crónica (Wang *et al.*, 2013).

La introducción de derivados financieros del clima en los países en desarrollo es un proceso difícil, pero su uso puede apoyar al fortalecimiento del sector agrícola. Wang *et al.* (2013), en su investigación sobre la demanda de seguro climático para la producción de maíz en Sudáfrica, informan que estos productos financieros pueden servir como herramientas eficientes de gestión de riesgos cuando los factores meteorológicos pueden explicar satisfactoriamente el rendimiento.

En México, son comercializados contratos futuros y opciones en la Bolsa de Derivados de México (MexDer), pero todavía no existen derivados del clima para el mercado mexicano. Sería una buena opción comercializar este tipo de productos, ya que existen las estadísticas del clima y una cámara de compensación ASIGNA⁸. Para el café, es posible comercializar este tipo de productos para los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca, y eso se puede observar por la importancia que tiene el café, tanto para los agricultores como para la economía.

⁸ ASIGNA, es la Cámara de Compensación y Liquidación del Mercado Mexicano de Derivados (MexDer). Su principal función es ser la contraparte y, por tanto, garante de todas las obligaciones financieras que se derivan de la operación de los contratos negociados.

2. La cultura del café en México

En México, los huracanes tienden a afectar de manera desastrosa diversos aspectos de la vida. Se han observado muchos desastres y devastaciones a causa de dicho fenómeno, el cual ocasionó severas pérdidas económicas. En 2014, el huracán Odile de categoría 3, fue el huracán más devastador de la temporada de lluvias de dicho año en México. Por lo tanto, las aseguradoras pagaron alrededor de 7 mil millones de pesos para cubrir los daños de acuerdo con la estimación de la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas (CNSF). Además de los huracanes, existen otros fenómenos climáticos que causan tales niveles de desastres, como el frente frío número 12 del mes de noviembre de 2014, que provocó intensas lluvias y dejó como damnificados a más de 85,000 personas en los estados de Veracruz y Tabasco. La ocurrencia de dichos eventos no exenta el futuro de los mismos, ya que el estado de Veracruz, una vez más, fue víctima de las fuertes lluvias, inundaciones y deslizamiento del 9 al 13 de julio de 2015.

Para hacer frente a estos eventos catastróficos, se creó en 1996, el Fondo de Desastres Naturales (FONDEN), como un instrumento financiero del Sistema Nacional de Protección Civil (SINAPROC), con el fin de apoyar a las entidades federativas, las dependencias y entidades de la Administración Pública Federal (APF), ante daños causados por fenómenos naturales. Así, el FONDEN hizo frente a diversos desastres de manera histórica. Del mes de enero al mes de septiembre de 2014, fue autorizado un presupuesto de 22 mil 308 millones de pesos para hacer frente a eventuales desastres.

En efecto, en el año 2005, se emitieron, por medio de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP), las Reglas de Operación de los Programas del Subsidio a la Prima del Seguro Agropecuario y de Apoyo a los Fondos de Aseguramiento Agropecuario, cuyo objetivo es apoyar a los Productores Agropecuarios para reducir el costo de las primas pagadas a los Seguros Agropecuarios contratados. En 2013, se emitió una nueva versión de dichas reglas, donde se puede otorgar el beneficio a Productores Agropecuarios que aseguren cultivos, cuando contraten y paguen la Prima o Cuota de una o varias de las coberturas de riesgo, entre los que se encuentra el riesgo climatológico.

Dentro de los cultivos afectados por la variación de clima, se tiene el café, que es uno de los más importantes cultivos tropicales para los países en desarrollo y los países desarrollados, como Estados Unidos, Europa y Japón, que consumen el 80% del café producido (Moguel y Toledo, 1999).

El café se cultiva principalmente en 16 estados de México. De acuerdo con la SAGARPA⁹ (2015), el café representa una actividad estratégica para México, ya que emplea a más de 500 mil productores en alrededor de 690 mil hectáreas sembradas en las 16 entidades federativas donde se produce. Además, vincula directa e indirectamente a cerca de 3 millones de personas, y genera un valor en el mercado de alrededor de 20 mil millones de pesos por año, con dos tipos de café cultivados : el arábica (con aproximadamente 98%) y el robusta.

En efecto, los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca son los estados con mayor producción de café, cerca del 80% de la producción en México. Según la SIAP¹⁰ (2014), de 2007 a 2012, dichos estados recibieron cerca del 80% del apoyo al fomento productivo del café. Además, estos estados tienen el 78% de las superficies de café sembradas, equivalentes al 78% de los beneficiarios del apoyo. La producción de café se agrupa en cuatro regiones, que son:

La vertiente del Golfo: San Luis Potosí, Hidalgo, Puebla, México y Veracruz;

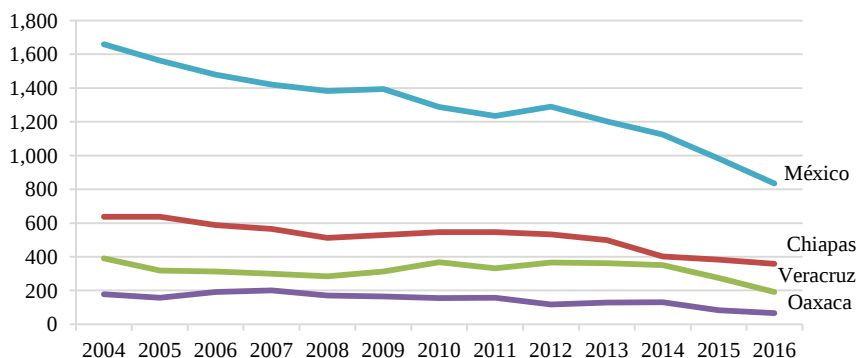
La vertiente del Océano Pacífico: Colima, Guerrero, Jalisco, Nayarit y parte de Oaxaca;

Región Soconusco: Gran proporción del estado de Chiapas y

Región Centro Norte de Chiapas.

En la siguiente gráfica, se puede observar la relación que existe entre la producción de café, la precipitación y la temperatura para los Estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca.

Gráfica 1
Producción anual de café 2004-2016 (miles de toneladas)



Fuente: Elaboración propia con información de SIAP-SAGARPA 2004-2016.

⁹ Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación de México.

¹⁰ Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera de México

En dicha gráfica, se observa cómo la producción de café ha caído a la mitad en el periodo de 2004-2016. Esto se puede explicar por diversas razones: los hongos, el bajo precio del café y las variaciones del clima, lo que causa que los productores abandonen este tipo de producción por otros cultivos.

Améndola, Castillo y Martínez (2005) afirman que más del 70% de los cafetales mexicanos se encuentran arriba de los 600 metros de altitud y con una diversidad de microclimas. Se puede observar un clima cálido, donde la temperatura oscila entre 22°C y 26°C y las precipitaciones oscilan entre 1.000-2.000 mm; mientras que con un clima templado, se presentan temperaturas entre 18°C y 22 °C y precipitaciones que varían de 600 a 1.000 mm, lo que permite obtener un café de calidad. En efecto, el café es una planta que requiere un clima cálido pero con alto nivel de humedad. La planta de café no debe recibir directamente el sol, razón por la cual se siembran distintos árboles junto a los cafetos para generar sombra. La altitud ideal para su buen desarrollo es entre los mil y mil trescientos metros sobre el nivel del mar, pero también se puede producir en mayores alturas e incluso en las costas.

Cabe mencionar que la calidad de la tierra es muy importante, por lo tanto un suelo rico y húmedo permitirá la buena absorción del agua y el rápido drenaje de las lluvias. Vaast, P., Bertrand, B., Perriot, J-J, Guyot, B., Genard, M. (2006) mencionan que un clima más cálido o altitudes más bajas provocan una maduración más rápida de la cereza del café, lo cual afecta la calidad.

Existen diversas razones que posiblemente explican la disminución de la producción de café, la principal radica en las variaciones del clima: tema de interés de este trabajo. Así, mediante un modelo econométrico que utiliza una función de producción de *Cobb-Douglas* modificada, se busca saber si la temperatura o la precipitación afecta la producción de café en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Y, posteriormente, con los resultados obtenidos, se pretende saber si los caficultores pueden apoyarse en una oferta de derivado climático específica, que pueda cubrir sus necesidades.

3. Modelo econométrico

Se utilizó una función de producción *Cobb-Douglas* para determinar qué niveles de precipitación o temperatura afectan la producción agrícola de café en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Se espera con este modelo estimar la sensibilidad de la productividad del café en dichos estados, con respecto a la temperatura y a la precipitación. Cruz y Llinás (2009) modelaron la producción agrícola mediante la función de producción Cobb-Douglas, con una modificación del modelo original, donde el modelo clásico

mide la producción con una función que tiene por variables de entrada el Capital (K) y el Trabajo (L).

En este trabajo, las variables exógenas que se asumen son la temperatura y las precipitaciones, y se consideran como constantes los otros factores (*ceteris paribus*). Por lo tanto, la función de producción modificada permite medir los efectos marginales de las precipitaciones y de la temperatura sobre los niveles de producción.

La productividad marginal del clima es:

$$Y = A P^{\alpha} T^{\beta} \quad (1)$$

Donde, Y es la producción de la cosecha de café anual en miles de toneladas, A es el intercepto con el eje de las ordenadas, P representa las precipitaciones acumuladas anuales en milímetros, T es la temperatura promedio anual registrada para el periodo de estudio 2004-2016, la cual se expresa en grados Celsius ($^{\circ}\text{C}$), α y $\beta = (1 - \alpha)$ son los coeficientes de los niveles de precipitación y de temperatura, respectivamente. Se necesita hacer una transformación lineal para estimar el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln P + \beta \ln T \quad (2)$$

Donde, α y β representan la elasticidad parcial del producto o rendimiento de la cosecha con respecto a los niveles de precipitación y temperatura, respectivamente.

Se calculan las elasticidades a partir de la ecuación (1). Se obtiene lo siguiente:

Derivando parcialmente con respecto a la precipitación:

$$\frac{\partial Y}{\partial P} = \alpha \frac{Y}{P} \quad (3)$$

Derivando parcialmente con respecto a la temperatura:

$$\frac{\partial Y}{\partial T} = \beta \frac{Y}{T} \quad (4)$$

Por la derivada cruzada con respecto a la precipitación y la temperatura, se tiene:

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial P \partial T} = \alpha \beta \frac{Y}{P} \quad (5)$$

Para justificar la efectividad de un derivado climático como instrumento de cobertura del riesgo climático, las ecuaciones (3), (4) y (5) deben ser superiores a cero. Se debe entonces verificar estas condiciones.

$$\frac{\partial Y}{\partial P} > 0; \frac{\partial Y}{\partial T} > 0; \frac{\partial^2 Y}{\partial P \partial T} \geq 0 \quad (6)$$

Si $\frac{\partial^2 Y}{\partial P \partial T} > 0$, entonces, tanto la precipitación (lluvia) como la temperatura (el calor o frío) impactan de manera conjunta la producción.

Si $\frac{\partial^2 Y}{\partial P \partial T} = 0$, entonces, ni la precipitación (lluvia) ni la temperatura (el calor o frío) tienen efecto alguno sobre la producción.

En caso de no cumplimiento de dichas condiciones, el clima no tendrá entonces ninguna incidencia sobre la producción agrícola del café; por lo tanto, no hay necesidad de transferir los riesgos asociados por medio de un derivado climático. Así, para comprobar la condición antes mencionada, se hace un análisis econométrico sobre las diferentes variables, con la información de la producción anual del café en los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca obtenida de la SIAP, de las precipitaciones acumuladas anuales, y de las temperaturas promedio anuales obtenidas de la CONAGUA¹¹ para el periodo 2004-2016. Dicho análisis se realiza mediante una estimación de mínimos cuadrados ordinarios, o *pooled* en datos panel.

Se hacen dos variaciones de panel de datos. Primero, se estima el modelo mediante efectos fijos¹² (*FE*), esto para conocer en promedio la producción del café dependiendo de las situaciones climáticas. Después, se aplica una prueba *F*, para ver si las variables sostienen el modelo. Segundo, se hace la estimación del modelo mediante efectos aleatorios¹³ (*RE*), con la siguiente especificación: las diferencias entre los factores climáticos se capturan a través de un término de perturbación ω_{it} , que sigue $\omega_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ donde u_i es un término no observable que representa el componente de error específico individual y ε_{it} ¹⁴ que combina la serie de tiempo con el corte transversal.

Dicho análisis se utiliza para buscar los efectos aleatorios mediante la prueba de Breusch-Pagan de Lagrange *Multiplier* (BPLM) (1979). Si se rechaza

¹¹ CONAGUA, Comisión Nacional del Agua de México.

¹² Este método considera que existe un término constante diferente para cada individuo y supone que los efectos individuales son independientes entre sí, en los datos.

¹³ A diferencia del modelo de efectos fijos, se considera que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado.

¹⁴ Corresponden al error asociado con las series de tiempo.

la hipótesis nula¹⁵ de BPLM, se tiene que $H_0: \sigma_u^2 = 0$, entonces se tiene efectos aleatorios en el modelo. En la tabla 1, se presentan los resultados obtenidos de las distintas especificaciones.

Tabla 1
Estimación de la función de producción con Panel de Datos

Ly	MCO	FE	RE
Lp	1.993 (0.000) ***	0.725 (0.005) ***	1.993 (0.000) ***
Lt	-1.851 (0.094)*	0.46 (0.59)	-1.851 (0.085)
Prueba F	42.62 (0.000)***	24.64 (0.000)***	
Breush-Pagan			0 -1
Hausman			151.81 (0.000)***
R²	0.7031		

Fuente: Elaboración propia con datos de la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación de México y del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera de México. Nota: (***) y (*) corresponden a un nivel de confianza de 99% y 90%, respectivamente.

Para el modelo MCO y bajo la consideración de la ecuación (2), se observa la elasticidad de la precipitación (P) y producción (Y) durante el periodo de 2004-2016. La elasticidad de P tiene un coeficiente de 1.993, significativo al 99%. Hay una relación entre precipitación (P) y producción (Y). Para el caso de la temperatura (T), se observa que el efecto promedio con respecto a la producción (Y), *ceteris paribus*, es de -1.851, significativa al 90%. La variación de la temperatura tiene una incidencia directa sobre los niveles de producción del café. Se puede interpretar que cuando aumenta la temperatura, entonces, baja la precipitación. El coeficiente de determinación (*R-squared*) de 0.703 indica en qué proporción la variable dependiente es explicada por las variables independientes, la cual muestra una relación muy estrecha.

Por otro lado, la estimación del modelo econométrico con panel de datos con efectos fijos y efectos aleatorios, permiten observar que la variable precipitación (P) es estadísticamente significativa a diferencia de la variable temperatura (T). La prueba Hausman presenta una probabilidad menor a 0.05,

¹⁵ La hipótesis nula: la varianza individual específica es cero.

entonces hay diferencia sistemática entre los efectos fijos y los efectos aleatorios. Por lo tanto, el modelo de efectos aleatorios no es el adecuado, y se concluye que el mejor ajuste obtenido con el panel de datos, es el que considera efectos fijos. Los resultados anteriores permiten decir que las variaciones en la producción del café son explicadas por las precipitaciones y no por la temperatura. De esta manera, se puede desarrollar un derivado sobre la precipitación, para transferir el riesgo de dicha precipitación, y que esto beneficie a los caficultores de Veracruz, Chiapas y Oaxaca.

4. Opción climática sobre precipitación para el café en Veracruz, Chiapas y Oaxaca

En este trabajo, se utiliza el modelo de *Black-Scholes* (1973) con una simulación Monte Carlo, para el cálculo de la opción climática. La valuación del precio de cada opción se hace con las fórmulas siguientes:

$$C = \delta (S N(d_1) - K e^{-rT} N(d_2)) \quad (7)$$

$$P = \delta (K e^{-rT} N(d_2) - S N(d_1)) \quad (8)$$

Donde N representa la distribución normal acumulada, y d_1 y d_2 definidas como:

$$d_1 = \frac{(\log(\frac{S}{K}) + (r + \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t))}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (9)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} = \frac{(\log(\frac{S}{K}) + (r - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t))}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (10)$$

C: *Call* sobre precipitaciones.

P: *Put* sobre precipitaciones.

S: Precipitación acumulada anual, en milímetros, a la fecha del 31 de diciembre de 2016.

K: Precipitación acumulada anual promedio, sobre el periodo de estudio (2004-2016).

r : Tasa libre de riesgo de corto plazo (Cetes 91¹⁶), obtenida del Banco de México.

T: Tiempo de maduración del contrato (un año).

δ : Volatilidad del subyacente.

t : Momento del tiempo menor a T.

Las ecuaciones (7) y (8) son la solución cerrada para la valoración de opciones climatológicas europeas¹⁷ con el método de *Black-Scholes*.

¹⁶ El contrato se hace por un corto plazo, por lo que -en este caso- se toma el valor del CETES 91 por un año de contrato.

¹⁷ Con una opción europea, el contrato que se ejerce a vencimiento.

Este cálculo se realiza por medio de una simulación Monte Carlo en Excel *Visual Basic*. En el método de Monte Carlo, para el cálculo de las opciones europeas en un mercado neutral al riesgo, el *call* y el *put* europeos están determinados como sigue:

$$C = E \left[\delta e^{-rT} \left(S e^{\sigma Z + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)T} - K \right)^+ \right] \quad (11)$$

$$P = E \left[\delta e^{-rT} \left(K - S e^{\sigma Z + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)T} \right)^+ \right] \quad (12)$$

donde, $Z \sim N(0, T)$.

De la ecuación (11), se obtiene el valor de la opción mediante la aproximación de Monte Carlo.

$$C = e^{-rT} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n C^{(i)} \quad (13)$$

donde,

$$C^{(i)} = \delta (S^{(i)} - K)^+ \quad (14)$$

De igual manera, se obtiene el valor del *put* europeo de la ecuación (12):

$$P = e^{-rT} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P^{(i)} \quad (15)$$

Donde,

$$P^{(i)} = \delta (S^{(i)} - K)^+ \quad (16)$$

Se pueden expresar las precipitaciones acumuladas anuales $S^{(i)}$ así:

$$S^{(i)} = S_0 e^{\sigma Z_i + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)T} \quad (17)$$

donde,

$$Z_i = X_i \sqrt{T} \quad (18)$$

Cabe mencionar que X_i corresponde a las variables aleatorias independientes generadas y distribuidas normalmente.

En la tabla 2, se presentan los parámetros usados para el cálculo de las opciones de cada estado.

Aplicando la técnica de Monte Carlo¹⁸ con Excel *Visual Basic*, se realizaron diez mil iteraciones de las posibles trayectorias a un año, y se obtuvieron los resultados que se muestran en la tabla 3.

Tabla 2
Parámetros usados para el cálculo mediante el método Black-Scholes

	Oaxaca	Chiapas	Veracruz
S (mm)	993.2	1,614.20	1,614.20
K (mm)	1,343.83	2,119.73	1,618.84
Tasa de interés libre de riesgo r (31/12/ 2016)	0.0596	0.0596	0.0596
Sigma ^[1]	0.153	0.153	0.083
Vencimiento (año)	1	1	1
No. de trayectorias (iteraciones Monte Carlo)	10,000	10,000	10,000
δ	10 pesos /mm	10 pesos /mm	10 pesos /mm

Fuente: Elaboración propia con datos de la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación de México y del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera de México.

Tabla 3
Valor de la opción sobre precipitación

	Chiapas	Veracruz	Oaxaca
Opción de compra europea sobre precipitación (<i>Call</i>)	\$0.00	\$15.90	\$0.00
Opción de venta europea sobre precipitación (<i>Put</i>)	\$494.70	\$14.60	\$343.92
Valor de la Prima del <i>Call</i> (pesos)	\$0.00	\$158.95	\$0.00
Valor de la Prima del <i>Put</i> (pesos)	\$4,946.96	\$ 146.04	\$3,439.22

Fuente: Elaboración propia con datos de la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación de México y del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera de México, mediante Monte Carlo (i=10,000).

En la tabla 3, se observa que en los Estados de Veracruz y Chiapas no se pueden ofrecer opciones de compra, en virtud de que su prima es de cero, porque el valor de la precipitación de referencia es superior a la precipitación acumulada en el último año (2016). Sin embargo, si se supone que cada \$1 (unidad monetaria) corresponde a 1 mm de lluvia, entonces, se puede ofrecer

¹⁸ Son prácticamente simulaciones dinámicas de las precipitaciones, dada su volatilidad histórica. Se generan posibles trayectorias del comportamiento del activo en un periodo definido.

una opción de venta al caficultor, donde las primas para los Estados de Oaxaca, Chiapas y Veracruz son de 344 pesos (MXN), 494.7 pesos (MXN) y 14.6 pesos (MXN), respectivamente.

Por lo tanto, se necesita un *strike* de precipitación de 2,119.73 mm, 1,618.84 mm y 1,343.83 mm, para asegurar la producción del año 2017, en los estados de Chiapas, Veracruz y Oaxaca, respectivamente. Si las precipitaciones anuales acumuladas están por debajo de dicho valor, entonces el comprador del *put* ejercerá su opción. Se puede, así, cubrir a los caficultores de las variaciones de la precipitación que afecta su producción, ya que este instrumento no influye en la demanda de café, ni en sus precios.

Conclusión

Este trabajo propone una opción climática de venta (*put*) sobre las precipitaciones, para los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Por lo tanto, se presentaron los derivados climáticos y su aplicación en la agricultura, donde se encontró que la variabilidad del clima y el cambio climático afectan de manera significativa tanto la calidad, como la cantidad de la producción. Después, se presentó de manera breve, la situación de la producción de café en México y se encontró que prácticamente 80% de la producción de café proviene de los estados de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Para identificar cuál evento climático afecta en mayor medida la producción del café (si las precipitaciones o la temperatura), se utilizó un análisis econométrico para determinar el rendimiento de la producción de café.

Así, mediante una función de producción Cobb-Douglas, adaptada a dichos eventos, se realizó el estudio con un panel de datos, en el cual se encontró que hay una relación elástica entre precipitación (P) y producción (Y), lo que no sucede para el caso de la temperatura (T). Se observó, también, que hay diferencia sistemática entre los efectos fijos y los efectos aleatorios, por lo que el modelo de efectos fijos es adecuado porque da el mejor ajuste de panel. Por lo tanto, las variaciones en la producción del café en los estados estudiados suceden en función de las precipitaciones, pero no de la temperatura. La temperatura no es un elemento determinante en la producción del café, contrariamente a la literatura sobre el café. Esta situación puede ser el resultado de la metodología utilizada o de la cantidad de datos utilizados.

Después de determinar, entre la temperatura y la precipitación, que afecta los rendimientos del café, se utilizó el método de *Black-Scholes* con una simulación Monte Carlo (10,000 iteraciones) para calcular tres opciones *put* sobre la precipitación, a fin de transferir el riesgo de los caficultores de Veracruz, Chiapas y Oaxaca. Con los datos del Banco de México, de SIAP y

de CONAGUA, se obtuvo, después de la valuación, una prima de la opción de venta de 394.7 pesos (MXN) para el estado de Veracruz, 344 pesos (MXN) para el estado de Chiapas y 14.6 pesos (MXN) para el estado de Oaxaca.

Por lo tanto, los caficultores pueden contar con un derivado sobre la precipitación que proporciona una cobertura de su producción. Dichos resultados hacen posible enfrentar los diversos riesgos climáticos que afectan a diferentes agentes económicos, con unas coberturas económicas eficientes. Cabe señalar que estas opciones, como todos los derivados del clima, pueden ejercerse aunque no haya una causa directa en la variabilidad de la producción del café. Usarlos es asegurarse de la causa, y no de los efectos, provocados en la variabilidad del clima en la producción de un bien, mientras que el uso de los derivados y los seguros convencionales permite asegurarse, o cubrirse, de los efectos.

Se recomienda fomentar estudios financieros acompañados por meteorólogos, para profundizar en los modelos de predicción, con el fin de mejorar la medición del riesgo y reducir las potenciales pérdidas, y, así, dar el primer paso para su utilización en la agricultura mexicana.

Referencias

- [1] Agrawala, Shardul (2005). "Bridge Over Troubled Waters. Linking Climate Change and Development". *Organization for Economic Cooperation and Development*. OECD:Francia.
- [2] Alaton, P., Djehiche, B., & Stillberger, D. (2002). "On modelling and pricing weather derivatives". *Applied Mathematical Finance*, 9(1), 1-20.
- [3] Améndola, R., Castillo, E., & Martínez, P. A. (2005). Country Pasture/Forage Resource Profiles. [CDROM]. México: FAO Roma.
- [4] BANXICO (2018). "Estadística de CETES 91". *Banco de México*. México: Banco de México. Disponible en: www.banxico.org.mx
- [5] Barnett, B. y Mahul, C. (2007). "Weather index insurance for agriculture and rural areas in lower income countries". *American Journal of Agriculture Economics*, 89 (5), 1241-1247.
- [6] Benth, F.E. y Saltyte Benth, J. (2007). "The volatility of temperature and pricing of weather derivatives". *Quantitative Finance*, 7(5), 553-561.
- [7] Black, F., y Scholes, M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- [8] Cruz, J. S., y Llinás, A. (2010). "Modelo Analítico de Derivados de Clima para Eventos Específicos de Riesgo en la Agricultura en Colombia". *Cuadernos de Desarrollo Rural*, 7 (64), 121-147.
- [9] Cruz, J., y Vargas, C. (2008). "Pricing de un exótico del clima para Colombia". Disponible en: www.cesa.edu.co
- [10] Dang, G. (2006). *Agriculture, Rural Areas and Farmers in China*. China Intercontinental Press: Beijing.

- [11] Easterling, D.R., Evans, J.L., Groisman, P.Y., Karl, T.R., Kunkel, K.E. y Ambenje, P. (2000). "Observed variability and trends in extreme climate events: a brief review". *Bulletin of the American Meteorological Society*, 81(3), 417-426.
- [12] Fuchs, A. y Wolff, H. (2011). "Concept and unintended consequences of weather index insurance: the case of Mexico". *American Journal of Agricultural Economics*, 93(2), 505-511.
- [13] Gay, C., Estrada, F., Conde, C., Eakin, H., y Villers, L. (2006). "Potential Impacts of Climate Change on Agriculture: A Case of Study of Coffee Production in Veracruz. México, DF, México". *Climatic Change*, 79(3-4), 259-288. DOI:10.1007/s10584-006-9066-x
- [14] González Sánchez, M., Nave Pineda, J.M. (2010). "Valoración de derivados sobre el clima a partir de la modelización estocástica de la temperatura en el Aeropuerto El Dorado de Bogotá". *Cuadernos de Administración*, 23 (41), 261-283.
- [15] Gronberg, Timothy J., y Neilson, William S. (2007). *Incentive under Weather Derivatives vs. Crop Insurance*. (Unpublished Manuscript). Institute for Science, Technology and Public Policy, Texas A&M University.
- [16] GTZ (2010). "Sociedad para la Cooperación Técnica, dependiente del Ministerio Federal de Cooperación Económica y Desarrollo y Café Direct. Cambio Climático y Café: Capacitación para productores y organizaciones cafetaleras". *Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit*. Eschborn, Alemania.
- [17] Houghton, J.T., Ding, Y., Griggs, D.J., Noguer, M., van der Linden, P.J., Dai, X., Maskell, X., y C.A. Johnson (2001). "Contribution of working group I to the third assessment report of the intergovernmental panel on climate change". *Climate Change, The Scientific Basis*, 388. Cambridge University Press.
- [18] Jaramillo, J., Muchugu, E., Vega, F., Davis, A., Borgemeister, C. y Chabi-Olaye, A. (2011). "Some Like It Hot: The Influence and Implications of Climate Change on Coffee Berry Borer (*Hypothenemus hampei*) and Coffee Production in East Africa". *Plos One* (9): e24528. DOI:10.1371/journal.pone.0024528.
- [19] Jewson, S. y Brix, A. (2005). *Weather Derivative Valuation: The Meteorological, Statistical, Financial and Mathematical Foundations*. Cambridge University Press: New York.
- [20] Moguel, P., y Toledo, V.M. (1999). "Biodiversity conservation in traditional coffee systems of Mexico." *Conservation Biology* 13.1,11-21.
- [21] Parry, M.L., Canziani, O.F., Palutikof, J.P., van der Linden, P.J. y Hanson, C.E. (eds.) (2007). *Climate change 2007: impacts, adaptation and vulnerability. Contribution of working group II to the fourth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Vol. 4*. Cambridge University Press: E.U.A.
- [22] Paz Cobo, S. (2004). "Derivados vinculados al seguro". Universidad Pontificia de Salamanca. Madrid, España.
- [23] Rosenzweig, C., Iglesias, A., Yang, X.B., Epstein, P.R. y Chivian, E. (2001), "Climate change and extreme weather events; implications for food production, plant diseases, and pests". *Global Change and Human Health* 2(2), 90-104.

- [24] Schiller, F., Seidler, G. y Wimmer, M. (2012). "Temperature models for pricing weather derivatives". *Quantitative Finance*, 12(3), 489-500.
- [25] SAGARPA (2015). "Reporte informativo sobre los impactos del café". *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación*, México: SAGARPA. Disponible en: www.gob.mx/sagarpa
- [26] SAGARPA (2017). "Cierre de la Producción Agrícola". *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación*, México: SAGARPA. Recuperado de <http://infosiap.siap.gob.mx>
- [27] SMN (2018). "Resúmenes mensuales de temperaturas y lluvia". *Servicio Meteorológico Nacional*, México: SMN. Recuperado de: <http://smn.cna.gob.mx>
- [28] SIAP (2014). "Sistemas Producto Café". *Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera*. México: SIAP. Recuperado de <http://w4.siap.gob.mx/sispro>
- [29] Stoppa, A. y Hess, U. (2003). "Design and use of weather derivatives in agricultural policies: the case of rainfall index insurance in Morocco." International Conference: Agricultural Policy Reform and the WTO: Where are We Heading? Capri (Italy).
- [30] Turvey, C.G. (2001). "Weather Derivatives for Specific Event Risks in Agriculture." *Review of Agricultural Economics*, 23(2), 333 - 351.
- [31] Vaast P, Bertrand B, Perriot J-J, Guyot B, Genard M (2006). "Fruit thinning and shade improve bean characteristics and beverage quality of coffee (*Coffea arabica* L.) under optimal conditions." *Journal of the Science of Food and Agriculture* 86(2), 197-204.
- [32] Vedenov, D.V. y Barnett, B.J. (2004). "Efficiency of weather derivatives as primary crop insurance instruments". *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 29(3), 387-403.
- [33] Villers, L., N. Arizpe, R. Orellana, C. Conde y J. Hernández (2009). "Impactos del cambio climático en la floración y desarrollo del fruto del café en Veracruz, México". *Interciencia* 34(5), 322-329.
- [34] Wang, H.H., Karuaihe, R.N., Young, D.L. y Zhang, Y. (2013). "Farmers' demand for weather based crop insurance contracts: the case of maize in South Africa." *Agrekon*, 52(1), 87-110.



ENSAYOS
Revista de Economía

ensayos.uanl.mx



Facultad de
Economía

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN • FACULTAD DE ECONOMÍA • CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Unemployment and Violence: ARDL Endogeneity Approach

Desempleo y violencia: Enfoque de endogeneidad ARDL

Adenuga Fabian Adekoya^{*}
Nor Azam Abdul Razak^{**}

Article information

Received:
3 February 2018

Accepted:
3 September 2018

JEL Classification:
E24; O47; K42; C22

Keywords:
Unemployment;
Income; Security
Expenditure; Violence;
Endogeneity ARDL
Instrumental Variable

Abstract

This study examines the link between unemployment and violence by controlling for income and security expenditure as an antidote to reduce violence in Nigeria. Violence claims many lives and properties in the country, which further increased the demand for public security as tax on the nation's resources. Also, the increased unemployment in Nigeria, deserving urgent attention to be reduced, as literature has pointed out, causes idleness, deception, frustration and anger. The idea of criminal motivation and strain as an inducement to violence are supported by evidence. Considering the nature of the variables in this study, we tested for endogeneity by using annual data set from 1980 to 2015 before proceeding to test for the long-run and short-run relationship. The Bound Test used to test the cointegration while the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) approach was used to conduct endogeneity test. ARDL Instrumental Variable is also employed to determine long-run and short-run estimates. The results showed that unemployment causes violence while income as a variable to economic growth reduces violence at the 1% level of significance. Similarly, the deterrence variable of security

^{*} Department of Economics, School of Arts and Social Sciences, Michael Otedola College of Primary Education, Noforija-Epe, Lagos, Nigeria. adenugaadekoya@gmail.com

^{**} Department of Economics, School of Economics, Finance and Banking, Universiti Utara Malaysia, Sintok 06010, Malaysia.

expenditure adversely affects violence at the 10% level of significance. Therefore, this study suggests policy to promote economic growth as the means of income-employment generation among the youth and the unemployed. Youth programs should be provided especially among the unemployed by granting credit facilities to finance their own projects and further strengthen the deterrence institutions.

Información del artículo

Recibido:
3 febrero 2017

Aceptado:
3 septiembre 2017

Clasificación JEL:
E24; O47; K42; C22

Palabras Clave:
Desempleo; Ingreso;
Gasto de Seguridad;
Violencia; Variable
Instrumental ARDL
Endogeneidad

Resumen

Este estudio examina el vínculo entre el desempleo y la violencia mediante el control de los ingresos y el gasto de seguridad, como un antídoto para reducir la violencia en Nigeria. La violencia se cobra muchas vidas y propiedades en el país, lo que aumenta aún más la demanda de seguridad pública, traducida como un impuesto a los recursos de la nación. Además, el aumento del desempleo en Nigeria, la cual merece una atención urgente que se reduzca ya que, la literatura señala, provoca ociosidad, engaño, frustración e ira. La idea de la motivación y la tensión delictiva como un incentivo a la violencia está respaldada por la evidencia. Teniendo en cuenta la naturaleza de las variables en este estudio, probamos la endogeneidad mediante el uso de datos anuales de 1980 a 2015, antes de proceder a la prueba de la relación de largo y corto plazo. El Bound Test se usó para probar la cointegración, mientras que el enfoque del Modelo de retardo distribuido autorregresivo (ARDL), se usó para realizar pruebas de endogeneidad. La variable instrumental de ARDL también se emplea para determinar estimaciones a largo y corto plazo. Los resultados mostraron que el desempleo causa violencia; mientras que el ingreso, como variable del crecimiento económico, reduce la violencia, al nivel de significancia del 1%. De manera similar, la variable de disuasión del gasto en seguridad afecta adversamente la violencia, al nivel de significancia del 10%. Por lo tanto, este estudio sugiere una política para promover el crecimiento económico como el medio de generación de empleo-empleo entre los jóvenes y los desempleados. El empoderamiento de la juventud debe proporcionarse especialmente entre los desempleados mediante la concesión de servicios de crédito para financiar proyectos propios y fortalecer aún más las instituciones de disuasión

Introduction

Nigeria as a developing nation has observed civil war (from 1967 to 1970) and collective violent revolts (National Human Rights Commission, 2007; Katsouris & Sayne, 2013; Dike, 2014). The uprisings that involve the use of terror tactics among others are the electoral and political violence in the Western Region (1964-65); Tiv revolts (1960, 1965); Agbekoya peasant violence (1968-69); Maitatsine Religious violence (1980-85); Odu'a Peoples' Congress and violence in the South-West; Niger-Delta upheaval by ethnic militias and cults, and the recent Boko Haram insurgency in the North-Eastern part of the country (Alemika & Ahmadu, 2014). Also, the Nigeria Watch (2016) noted that forms of violence such as for political conflict, religious violence, road accidents, criminal violence and land clashes are rampant in the country.

Several people have died due to these various types of violence. For instance, between 2006 and 2016 the number of deaths recorded due to violence stood at 106,744, which translates to the average death rate of 5.93 per 100,000 for that period. The death rate per 100,000 increased from 3.11 in 2006 to 3.52 and 4.83 in 2006 and 2009 respectively which later increased to 9.69 in 2015. Between 2006 and 2014, the average violent death rate per 100,000 for the criminal violence stood at 17.37; political violence was 9.12 while religious violence remained 6.98; oil-related violence was 3.85 as cult violence stood at 0.4 and land-issues violence was 0.11 (Nigeria Watch reports, 2014 & 2016).

In relationship to the violent incidents and death in Nigeria, three major developments crop up. Firstly, it succeeds in truncating the tranquility, creating fear and insecurity. The negative effect of the insurgency by the Boko Haram activities is that normal procedures of trade and investments especially in the North-East of the country were truncated; also it distorts the routine performance of the security agencies in the country (Eme & Ibieta, 2012). Terrorism affects trade openness, which restricts the movements of people, goods and services in the region (Shuaibu & Lawong, 2016). Also, the destruction of properties and lives force displacement and migration of citizens particularly from the North-East region towards neighboring countries. In the case of militants operating in the oil-rich Niger Delta region, there have been several violent attacks of oil installations and abductions, ruining lives and properties in places like Port-Harcourt and Warri (Nigeria Human Right Commission, 2007). Due to the militant's violent activities, the product loss value of pipeline destruction stood at 191.62 in million metric tons in 2008 was at the value of ₦14.594 billion (National Bureau of Statistics (NBS), 2011). Furthermore, the unrest and insecurity that pervaded the country cannot be left out as it has damaged infrastructures that drive the

growth and development of the economy and by extension the country's image (Dike, 2014).

Secondly, national resources and relief have been diverted away from the people displaced who are affected by the arms proliferation. The relief items caused by the insurgency worth N500m were dispersed to about 116,000 internally displaced persons in Yobe State (Gabriel, 2014). Also, government expenditure meant for developmental projects are used to purchase arms from foreign countries in order to fight the militants and insurgency in Nigeria (Shuaibu & Lawong, 2016).

Lastly, there is an increase in the cost of operation and governance (Federal Ministry of Finance of Nigeria, 2014). This is because violent crime issues are noted as threats to budget actualization by the Nigeria Government. The threat of violent crime is established as properties destruction and homicides through extra-judicial means, kidnapping, armed robbery and arson. That is, the threat increased national budget spending on security and tackling violent crime instead of other capable areas like health (reduction of infant mortality); education; housing; infrastructure; food and agriculture (Okonjo-Iweala & Osafo-Kwaako, 2007). Besides, the internal security expenditure as a percentage of total expenditure increased from 7.21% in 2010 to 9.10% in 2013, and later, increased to 10.70% in 2015. In the same period, the social services expenditure increased from 17.71% in 2010 to 26.25% in 2013, but reduced to 21.07% in 2015.

In explaining the gravity of violence, previous studies have attributed socio-economic factors as its main cause. Among these factors is unemployment which is linked positively to violence (Caruso & Schneider, 2011; Poveda, 2011). Perhaps, unemployment increases lack of opportunity, poverty and widens the income distribution; furthermore, it reduces access to skill and knowledge acquisition (Edmark, 2005). Also, the financial adversity created by unemployment causes family instability which includes separation and divorce (Fomby & Cherlin, 2007). Moreover, Ubhenin and Enabunene, (2011) and Ejumudo (2014) viewed that the root causes of violence in Nigeria are high unemployment, the infrastructure deficit, and a feeling of inequality and injustice.

Adebayo (2013) affirmed that unemployment increases crime in the country with the rising youth unemployment due to the synchronized failure of generating employment. Also, the insurgency of Boko Haram is more encouraged in the North East part of the country due to a high number in unemployment that includes Almajiris and the alienated youths by the political elites in the region (Usman, 2015).

Ikelegbe (2005) concluded that the economy provided support for arms proliferation, violent institutions and the prevalence of violent crime, and communal/ethnic conflicts. But, Oyefusi (2010) found that reducing the effect that low-level violence and oil-related criminality have on unemployment causes a positive significant result to be obtained, except when education interacts with unemployment. On the contrary to Oyefusi (2010), Oyefusi (2008) detected that unemployment is not significant to determine participation in the rebellious acts.

However, unemployment is worrisome with its present statistics because young people comprise 60% of the country's population, and most of them are unemployed and underemployed. The underemployment rate increased from 16.3% in 2010 to 16.8% and 18.7% in 2012 and 2015 respectively as the overall unemployment rate stood at 10.4% for 2015 (NBS, 2016).

Therefore, the unemployment statistics advocates two realities: firstly, reduced labor productivity from 12.45% in 2011 to 7.48% in 2014 (NBS, 2015) and secondly, the labor market policy in the country characterized reducing opportunity costs of violent crime due to high strain conditions of emotional disturbance among the unemployed which include idleness and frustration. The effect of the latter is that unemployed people are susceptible to any available anti-social behaviour and violence as they are easily recruited by criminal groups (Arowesegbe, 2009; Nwankwo & James, 2016; Adekoya, 2017).

In spite of the numerous dangers of unemployment, its statistical link to violence remains unclear in Nigeria based on available literature (Oyefusi, 2008; Oyefusi, 2010). By focusing on Nigeria, this paper would draw the attention of the policymakers to avert violence so that schooling and education can spread throughout the country and to focus on the need to improve the welfare of the citizens. Also, the citizen's right to live and their civil rights need more guarantee. Especially, that The World Bank aims to prevent violent conflict which considers development processes that interact with security and human rights to inform policies in affected countries which include Nigeria (The World Bank, 2017). Moreover, most of the studies on violence has been concentrated on the Niger-Delta part of the country (Oyefusi, 2010; Ubhenin & Enabunene, 2011; Ejumudo, 2014) and this study is novel in using aggregate data to analyze the link between unemployment and violence in Nigeria.

Thus, this study's main objective is to determine the positive relationships even if there is the existence of an endogeneity problem between unemployment and violence. In providing these estimates, we employed the data set from 1980 to 2015 from Nigeria. Based on this objective, an attempt

was made to answer a question: that is, is there a positive relationship between unemployment and violence. The remaining part of the paper is organized as follows: section 2 discusses the previous studies as section 3 considers the methodology; section 4 focuses on results and discussion while section 5 is the conclusion of the study.

1. Literature Review

Violence is mainly measured by its incident and death that results from it, which is rarely different from the crime of murder or homicide. Crime is considered illegal but the act of violence which results in death may earn the same penalty as the crime that results in murder/homicides. Therefore, the use of homicide as a measurement of crime based on it being the most serious and publicly visible of all the violent acts make it more connected to violence (Poveda, 2012). These two concepts involve the use of threat either with physical or psychological force with ulterior motives to do harm (Fajnzylber, Lederman & Loayza, 2002). In a determined perspective, the use of force and threats play a prominent role in the sensitivity of violence and security (Poveda, 2012).

Over time, a criminologist in their submission concluded that socioeconomic factors, which include unemployment, are strong predictors of disruptions, violence and crime. The criminologist, however, takes on different positions in terms of their theoretical explanations on how socioeconomic factors affect violent crime matters. In the account of Merton (1938), he viewed that socioeconomic factors may not ordinarily cause people to be rebellious, but that it is the negative conditions inflicted on the disadvantaged, as a result of the poor socioeconomic condition. The negative conditions, such as stress and depression, would strain them and further induce them to behave in a deviant manner. Behaving defiantly could be by abandoning the societal goal and setting another goal for themselves, acting against the societal norms such as rebellious acts which create an unconducive atmosphere in the society. Furthermore, Merton (1938) described that a positive relationship exists between socioeconomic factors such as unemployment and rebellious acts. Therefore, rebellious acts involve violence that creates tension and led to the loss of lives and further disorganized the society, as Shaw and McKay (1942) also concluded that poor socio-economic conditions destroy existing bonds in the society. That is, when the bond is destroyed, disorderliness and disruption take place in the society. It is most likely that disorderliness and disruption are capable of creating violence in the society.

Conversely, Becker (1968) postulated that participation in a legal or illegal act is best comprehended as an attempt to satisfy basic necessities. He described this basic necessity as incentives which may motivate crime.

Incentives could either increase or decrease the motivation to commit a crime. For instance, while unemployment may increase the chances of committing crime, income and deterrence policy would reduce the chances to commit a crime. Incentive-motivated crime is determined by how more profitable the gain in illegal business is compared to legal business. Furthermore, he accounted for other factors such as criminal knowledge of the environment and presence of adequate security could possibly discourage or reduce the gain in illegal business, as criminals would not want the cost of committing a crime to outweigh the gain. Besides, Becker theoretically affirmed that a positive relationship exists between unemployment and crime related factors in the supply function of crime. In addition, previous studies on violent crime and violence measured by homicides have employed the rational theory of crime by Becker (1968) (Fajnzylber *et al*, 2002; Poveda, 2012). The idea is that crime has a negative impact on the society such as causing death and destruction, which could easily erupt into violence.

Caruso and Gavrilova (2012) considered unemployment growth along with political violence in Palestine. Political violence is measured by the number of victims and incidents and further segregating female unemployment from male unemployment. In the study findings, it was revealed that unemployment increases political violence in terms of the emergence of violence and brutality. Also, male unemployment is positively related to the increase of the emergence of violence and brutality, while female unemployment was not. In addition, value-added agriculture and value-added manufacture play a reduction role on the brutality of violence but only value-added agriculture causes a reduction effect on the emergence of violence. This study informs that viable agricultural and manufacturing policies are capable to reduce violence because these two sectors can be used to generate income-employment. That is, providing the youth with a job would neither make them idle nor frustrated.

Likewise, Caruso and Schneider (2011) examined socio-economic factors as causes of terrorism and political violence in 12 countries in Western Europe from 1994 to 2007. The data was estimated with the fixed effect estimator in a negative binomial regression panel. But the result in Caruso and Schneider (2011) are diverse, while income per capita showed a reducing effect on terrorism and political violence measured by incidents, it is found a positive relationship to the brutality of terrorism and political violence measured by a number of victims. Also, the study discovered that incentives through economic investment in real GDP attract political violence and terrorism. Their results informed that frustration and poor expectations especially among the unemployed youth concerning the future economic situations can also encourage terrorist activity which involves murder.

The result between GDP per capita and urban violence of homicides is supported by Poveda (2011). In examining a link between violence and socio-development in Colombia, Poveda (2012a) saw the need of rampant violence being reduced because of its effect and it further causing other violent acts such as homicides and political violence. The sequel, a data set of 32 Colombian departments from 1993 to 2007 was analysed with fixed effects and the Generalized Method of Moment (GMM) techniques. The outcome of the study detected that employment, GDP per capita, and a number of police officers reduced the two forms of violence studied.

Similarly, due to the rising violence that involves homicide and rape in South Africa, Seekings and Thaler (2014) found that unemployment is a direct cause of violence against strangers during the interview but it was not significant. Rather, poverty, taking of drugs and alcoholic drinks served more as incentives for the youth involved in violence.

Oyefusi (2010) used a survey method to study unemployment and civil unrest in the Niger Delta region in Nigeria. The study divided civil unrest into three sections: a peaceful protest—which is low-level violence—, oil crimes, and arms struggle. Results indicate that unemployment is not significant to peaceful protests but positive for arms-struggle. In the case of low-level violence and oil crimes, unemployment shows a negative link but when education interacts with unemployment, the result is positive and significant. The further result showed that earnings have a reducing effect on low-level violence and oil crimes, but when the income exceeds a certain limit, earnings have a marginal impact on the predicted probability of participation in violence. However, while studying the link between unemployment and rebellious acts using the survey method, Oyesfusi (2008) found that unemployment has no significant effect on the probability of the intention to engage in rebellion. The result is similar to Seekings and Thaler (2014) but different from Oyefusi (2010).

From the previous studies above, unemployment is inimical to the economy and would not promote citizen welfare but actually create stress and frustration among the unemployed ones. The added frustration would encourage them to join streets gang or accept an invitation to engage in violence. Of course, their participation is attached to the gain they would receive either by cash given to them by their recruiters or by financial gain realized after selling stolen goods and properties. That is, the financial gain serves as the compensation for their involvement in violent acts. Furthermore, a study on unemployment and violence is still required in order to provide a better understanding because of the mixed results that were obtained in the previous studies.

However, the clarity of the link between unemployment and violence looks ambiguous. This ambiguity link is due to the fact that while unemployment can increase violence, it is not unlikely that violence may indirectly increase unemployment. Also, violence may increase the demand for security, which increases the security expenditure; activities of security at times cause extrajudicial killings which fuel violence. This presupposes that there is a problem of endogeneity among these variables in this study.

On the problem of endogeneity, numerous studies on this subject matter have sought to eliminate the endogeneity problem with various methods which, if not treated, would make the regression spurious and the estimates from such analysis would remain biased (Levitt, 1997; Kelly, 2000; Raphael & Winter-Ebmer, 2001; Fajnzylber *et al* 2002; Edmark, 2005).

One of these is studies is Halicioglu, Andrés and Yamamura (2012) in which authors tested unemployment and violent crime with Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) OLS, even though the residual was not serially correlated. We differed in terms of taking a bold step to further carry out the ARDL endogeneity test and using the Autoregressive Distributed Lag Model Instrumental Variable (ARDL IV). This study employs ARDL IV particularly to overcome the problem of serial correlation and instruments (Pesaran & Shin, 1997). The advantage of ARDL lies in its ability to generate sufficient lags for variables in the model. Therefore, unemployment and security expenditure are affirmed as weak exogenous variables in the violence model.

To the best of our knowledge, the available studies (Oyefusi 2008 & 2010; Usman, 2015) that have discussed unemployment and violent crime in Nigeria have not taken cognizance of endogeneity except for Usman (2015). Usman (2015) considered that unemployment and poverty are among factors that have contributed to insecurity and violence, due to the insurgency of Boko Haram, but also affirmed that the insurgency has resulted in increasing insecurity and violence in Nigeria, that further caused unemployment and poverty. Moreover, Usman (2015) did not provide the empirical analysis to validate this causal link in spite of the threats and danger posed by violence to the country. Therefore, this study overcomes the shortcoming in Usman (2015) by testing for endogeneity while considering the statistical relation between unemployment and violence.

2. Methodology

2.1 Theoretical Framework

In establishing the model to test the relationship between unemployment and violence, this study relies on Becker (1968) crime supply function as depicted

in equation 1. This is because criminal acts can generate tension because they create fear in the society especially when the acts involve the death of a person. Also, Halicioglu *et al* (2012) consider crime supply function while examining unemployment and violent crime in Japan. In regards to Becker, people involved in violence may be offered incentives to motivate them to engage in the violence. It is not uncommon that people that engage in violence are linked to poverty or areas with few opportunities and poor economic background. This is because poor areas and people with poor economic background have limited access to police (Fajnzylber *et al*, 2002), which may encourage violence in such areas.

$$VLT_t = f(PR_t, PA_t, U_t) \quad (1)$$

In equation 1, VLT_t is the total number of crime which depends on PR_t , PA_t and U_t . The PR_t shows the probability of arrest and prosecution of the criminal, while PA_t is the punishment for committing the offense, and U_t indicates other variables that influence crime which includes unemployment. It is expected that PR_t and PA_t would reduce crime as U_t , if it is unemployment, would increase crime and violence. This model in 1 has been explored and extended by Ehrlich (1973) with the introduction of income inequality as indicated in equation 2.

$$VLT_t = f(PR_t, PA_t, Y_t, YL_t, UNE_t, V_t, Z_t) \quad (2)$$

In equation 2, VLT_t is the crime rate per person in a country, PR_t is the probability of the prosecution rate; PA_t , the penalty received for the crime; Y_t , the returns from illegal activities, as an incentive to commit a crime; YL_t , the legal existing gap in income; UNE_t is the rate of unemployment; V_t , the vector of environmental variables; while Z_t captures the psychological effect and other unquantifiable variables on the rate of crime.

Following Ehrlich (1973), we modify equation 2 by testing unemployment and then included income and public expenditure in internal security which led to equation 3. This equation 3 is also similar to the violent crime model in Halicioglu *et al* (2012).

$$VLT_t = f(UNE_t, Y_t, SE_t) \quad (3)$$

We tested equation 3, where VLT_t is the violence variable in the country which involve incidents that resulted in death, UNE_t is the probability of unemployment, Y_t is the income per capita and SE_t is the public expenditure on internal security. In this model, unemployment (UNE_t) is expected to increase violence with a positive sign since it increases the chances of committing violence. Income (Y_t) and the security expenditure (SE_t) are

expected to be negative as an anti-dote to violence due to the fact that it would reduce the chances of committing violence.

2.2 Empirical and Model Specification

2.2.1 Cointegration

Following the standard model of crime and violence in literature, equation 4 is thus specified. In this model, VLT_t represents the violence variable; UNE_t represents the unemployment rate (%), Y_t denotes the log of income and SE_t stands for the security expenditure as a percentage to the total expenditure, α_0 is constant, β_1 , β_2 and β_3 are parameters, as μ_t is the white noise. Considering the nature of the data, we carried out a unit root test to establish if each variable is stationary or not. We used the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillip-Perron (PP), the result would show if there is need for cointegration or not.

$$VLT_t = \alpha_0 + \beta_1 UNE_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 SE_t + \mu_t \quad (4)$$

Based on the result of the unit root tests, we employed the proposed bound test for a long-run relationship by Pesaran, Shin and Smith (2001). This is because it is suitable to estimate co-integration among variables where the variables are having a mixture of integration order $I(0)$ and $I(1)$, and where they are mutually exclusive $I(0)$ and $I(1)$, but it does not consider variables with $I(2)$. Where all the variables are $I(0)$, the decision would be based on $I(0)$; this implies that the F-statistic needs only to be greater than $I(0)$ and not necessarily $I(1)$. The advantage of ARDL lies in its ability to generate sufficient lags for variables in the model and its superiority to sufficiently provide for the means to ascertain residual correlation. It is also capable of providing the short-run and long-run at the same time. The dynamism is based on the transformation of the variable at the period of one lag in the model using the optimal lag length. The transformation of the variables is done using the Akaike information criterion (AIC) due to the small sample size used in this study (Adekoya & Abdul Razak, 2017).

In terms of smaller sample size, Liew (2004) concluded that AIC is most suitable to determine the optimal lag length for the variable. Moreover, the bound test determines the presence of co-integration in the long-run using the F-test statistic. This is because one of the variables (SE_t) is $I(0)$; the bound test approach in this study follows Halicioglu *et al* (2012). In addition, the endogeneity test as the pre-test showed that there is no endogeneity problem even if the variables under investigation are endogenous (see the process in the next section and result in Table 2). Thus, the F-statistic tested the joint significance of the coefficients at one period of lag as shown in equation 5. The null hypothesis of no co-integration shows that $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 =$

$\beta_4 = 0$ (implies non-existence of cointegration) and the alternative is $H_0: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ and where at least one of the β_1 to $\beta_4 \neq 0$ (implies the existence of cointegration). The short-run dynamics of ARDL model in equation 6 and the ECT are presented in equation 6 and 7.

$$\Delta VLT_t = \alpha_0 + \beta_1 VLT_{t-1} + \beta_2 UNE_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 SE_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta VLT_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_2 \Delta UNE_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_3 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_4 \Delta SE_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\Delta VLT_t = \alpha b_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta VLT_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_2 \Delta UNE_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_3 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_4 \Delta SE_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

$$ECT_{t-1} = \beta_1 VLT_t - (\beta_2 UNE_t + \beta_3 Y_t + \beta_4 SE_t + \alpha c_0) \quad (7)$$

2.2.2 Endogeneity and Bewley Model

Having used the bound test to establish the cointegration among the variable as affirmed by Granger (1987), we discovered that there is an issue of endogeneity at stake among the variables. It is observed that endogeneity exists between unemployment and crime and related matter, such as violence (Raphael & Winter-Ebmer, 2001; Edmark, 2005; Lin, 2008). Also, expenditure on internal security has the issue of endogeneity with crime (Levitt, 1997; Bourguignon, 1999). This is because the high area with violence may suggest that more security which increases security expenditure, but Halicioglu *et al* (2012) found that an increase in the number of police reduced bodily violent crime. Therefore, the model becomes insufficient (although we ran model 5 and 6 and found no serial correlation, results are available if requested but we are more concerned about the problem of simultaneity to avoid spurious regression).

To have a robust and reliable estimate, the test of exogeneity is conducted using the ARDL approach by Pesaran and Pesaran (2009), based on equations 8 to 10. In the first instance, each independent variable is regressed on its own lag value and variables in the model to obtain their residual. Then, we later ran all the variables with their lag values along with residuals obtained (equation 11). Since there are two independent variables involved, the inverse of the F-stat is used to determine if endogeneity exists or not. Where the F-value is not statistically significant, there is no endogeneity problem (Gujarati & Porter, 2009 and Seddighi, 2012).

$$UNE_t = \vartheta_A + \vartheta_1 UNE_{t-1} + \vartheta_2 Y_{t-1} + \vartheta_3 SE_{t-1} + \vartheta_4 VLT_{t-1} + \epsilon_{0t} \quad (8)$$

$$Y_t = \vartheta_B + \vartheta_5 Y_{t-1} + \vartheta_6 UNE_{t-1} + \vartheta_7 SE_{t-1} + \vartheta_8 VLT_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (9)$$

$$SE_t = \vartheta_B + \vartheta_9 SE_{t-1} + \vartheta_{10} UNE_{t-1} + \vartheta_{11} Y_{t-1} + \vartheta_{12} VLT_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (10)$$

$$VLT_t = \vartheta_C + \vartheta_{13} UNE_t + \vartheta_{14} Y_t + \vartheta_{15} SE_{t-1} + \vartheta_{16} UNE_{t-1} + \vartheta_{17} Y_{t-1} + \vartheta_{18} SE_{t-1} + \vartheta_{19} VLT_{t-1} + \vartheta_{20} RNE_t + \vartheta_{21} RY_t + \vartheta_{22} RSE_t + \epsilon_{3t} \quad (11)$$

Furthermore, we deal with the problem of endogeneity by using the ARDL instrument variable (IV) by rewriting the Bewley equation. This approach allows the estimated short and long-run of ARDL using the lag of the dependent variable as the independent variable (Stučka, 2004). Therefore, we overcome the problem of whether the instrument should correlate with any of the variables in question. Further, when ECM (dynamic equation) is reparametrized in Bewley's equation, endogeneity bias problems are insignificant and reasonably inconsequential (Inder, 1993). Equation 5 and 6 were reparametrized to generate equation 12 and 13 (Pesaran and Shin, 1997). Thus, the estimated long run and short run model is expressed in equation 12 and 13 respectively, based on the ARDL selected model 1, 1, 0, 1 with the instruments as 1, VLT_{t-1} , UNE_{t-1} , Y_t and ΔSE_{t-1} , ΔUNE_t , ΔSE_t .

$$VLT_t = \frac{\alpha_{c0}}{\varnothing(1)} + \gamma_1 UNE_t + \gamma_2 Y_t + \gamma_3 SE_t + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_1-1} \gamma_4 \Delta UNE_t + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_1-1} \gamma_5 \Delta SE_t + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_2-1} \gamma_6 \Delta VLT_t + \frac{\eta_t}{\varnothing(1)} \quad (12)$$

$$\Delta VLT_t = \frac{\alpha_{d0}}{\varnothing(1)} + \gamma_7 Y_t + \gamma_8 UNE_{t-1} + \gamma_9 SE_{t-1} + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_1-1} \gamma_{10} \Delta UNE_t + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_1-1} \gamma_{11} \Delta SE_t + \frac{1}{\varnothing(1)} \sum_{i=0}^{m_2-1} \gamma_{12} \Delta VLT_{t-1} + \frac{\eta_t}{\varnothing(1)} \quad (13)$$

2.2.3 Data

Annual time series from 1980 to 2015 is employed in this study. The data on violence is a proxy with the ethnic violence sourced from Marshall (2016), it is the magnitude score of episode(s) of ethnic violence involving the country in each year, on the scale of 1 (lowest) to 10 (highest), non-occurrence of violence is denoted with zero (0). This data is used because violence in any form is associated with ethnic revolts in Nigeria, this lawlessness caused bloodletting ethnic squabble and secrecy in the entire political landscape (Dike, 2014). Unemployment data is sourced from NBS various publications and it is rated in percentage (%). Also, income is income per capita of the whole population and it is sourced from the World Development Indicator (2018), and the data is transformed into logarithm form. Public expenditure on internal security is obtained from the Central Bank of Nigeria from various annual reports as a ratio to total expenditure.

3. Results and Discussion

The results of the unit root tests conducted with Phillip-Peron and Augmented-Dickey Fuller tests using the Schwarz Information Criterion at maximum lags of 9 are shown in Table 1. Variables are integrated at first difference, that is, $I(1)$. The result suggests that a valid regression technique was conducted using the ARDL approach to cointegration. The result of the ARDL cointegration is significant at 1%, which connotes that variables in the model are jointly moving together as presented in Table 2. However, the result of the ARDL endogeneity test indicates that endogeneity does not exist among the variables, with F-statistics value of 0.895 that is insignificant even at 10%. The F-statistics value jointly tests the existence of endogeneity because there is more than one independent variable involved (Razmi & Blecker, 2008; Gujarati & Porter, 2009; Seddighi, 2012).

By rewriting the Bewley equation, the ARDL instrument variable (IV) provides valid estimates to overcome the issue of endogeneity (Pesaran and Shin, 1997), which indicates that the problem of serial correlation is eliminated. The result of the estimated short-run and long-run are presented in Table 2. In the long-run, we found that unemployment causes violence at the 1% level of significance. This suggests that a percentage increase in unemployment would cause more violence in Nigeria.

For instance, Usman (2015) asserted that unemployment is a source of insecurity in Nigeria, just as Ubhenin and Enabunze (2011) concluded that youth restiveness is caused by the high level of youth unemployment and that there is the need to increase the level of human security by empowering more youth. Unemployment reduces opportunities in an economy, whereas employment not only enhances or creates more opportunities, but also statistically leads to a reduction in violent activities in Colombia (Poveda, 2011 & 2012a). Likewise, Halicioglu *et al.* (2012) found that unemployment causes violence in Japan.

However, the result here is not in line with Demombynes and Özler (2005) and Seekings and Thaler (2014), because they were unable to obtain significant values. In South Africa, Demombynes and Özler (2005) observed that a positive link exists between unemployment and violent crime, in criminal catchment area, but they failed to produce a significant result. Even if unemployment has no direct effect on violence in South Africa, Seekings and Thaler (2014) affirmed it has an indirect effect on violence because unemployment increases the high chances of running out of food and more exposure to drinking alcohol as both, consequently, increase violence. In addition, this result supports the positive link obtained between youth unemployment and political violence in Caruso and Schneider (2011).

Moreover, income per capita as a link to economic growth is significant to reduce violent activities at the 5% level of significance. This means that a 1% increase in income would cause a reduction in violence in the long and short run. Similar findings are obtained by Poveda (2012a) on political violence and violence due to homicides; Poveda (2011) on the urban violence of homicide and Halicioglu (2012) on violent crime. Income per capita has a high tendency to reduce the occurrence of violent acts in a nation in both long and short run. This is possible when income per capita portrays legal income or higher gains that produce a higher opportunity cost in criminal activities (Poveda, 2012). Besides, as the income is linked to economic growth, it presupposes that the gain on economic growth may enhance more employment which could lead to a reduction in poverty as inequality does not increase (Goudie & Ladd, 1999). This idea is supported in the conclusion of Fajnzylber *et al.* (2002) that strong economic growth may be used to reduce poverty.

The security expenditure being a deterrence variable exerts a reduction effect on violent activities at the 10% level of significance. This means that a 1% increase in security expenditure is significant to minimize violence in the long-run. Halicioglu *et al.* (2012) found that the number of police is capable of reducing bodily-violent crime as expenditure on police has an adverse effect on crime. But, Halicioglu (2012) did not obtain a significant result between security expenditure and violent crime. However, the result shows that an increase in security, in terms of personnel and infrastructure, would require more expenses, especially if violence persists in the country because there would be more demand for security in order to discourage or minimize violence. That is, security requires better weapons and a higher level of intelligence in modern technologies to fight or engage the militias, cults groups and insurgency. Furthermore, violence is more associated with poor areas and the area where there is a lack of, or no presence of, security. For instance, the ethnic violence in part of Lagos that is densely populated with an inadequate number of security is linked to poverty and lack of opportunity (Brennan-Galvin, 2002).

Table 1
Result of the Unit Root Tests

	Augmented Dickey-Fuller (ADF)		Phillip-Perron (PP)		Decisions
	Level	1ST Difference	Level	1ST Difference	
	Intercept and trend	Intercept and trend	Intercept and trend	Intercept and trend	
VLT_t	-2.545	-5.578***	-2.754	-5.863***	I(1)
UNE_t	-2.806	-6.130***	-2.730	-6.892***	I(1)
Y_t	-2.319	-4.117**	-2.491	-4.047**	I(1)
SE_t	-6.286***	-10.493***	-6.276***	-13.950***	I(0)

Note: the figures reported are t-ratio and showed the p-values of MacKinnon (1996) one-sided at various levels of significance. The asterisks (***) is at 1%; (**) is at 5% and (*) is at 10%.

Table 2
Estimates of the ARDL Models using Bewley's regression form

Dependent variable: property crime				
Critical bounds (F-test)		1% significance level		
Lower		3.65	F-stat	5.203
Upper		4.66	Conclusion (sign level)	Cointegrated (1%)
ARDL specification		1, 1, 0, 1	K	3
Test of ARDL specification significance		Adj-R-square=0.654	SB=2.545 HQ=2.341	AIC*=2.234
Endogeneity Test		Coefficient	T-stat	P-value
C		20.125	2.651	0.014*
UNE_t		0.014	0.287	0.776
Y_t		-2.025	-0.601	0.553
SE_t		-0.012	-1.307	0.204
UNE_{t-1}		0.184	2.651	0.014**
Y_{t-1}		0.309	0.090	0.928
SE_{t-1}		-0.020	-1.634	0.115
VLT_{t-1}		0.381	2.470	0.021**
$RUNE_t$		0.032	0.659	0.515
$RLGDP_t$		1.222	0.348	0.730
RSE_t		-0.016	-1.534	0.138
F-statistic value where df is (3, 23)			0.859	0.476

Long-run Estimates	Coefficient	T-stat
C	28.931	2.764
UNE_t	0.288	4.607***
Y_t	-2.454	-2.702**
SE_t	-0.043	-1.940*
ΔUNE_t	-0.231	-2.975**
ΔSE_t	0.022	1.408
ΔVLT_t	-0.539	-1.625
Short-run Estimates		
C	18.787	2.855
VLT_{t-1}	-0.649	-4.635***
UNE_{t-1}	0.187	4.070***
Y_t	-1.594	-2.814***
SE_{t-1}	-0.028	-1.788*
ΔUNE_t	0.036	0.802
ΔSE_t	-0.013	-1.454
Diagnostics Tests		
Normality test (χ^2_N)	$JB = 39.679$ (0.000)	
Kurtosis	7.072	
Serial Correlation test (χ^2_{SC})	$\chi^2 = 0.200$ (0.654)	
Heterokedasticity test (χ^2_H)	$\chi^2 = 5.371$ (0.497)	

Note: the asterisk (*) shows that the estimated coefficients are significant at 1% (***); 5% (**) and 10% (*). Also, the diagnostic tests χ^2_H is significant at 5%, except χ^2_N that is not failed to be rejected at 5%, but the Kurtosis has enough excess above 3.0, which still signify that the residual error is normal (Saridakis, 2011). Variables are defined as Violent is VLT_t is the dependent variable, while Unemployment (UNE_t), Income (Y_t) and Security expenditure (SE_t) are the independent variables. In the ARDL specification, the F-stat in the bounds test is based on critical upper bounds. Jointly endogeneity does not exist among the variables considered, using the F-stat of 0.859 even at the 10% level of significance.

Conclusion

Following the argument in Becker (1968), Ehrlich (1973), Poveda (2012a) and the high level of unemployment rate in Nigeria, this paper tries to explain and analyze the link between unemployment and violence in Nigeria, by controlling for income and security expenditure, and using time series from 1980 to 2015. The time series is estimated with ARDL Instrumental Variable. We find that unemployment increases the opportunity to commit violence, which is supported by our empirical finding. Also, we find that income and security expenditure would reduce the opportunity to commit violence. The findings suffice since we were able to eliminate any trace of endogeneity problems among the variables. Therefore, we had consistent, robust, and

reliable estimates, both in the long and short run. Hence, this result provides evidence to buttress the underlying cause of various violence and means of minimizing it in Nigeria, as Nigeria Watch (2014) summarily ascribed economic issues as crucial factors that erupt violence.

The implication of this paper lies in its strength, as employment is not only able to generate a cause of violence, but also to provide an antidote for violence. The high unemployment rate in Nigeria signifies bad omen for the country, as it deemphasized the contribution of the human factor to the economy. This is because unemployment serves as a bottleneck for the labor movement from low to high productivity sectors. Likewise, its prominent existence may promote poverty and income inequality that may lead to high restiveness among the large groups of unemployed youths and households (Ubhenin & Enabuneze, 2011). Chukwuemeka and Aghara (2010) found out that when youths are gainfully employed, restiveness would become a thing of the past. The inclusion of income per capita as a link to economic growth shows that when sound policies to promote economic growth are implemented in the economy, it would act as a catalyst to reduce socio-economic factors that may impede welfare which may further cause violence. For instance, Oyefusi (2010) concluded that earning has a reducing effect on civil violence in Niger Delta of Nigeria. Also, the negative impact of security expenditure connotes that effective policing and other security personnel would discourage violence which shall encourage more investors to invest in the country, thereby leading to more income-employment generation. Also, the move to reduce violence is capable of reducing deaths and enhancing human rights.

References

- [1] Adebayo, A. (2013). "Youths' Unemployment and crime in Nigeria: A nexus and implications for national development". *International Journal of Sociology and Anthropology*, 5(8), 350-357.
- [2] Adekoya, A. F. and Abdul Razak, N. A. (2017). "Dynamic relationship between crime and economic growth in Nigeria". *International Journal of Management and Economics*, 53, 47-64.
- [3] Adekoya, A. F. (2017). Socioeconomic Strain, Crime and Economic Growth: Evidence from Nigeria. Unpublished Ph.D. Dissertation, Department of Economic, School of Economics, Finance and Banking, Universiti Utara Malaysia, Malaysia.
- [4] Alemika, E.O.O and Ahmadu, V. (2014). Insurgency and Terrorism in Nigeria, pg 174-184 in Crime and Public Safety in Nigeria edited by Alemika, E.O.O: CLEEN Foundation, Lagos.
- [5] Arowesegbe, J. (2009). "Violence and National Development in Nigeria: The Political Economy of Youth Restiveness in the Niger Delta". *Review of African Political Economy*, 36 (122), 575-594.

- [6] Becker, G. S. (1968). "Crime and punishment: An economic approach". *Journal of Political Economy*, 66 (2), 169-121.
- [7] Bourguignon, F. (1999). "Crime as a social cost of poverty and inequality: a review focusing on developing countries". *Desarrollo Sociedad*, 44, 61-99.
- [8] Brennan-Galvin, E. (2002) "Crime and Violence in an Urbanising World". *Journal of International Affairs*, 56, 123–145.
- [9] Caruso, R. and Schneider, F. (2011). "The socio-economic determinants of terrorism and political violence in Western Europe (1994–2007)". *European Journal of Political Economy*, 27, S37–S49.
- [10] Caruso, R. and Gavrilova, E. (2012). Youth Unemployment, Terrorism and Political Violence, Evidence from the Israeli/Palestinian Conflict. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 18 (2), 1-35.
- [11] Chukwuemeka, E. E. O. and Aghara, V.N. O. (2010). Niger Delta youth restiveness and socio-economic development of Nigeria. *Educational Research and Reviews*, 5(7), 400-407.
- [12] Demombynes, G. and Özler, B. (2005). Crime and local inequality in South Africa. *Journal of Development Economics*, 76(2), 265–292.
- [13] Dike, V. E. (2014). Leadership and the Nigerian Economy. *SAGE Open*, 4(1).
- [14] Edmark, K. (2005). Unemployment and Crime: Is There a Connection? *Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 353–373.
- [15] Ehrlich I. (1973). "Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation". *The Journal of Political Economy*, 81 (3), 521-565.
- [16] Ejumudo, K. B. O. (2014). "Youth Restiveness in the Niger Delta: A Critical Discourse". *SAGE Open* Januray-March, 1–12.
- [17] Eme, O. I. and Ibietan, J. (2012). The Cost of Boko Haram Activities in Nigeria. *Arabian Journal of Business and Management Review (OMAN Chapter)*, 2(2), 10-32.
- [18] Fajnzylber, P., Lederman, D. and Loayza, N. (2002). "Inequality and Violent Crime". *Journal of Law and Economics*, 45 (1), 1-39.
- [19] Federal Ministry of Finance, Nigeria (FMFN) (2014). Challenges of budget 2013 implementation in budget 2014 -"A Budget for Jobs and Inclusive Growth". Available at: <http://www.budgetoffice.gov.ng>
- [20] Fomby, P., & Cherlin, A. J. (2007). Family Instability and Child Well-Being. *American Sociological Review*, 72(2), 181–204.
- [21] Gabriel, O. (2014). The burden of insecurity on the Nigerian economy on in Business, Special Report. *Vanguard*.
- [22] Goudie, A. and Ladd, P. (1999). "Economic growth, poverty and inequality". *Journal of International Development*, 11, 177-195.
- [23] Gujarati, D. N. and Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. 5th edition, New York: McGraw-Hill.
- [24] Halicioglu, F. (2012). "Temporal causality and the dynamics of crime in Turkey". *International Journal of Social Economics*, 39(9), 704 – 720.
- [25] Halicioglu, F., Andrés, A. R. and Yamamura, E. (2012). "Modeling crime in Japan". *Economic Modelling*, 29, 1640–1645.
- [26] Ikelegbe, A. (2005). The Economy of Conflict in the Oil Rich Niger Delta Region of Nigeria. *Nordic Journal of African Studies*, 14(2), 208–234.
- [27] Inder, B. (1993). "Estimating long-run relationships in economics: a comparison of different approaches". *Journal of Econometrics*, 57, 53–68.

- [28] Katsouris, C. and Sayne, A. (2013). *Nigeria's Criminal Crude: International Options to Combat the Export of Stolen Oil*. Chatham House, London, pp 5.
- [29] Kelly, M. (2000). Inequality and crime. *Review of Economics and Statistics*, 82 (4), 530-539.
- [30] Levitt, S. (1997). "Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime". *American Economic Review*, 87, 270-290.
- [31] Lin, M-J. (2008). "Does unemployment increase crime? Evidence from U.S. data 1970-2000". *The Journal of Human Resources*, XLIII (2), 413-436.
- [32] Marshall, M. G. (2016). Major Episodes of Political Violence (MEPV) and Conflict Regions, 1946-2015. Center for Systemic Peace <www.systemicpeace.org> Codebook: Major Episodes of Political Violence (MEPV2015) Page 1 of 17
- [33] Merton, R. K. (1938). "Social structure and anomie". *American Sociological Review*, 3 (5), 672-682.
- [34] National Bureau of Statistics, (2011). *Annual Abstract of Statistics*. Federal Republic of Nigeria.
- [35] Nigeria Bureau of Statistics. (2015). *Annual Abstract of Statistics*. Federal Republic of Nigeria.
- [36] National Bureau of Statistics, (2016). *Unemployment/Under-Employment Report Q2*. Federal Government of Nigeria, pp 3-4, 12.
- [37] National Human Rights Commission (2007). A Report on the State of Human Rights in Nigeria. Abuja.
- [38] Nigeria Watch (2011, 2014 & 2016). Fourth Report on Violence in Nigeria (2006-2014). Available from: www.nigeriawatch.org
- [39] Nwankwo, U. V. and James, O. O. (2016). "Prevalence of Lethal and Non-lethal Crimes in Nigeria". *Journal of Advanced Research in Humanities and Social Science*, 3(1), 10- 25.
- [40] Okonjo-Iweala N. and Osafo-Kwaako P. (2007). Nigeria's Economic Reforms-Progress and Challenges. Working Paper #6.The Brookings Institution.
- [41] Oyefusi, A. (2008). "Oil and the Probability of Rebel Participation among Youths in the Niger Delta of Nigeria". *Journal of Peace Research*, 45 (4), 539-555.
- [42] Oyefusi, A. (2010). "Oil, youths, and civil unrest in Nigeria's Delta. *Conflict Management and Peace Science*, 27, 326-346.
- [43] Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1997). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Revised paper presented at the Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch, The Norwegian Academy of Science and Letters, Oslo, March 3-5, 1995.
- [44] Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- [45] Pesaran, B. and Pesaran, M., H. (2009). *Time series econometrics using microfit 5.0*. Oxford University Press, Oxford.
- [46] Poveda, A. C. (2011). "Economic Development, Inequality and Poverty: An Analysis of Urban Violence in Colombia", *Oxford Development Studies*, 39 (4), 453-468.
- [47] Poveda, A. C. (2012). "Violence and economic development in Colombian cities: A dynamic panel data analysis". *Journal of International Development*, 24, 809-827.

- [48] Poveda, A. C. (2012a). "Empirical research on the relationship between violence and social development in Colombia". *Ensayos Revista de Economía– Volumen XXXI* (2), 37-56.
- [49] Raphael, S. and Winter-Ebmer, R. (2001). "Identifying the Effect of Unemployment on Crime". *Journal of Law and Economics*, 44(1), 259-283.
- [50] Razmi, A. and Blecker, R. A. (2008). "Developing Country Exports of Manufactures: Moving Up the Ladder to Escape the Fallacy of Composition?" *The Journal of Development Studies*, 44 (1), 21-48.
- [51] Saridakis, G. (2011), "Violent crime and incentives in the long-run: evidence from England and Wales". *Journal of Applied Statistics*, 38 (4), 647–660.
- [52] Seddighi, H. R. (2012). *Introduction to Econometrics: A Practical Approach*. Routledge, New York.
- [53] Seekings, J. and Thaler, K. (2014). "Socioeconomic conditions and violence in Cape Town, South Africa". *The Economics of Peace and Security Journal*, Vol. 9, No. 2), 34-42.
- [54] Shaw, C., & McKay, H. (1942). *Juvenile Delinquency and Urban Areas*. University of Chicago Press: Chicago.
- [55] Shuaibu, M. and Lawong, D. B. (2016). An Analysis of the Macroeconomic Impact of Insecurity on Nigeria: A Dynamic Modeling Approach. *Journal of Social and Management Sciences*, 2 (1), 1-23.
- [56] Stučka, T. (2004). "The Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance in Croatia". IMF Working Paper, WP 04/65.
- [57] The World Bank (2017). Annual Report- End Extreme Poverty and Boost Shared Prosperity. Pg 26.
- [58] Ubhenin, O. E. and Enabunene, S. (2011). "Youth Restiveness and Credible Alternatives to Violence in Nigeria". *Journal of Human Security*, 7 (1), 53-67.
- [59] Usman, S. A. (2015). "Unemployment and poverty as sources and consequences of insecurity in Nigeria: The Boko Haram insurgency revisited". *African Journal of Political Science and International Relations*, 9 (3), 90-99.
- [60] World Bank Indicator. (2018). World Bank Indicator for Development. Available at: <http://data.worldbank.org>



ENSAYOS
Revista de Economía

ensayos.uanl.mx



Facultad de
Economía

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN | FACULTAD DE ECONOMÍA | CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Crime Exposure and Educational Outcomes in Mexico

Violencia y desempeño académico en México

Dr. Pedro Paulo Orraca-Romano*

Article information

Received:
22 May 2017

Accepted:
21 September 2018

JEL Classification:
I25; O12; O54; H49

Keywords:
Crime; Academic
Performance;
Homicides; Mexico

Abstract

Driven by drug-related crimes, homicide levels in Mexico have dramatically increased since 2007. This study examines the effect of students' exposure to crime on educational outcomes in Mexico. Using school-level data, a panel of the country's elementary and secondary schools is constructed to analyze the effect of local homicides on standardized test scores and grade failure rates. The results show that a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with a reduction in school-level test scores between 0.0035 and 0.0142 standard deviations, this is likely being driven by effects of individual test scores and by compositional changes in the student body. Additionally, a rise in the homicide rate is also associated with an increase in the grade failure rate. It is proposed that the negative effects of crime exposure are partly due to a reduction of the number of contact hours, and students not compensating for this, by studying more outside of school. Exposure to homicides has potentially long-term consequences since it may affect educational achievement levels and future income flow.

*Departamento de Estudios Económicos, El Colegio de la Frontera Norte.
porraca@colef.mx



Información del artículo

Recibido:
22 mayo 2017

Aceptado:
21 septiembre 2018

Clasificación JEL:
I25; O12; O54; H49

Palabras Clave:
Crimen; Desempeño
académico; Homicidios;
México

Resumen

Debido a un aumento en el número de delitos relacionados con el crimen organizado, los niveles de homicidios en México se incrementaron drásticamente a partir de 2007. Este artículo estudia los efectos de la exposición a altos niveles de homicidios sobre los logros educativos en México. Para ello, se construye un panel de escuelas primarias y secundarias a fin de analizar los efectos de los homicidios sobre los resultados de la prueba ENLACE y la tasa de reprobación. Los resultados muestran que un aumento en una unidad en la tasa de homicidios por cada 10,000 habitantes está asociado con una reducción en los resultados de la prueba ENLACE entre 0.0035 y 0.0042 desviaciones estándar, donde estos hallazgos son producto del efecto negativo sobre los resultados de la prueba y del cambio en la composición estudiantil dentro de las escuelas. Asimismo, incrementos en los niveles de homicidios también están asociados con un aumento en la tasa de reprobación. Los efectos negativos generados por los homicidios son, en parte, producto de una reducción en el número de horas que los alumnos asisten a la escuela.

Introduction

Driven by drug-related crimes, homicide levels in Mexico have dramatically increased in recent years. Between 2007 and 2012, approximately 121,613 homicides and 66,217 drug-related homicides were committed in the country.¹ The rise in crime and insecurity has proven costly, totalling 1.4% of Mexico's gross domestic product (GDP) in 2012 (INEGI, 2012). Since violence affects not only those directly involved in illegal activities, but also reaches a much broader segment of society, it is likely to affect important aspects of social welfare. In the short run, these include: negatively affecting school enrolment rates, the number of contact hours, academic performance and grade failure rates, among others. In the long run, it may influence educational attainment levels and income streams. This study examines the effect that students' exposure to local homicides has on educational outcomes in Mexico. The effects of crime exposure are investigated for both standardised test scores and grade failure rates.

1 Author's calculation based on the State and Municipal Database System (SIMBAD) and Policía Federal (2015).

The mechanisms linking violent crime exposure and educational outcomes operate across different channels. At the individual-level, it may affect educational achievement due to changes in behaviours or mental health. Children and adolescents exposed to different types of violence frequently display several symptoms related to post-traumatic stress disorder (PTSD), including intensified levels of stress and a lack of awareness, which have been shown to negatively affect educational outcomes (Osofsky *et al.*, 2004; Ding *et al.*, 2009). Within the household, parents exposed to high levels of crime may shift their focus to ensure the basic safety of their children, dedicating less time and energy towards improving their education (Harding, 2010).

Crime related events can also affect the school routine by causing closings and temporarily interrupting classes. Staff turnover may also increase given that managing a school in a neighbourhood with high levels of crime can be difficult as well as risky (Monteiro and Rocha, 2017). If exposure to violent crimes leads to short term interruptions of classes, students exposed to these incidents are likely to perform at a consistently lower level throughout the entire school year.

Students may also attempt to avoid attending school due to safety concerns. Based on the National Victimization and Perception of Public Safety Survey (ENVIPE), Table 1 shows that, in 2010, 7.2% of Mexico's students reported that they stopped going to school due to fear of becoming a crime victim. Moreover, this figure is positively related to the homicide rate in their county of residence.

Table 1
Due to fear of being a crime victim, did you stop going to school?

Violence by municipality	Yes	No	Observations
Homicides			
Total	7.2%	92.8%	7,237
High	8.9%	91.1%	1,006
Medium	5.8%	94.2%	2,173
Low	3.6%	96.4%	4,058
Drug-related homicides			
High	10.4%	89.6%	3,301
Medium	5.2%	94.8%	3,025
Low	2.5%	97.5%	911

Source: Author's elaboration based on ENVIPE 2011. Municipalities with high, medium and low violence levels refer to those located in the upper, medium and lower tercile, respectively, of the homicide distribution. The ENVIPE 2011 was collected during April and March 2011. Nonetheless, respondents were asked about their perceptions of crime, insecurity and violence with respect to 2010.

Several studies have examined the relationship between violence and educational outcomes in Mexico. Caudillo and Torche (2014) investigate the effect of crime exposure on grade failure among elementary school students. Based on school-level data from the Statistics 911 census, covering the 1990-2010 period, and estimating fixed effect models, the authors observe that a one-unit rise in the homicide rate per 10,000 inhabitants increases the failure rate by 0.027 percentage points. Michaelsen and Salardi (2015) quantify the effects of the rise in crime on standardised test scores in elementary schools. Using the National School Evaluation of Academic Achievement (ENLACE) test, covering the 2007-2011 period, and estimating fixed effects models, the study finds that the increase in crime observed throughout Mexico negatively affected standardised test scores in both Spanish and Mathematics. The authors attribute the decline in academic performance to acute psychological stress among students in the aftermath of local violence. Also using the ENLACE test, Márquez-Padilla *et al.* (2015) examine the 2009-2011 period and, implementing a fixed effects methodology, they did not observe an effect of the rise in violence on standardised test scores among elementary or secondary school students. Nevertheless, the authors did find that higher crime exposure leads to a reduction in enrolment rates among high school-age individuals. Finally, Brown and Velásquez (2017), using the Mexican Life Survey and a series of individual fixed effects models, analysed the impact of the increase in drug-related violence on the educational outcomes and employment behaviour of young adults. The study shows that individuals exposed to elevated levels of violence achieved less years of education and were less likely to complete compulsory schooling, possibly because of economic hardship at the household-level.

This study contributes to the literature on crime and its effect on educational outcomes in Mexico in several ways. First, the period of analysis is updated and extended, as it focuses on the years 2006 to 2012. Second, the econometric analysis controls for different school and homeschool-level programs implemented by the federal government that have been shown to strongly affect educational outcomes in Mexico, and which have been mostly ignored in literature. Third, with respect to standardised test scores, different subsamples of schools are examined. Among secondary schools, heterogeneous effects, depending on when the homicide occurred with respect to examination dates, are investigated. Fourth, regarding grade failure, the study, while including secondary schools, distinguishes between homicides and drug-related homicides and examines different subsamples of schools. Fifth, the potential endogeneity of the homicide rate is addressed by estimating instrumental-variables regression models, using the instrument first proposed by Castillo *et al.* (2014) based on the proximity of Mexico's municipalities to the U.S. border, interacted with information on cocaine seizures in Colombia. Finally, evidence is provided on the mechanisms

driving the negative relationship between crime exposure and educational outcomes, by focusing on the effects of violence on the number of contact hours and the amount of time students spend performing school related activities at home. From a public policy standpoint, the study provides evidence regarding the fact that non-educational policies, such as those concerning the country's security, affect educational outcomes.

The results show that a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 people is associated with a decrease on school-level test scores between 0.0035 and 0.0142 standard deviations. This effect, largely in secondary schools, is stronger if the homicide occurs closer to the examination date and is more stable when using either the total number of homicides or drug-related homicides to measure crime. A rise in the homicide rate is also associated with an increase in the grade failure rate.

The study proceeds as follows. Section 2 reviews the related international literature. Section 3 discusses the motives behind recent increases in homicides and drug-related crimes in Mexico. Section 4 describes the data and presents summary statistics. Section 5 outlines the econometric methodology. Section 6 discusses the results. Section 7 tests the robustness of the results. Section 8 concludes.

1. Literature review

Within the international literature that examines the impact of crime exposure on educational outcomes, a series of articles have focused on the effects of school-level violence (Grogger, 1997; Abouk and Adams, 2013; Poutvaara and Ropponen, 2018). These studies tend to observe that bringing weapons to school, fights between students and school shootings are associated with lower enrolment rates, a reduction in attendance and graduation rates and lower scores in national standardised tests. Another area of the literature has focused on the effects of widespread conflict. Armed conflict has been shown to have strong long-term effects on elementary school completion rates in Timor-Leste (Justino *et al.*, 2014), to affect human capital accumulation in Guatemala (Chamarbagwala and Morán, 2011) and Perú (León, 2012), and to decrease women's enrolment rates and mandatory schooling completion rates in Tajikistan (Shemyakina, 2011), among others. Lastly, a series of studies have examined the effects of violent crimes and illegal activities. Focusing on Colombia, Gerardino (2014) observes that teenage males are less likely to be enrolled in secondary school relative to girls when male-biased violence is high. Monteiro and Rocha (2017) analyse the impact of armed struggles between drug gangs in Rio de Janeiro related to student achievement and show that the negative effects of violence increase with its intensity, duration, and proximity to the examination dates.

2. Crime and drug-related violence in Mexico

The increase in crime and drug-related violence observed in Mexico in the late 2000s was a result of a long-term political and economic process, where the relationship between government authorities and drug trafficking organizations (DTOs) was radically altered in 2006.

After coming into power, President Felipe Calderón made the fight against organised crime groups, commonly referred to as the “war on drugs”, the centrepiece of his administration by sending troops to the state of Michoacán in December 2006. The crackdown was mostly unanticipated, due to the fact that the election campaigns made little mention of security issues in Mexico (Dell, 2015). The “war on drugs” was largely based on the non-selective arrest of criminal leaders, which led to the fragmentation of DTOs and the emergence of violent conflicts between criminal organisations. Without their heads, a power vacuum emerged in many DTOs. Aspiring leaders who worked as part of the enforcement arms of the DTOs resorted to the use of higher levels of violence to try to gain control of the fragmented markets, which resulted in a significant increase in the number of homicides (O’Neil, 2009; Guerrero-Gutiérrez, 2011). The rise in violence resulted not only in an increase in the homicide rate, but also in homicides becoming more visible, where DTOs slayed civilians and public officials and commonly claimed responsibility for beheadings (Duran-Martínez, 2015).

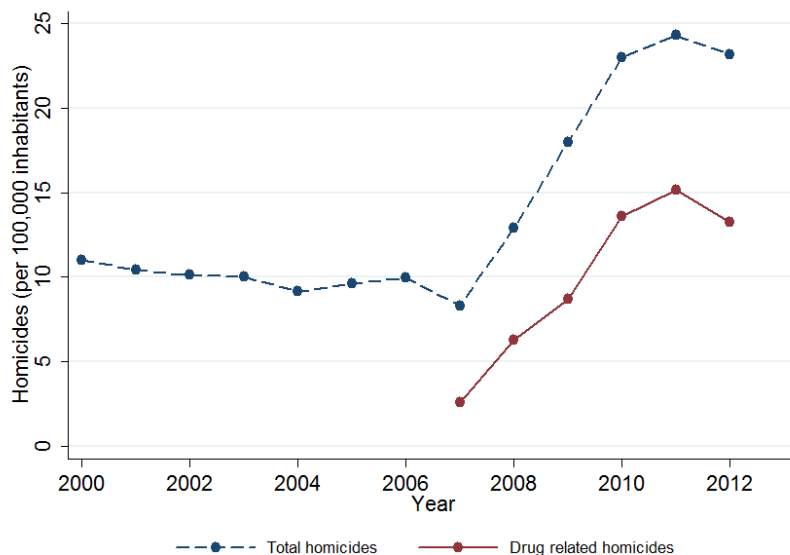
Figure 1 shows that in 2000, the homicide rate in Mexico per 100,000 inhabitants stood at 11.0. Beginning in 2008, the homicide rate grew significantly, reaching 24.3 in 2011. This increase was largely driven by an escalation in drug-related homicides, where the trend in the homicide rate is similar to the one observed for drug-related homicides.²

Since the approach taken by President Calderón was to go after all DTOs, this resulted in an amplified and geographically dispersed conflict (Guerrero-Gutiérrez, 2011). Figure 2 shows the geographic distribution and intensity of the homicide rate per 100,000 inhabitants by municipality from 2006 to 2012. While initially concentrated in a few states, homicides became more spatially diverse. Furthermore, a large part of drug-related homicides take place in areas close to drug trafficking routes and in border cities such as Ciudad Juárez or Tijuana, since the most lucrative part of the drug trafficking business chain happens at U.S.-Mexico border crossing points (Rios, 2014:

2 The homicide rate per 100,000 inhabitants is the measure most commonly used in the literature, where this unit of measurement is used in Figure 1, 2 and A.1. Nonetheless, when presenting descriptive statistics and performing the empirical analysis, the homicide rate per 10,000 inhabitants is used instead, so that the estimated coefficients are larger and easier to interpret.

201). It is estimated that in 2008, there was either a major DTO or a local drug gang operating in 68.0% of Mexico's municipalities (Dell, 2015).

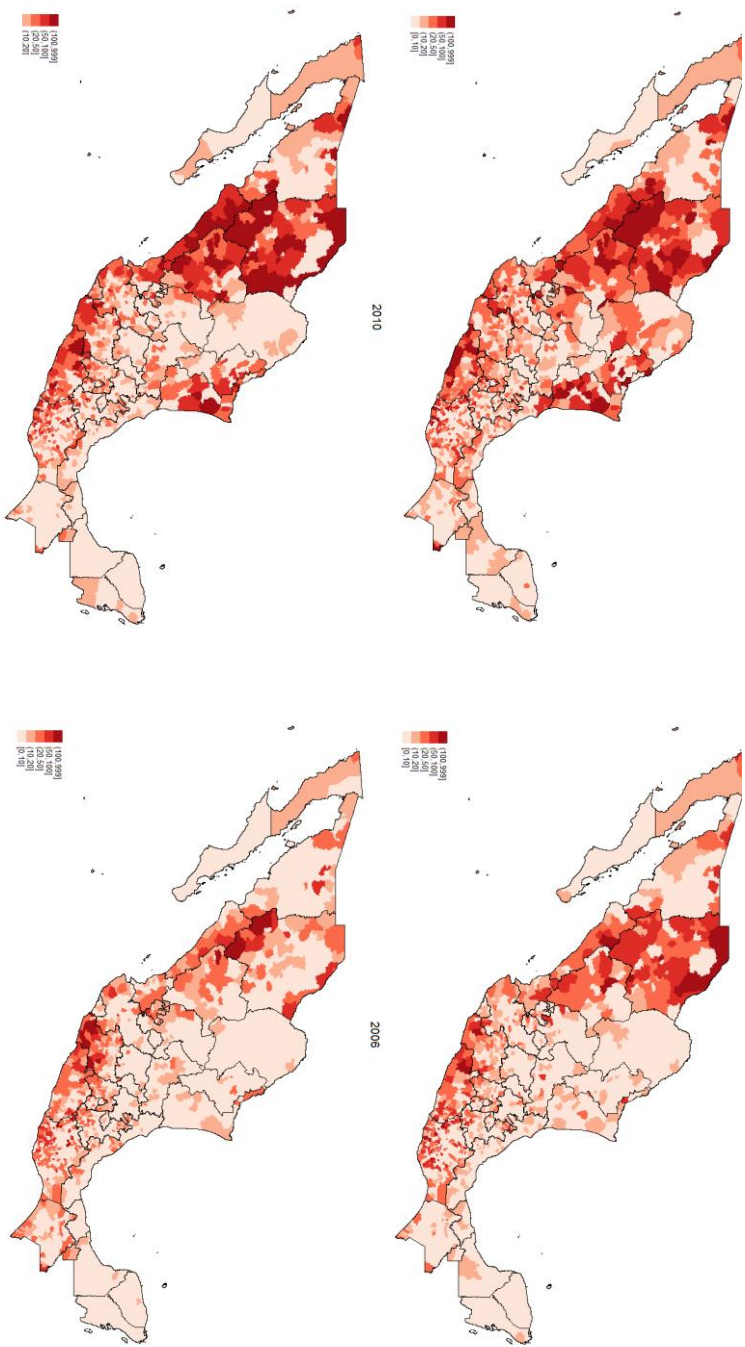
Figure 1
Homicides per 100,000 inhabitants in Mexico, 2000-2012



Source: Author's elaboration based on SIMBAD and Policía Federal (2015).

In addition to the increase in homicides, a rise in the number of illegal activities targeting the general population was also observed. When the leaders of DTOs were neutralised, criminal organisations often lost the ability to operate their international drug trafficking routes effectively. Thus, the remaining members frequently turned against civilians to exploit economic resources through criminal acts (Robles *et al.*, 2015). These included kidnappings, extortions, assault and car-thefts, among others.

Figure 2
Homicides per 100,000 inhabitants by Municipality



Source: Author's elaboration based on SIMBAD.

Other changes also occurred around the time President Calderón took office, which affected the illegal drug market and homicide rates in Mexico. In 2006, the Colombian government redefined its anti-drug strategy changing from a policy that emphasised attacking coca crops, to one that focused on the confiscation of drug shipments and the destruction of cocaine processing labs. This resulted in an increase in the amount of cocaine seized in Colombia, Mexico's main cocaine supplier. This created a scarcity of cocaine and increased drug-related violence in Mexico (Castillo *et al.*, 2014). Finally, a factor that also contributed to the increase in crime was the expiration of the U.S. Federal Assault Weapons Ban in 2004. Dube *et al.* (2013) observes that this made semiautomatic weapons more accessible to DTOs in Mexican states along the U.S. border. Thus, the Mexican municipalities located near border states encountered differential increases in homicides and gun-related homicides after 2004.

The rise in violence proved costly to the Mexican economy, as it deterred economic growth (Enamorado *et al.*, 2014) and negatively affected labour-force-participation rates and increased the proportion of unemployed workers (Robles *et al.*, 2015).

3. Data and descriptive statistics

3.1 Data

This study uses annual data from 2006 to 2012. Educational outcomes are measured at the school level and homicide rates at the municipal level. There are 59,673 and 22,932 elementary and middle schools, respectively, in the sample, each observed for six periods. The schools are located across 1,697 municipalities, which represent approximately 69.1% of México's 2,456 municipalities in 2010.

Academic performance is measured using the scores obtained in the ENLACE standardised test. ENLACE evaluates students' abilities in the subjects of Spanish and Mathematics. Beginning in 2008, it also included a third subject which changes on a rotating basis. The test was initially implemented with the purpose of providing information on how to better structure and improve course outlines, and to help identify the skills and training needed by teachers. While elementary school in Mexico covers grades 1 through 6, ENLACE is taken by students in grades 3 through 6, and by middle school students in grades 7 through 9.³ The test is measured on a scale ranging from 200 to 800, with a mean of 500. ENLACE scores in

3 From 2008 onwards, twelfth grade students also started taking the ENLACE test. Nevertheless, due to the data unavailability, these students were not included in the study.

Spanish and Mathematics are available by grade and subject. However, in the empirical analysis, they are used at the school level by averaging the scores obtained in each subject across different grades. An advantage of ENLACE is that it allows for a single and direct comparison between all evaluated students and schools. School level figures on ENLACE scores were obtained from the Ministry of Public Education (SEP).

Information on grade failure rates was taken from the Statistics 911 school census. The dataset includes information on students, teachers, school characteristics and other elements of the educational system from all the elementary and middle schools in Mexico.⁴

Statistics on the number of homicides at the municipal level were obtained from SIMBAD. Homicides per 10,000 inhabitants were constructed using population data from the 2005 Population Count and the 2010 Population Census. For year with unavailable information on population figures, the data was extrapolated assuming a constant yearly population growth-rate. Data on drug-related homicides was taken from Policía Federal (2015) and only includes information from December 1, 2006 onwards. While the homicide rate—like other crime related variables— is potentially subject to measurement error, as argued by Caudillo and Torche (2014: 90), it is the most noticeable type of violent crime and provides a more reliable measurement than other types of crimes (Sampson, Raudenbush and Earls, 1997).

To identify the effect of crime exposure on educational outcomes, a series of school, municipal, and state-level controls are introduced. Data on narcotics related charges at the municipal-level and the unemployment rate and GDP per capita at the state-level was taken from SIMBAD. Data on school characteristics such as the number of students, groups, and the student-teacher ratio, among others, was obtained from Statistics 911. Information on whether the school participates in the Quality School Program (PEC), Full-Time School Program (PETC) or the Safe School Program (PES) was taken from SEP.⁵ Data on the *Seguro Popular* coverage rate was obtained from the National Commission of Social Protection in Health. Information regarding

4 In the Statistics 911 school census, students are classified as having failed a grade when, during the current academic year, they fail between 1 and 5 subjects.

5 The PETC extends the school day from four or five hours to between six and eight hours per day. The PEC allows each school to design an education improvement plan which includes teacher training and additional course materials, among others. The PES grants economic and technical resources to schools which may be used on training, course materials or equipment related to school safety.

the *Prospera* coverage rate was taken from the National Coordination of Prospera Social Inclusion Program.⁶

3.2 Descriptive statistics

Table 2 displays the means and standard deviations of selected variables. Regarding the variables of interest, every year ENLACE scores in Mathematics are higher than those in Spanish. With respect to grade failure rates, they gradually decreased each year during the period of analysis.

Among school-level controls, on one hand, the average number of students per school decreased between 2006 and 2012, dropping from 192.9 to 188.1, respectively. On the other hand, the number of groups per school remained relatively constant at around 7.9. The fact that the number of groups is highly correlated with the number of classrooms used signals that classrooms are generally not shared among different groups. Focusing on the different school-level programs, the coverage rate of both the PETC and PES increased each year between 2006 and 2012. Specifically, while the coverage of the PETC was 0.4% in 2009, by 2012 this figure had increased to 2.2%. Furthermore, the PES which started in 2007 increased its coverage rate from 1.1% in its initial year to 35.0% in 2012. The PEC followed a less predictable pattern, where its coverage rate varied between 22.4% and 30.5%.

Turning our attention to municipal-level characteristics, the number of homicides per 10,000 inhabitants more than doubled during the period of analysis. While this figure stood at 0.9 in 2006, it escalated to 2.1 in 2011 and 2012. The increase in the total homicide rate was driven by a rise in drug-related homicides, which stood at 0.2 in 2007 and reached 1.5 in 2011. While not as pronounced, there was also an increase in the number of narcotics related charges per 10,000 inhabitants, which rose from 1.2 in 2006 to 1.7 in 2011. Regarding different social assistance programs, the expansion of

6 Seguro Popular is a free-of-charge publicly provided health insurance program for uninsured households. Prospera is a poverty reduction cash-transfer program where households receive transfers conditional on sending their children to school and visiting health clinics.

Table 2
Descriptive statistics

	2006	2007	2009	2010	2011	2012
<i>School characteristics</i>						
ENLACE scores: Spanish	487.4	492.7	502.7	508.4	515.4	522.8
	(57.8)	(61.3)	(57.7)	(61.2)	(65.5)	(70.4)
ENLACE scores: Mathematics	491.6	497.6	506.4	516.4	529.6	554.4
	(57.5)	(61.4)	(61.9)	(65.6)	(70.2)	(77.4)
Grade failure rate (%)	3.2	3.0	2.8	2.5	2.3	1.8
	(4.3)	(4.2)	(4.1)	(4.0)	(3.9)	(3.5)
Number of students	192.9	193.2	192.2	190.8	189.3	188.1
	(195.0)	(195.3)	(194.4)	(193.1)	(192.0)	(191.3)
Number of groups	7.9	7.9	8.0	8.0	7.9	7.9
	(4.4)	(4.4)	(4.4)	(4.4)	(4.4)	(4.4)
Teachers per 100 students	4.0	4.0	4.0	4.1	4.1	4.1
	(3.0)	(3.0)	(3.2)	(3.4)	(3.4)	(3.3)
Number of classrooms used	7.9	7.9	8.0	8.0	8.0	8.0
	(6.1)	(6.0)	(6.4)	(5.8)	(5.9)	(5.7)
Principal is also a teacher (%)	41.6	41.6	41.2	40.7	40.4	40.6
	(49.3)	(49.3)	(49.2)	(49.1)	(49.1)	(49.1)
PEC (%)	24.7	25.1	22.4	24.3	30.5	26.7
	(43.1)	(43.4)	(41.7)	(42.9)	(46.0)	(44.2)
PETC (%)	0.0	0.0	0.4	0.8	0.9	2.2
	(0.0)	(0.0)	(6.6)	(8.9)	(9.3)	(14.6)
PES (%)	0.0	1.1	14.9	25.8	31.1	35.0
	(0.0)	(10.3)	(35.6)	(43.8)	(46.3)	(47.7)
<i>Municipal characteristics</i>						
Homicides per 10,000 inh.	0.9	0.8	1.6	2.0	2.1	2.1
	(1.1)	(1.0)	(3.0)	(3.8)	(3.4)	(3.4)
Drug homicides per 10,000 inh.	0.0	0.2	0.8	1.3	1.5	1.3
	(0.0)	(1.0)	(2.4)	(4.0)	(3.6)	(2.8)
Narcotics sentences per 10,000 inh.	1.2	1.2	1.0	1.6	1.7	1.5
	(2.1)	(1.8)	(1.7)	(2.7)	(3.2)	(2.9)

Seguro Popular coverage (%)	21.6 (19.8)	28.2 (21.1)	36.8 (21.3)	48.3 (22.9)	55.2 (22.8)	55.9 (22.5)
Prospera coverage (%)	33.4 (28.5)	32.3 (27.6)	30.9 (25.5)	32.5 (25.8)	32.1 (25.6)	31.8 (25.6)
<i>State characteristics</i>						
Unemployment rate (%)	3.6 (1.1)	4.0 (1.5)	5.3 (1.8)	5.6 (1.8)	5.5 (1.5)	5.2 (1.6)
GDP per capita/1000	108.1 (111.0)	109.2 (103.1)	102.1 (86.3)	105.5 (82.3)	107.7 (79.6)	110.1 (78.5)
Observations	82,619	82,619	82,619	82,619	82,619	82,619

Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911 and SIMBAD. GDP per capita is in 2010 pesos. Standard errors are shown in parenthesis.

Seguro Popular is seen within the period analysed. In 2006, 21.6% of the population were enrolled in *Seguro Popular*. By 2012, this figure stood at 55.9%. On the contrary, the coverage rate of *Prospera* remained stable, between 30.9% and 33.4%, as its main enrolment surge occurred before 2006. With respect to state-level characteristics, the unemployment rate fluctuated between 3.6% in 2006 and 5.6% in 2010, while GDP per capita reached its lowest point in 2009, when it dropped to 102,100 pesos per year. The reduction in GDP per capita was driven by the global economic crisis, when in 2009 Mexico's GDP contracted by 4.7% (World Bank, 2014).

4. Methodology

To estimate the effect of crime exposure on standardised test scores and grade failure rates, the variation in homicide rates within a municipality and time is used. This is done by estimating a fixed effects (FE) model specified in the following manner:

$$y_{imt} = \gamma Crime_{mt} + X_{imt}\beta + W_{mt}\delta + Z_{st}\lambda + \alpha_i + \mu_t + \epsilon_{imt} \quad (1)$$

where y_{imt} denotes either the ENLACE score obtained in Spanish or Mathematics or the grade failure rate observed in school i in municipality m in year t ; $Crime_{mt}$ represents the homicide rate per 10,000 inhabitants, constructed using the total number of homicides registered in the municipality where the school is located during the 12 months prior to the ENLACE test being taken; X_{imt} denotes a vector of school-level characteristics that may affect ENLACE test scores or grade failure rates;

W_{mt} and Z_{st} represent vectors of municipal- and state-level variables, respectively; α_i denotes school fixed effects that capture time-invariant characteristics which may affect the educational outcomes of interest; μ_t represents a time period dummy which helps control for national trends in homicide rates; and ϵ_{imt} is a random error term assumed to be uncorrelated with $Crime_{mt}$, X_{imt} , W_{mt} and Z_{st} .⁷

In addition to the homicide rate at the municipal level, the model includes school-level characteristics as covariates such as the following: number of students, number of groups, number of teachers per 100 students, number of classrooms used, and dummy variables denoting whether the principal is also a teacher and whether the school participates in the PEC, PETC or PES. Municipal and state-level covariates include the number of narcotics related charges per 10,000 inhabitants, the *Seguro Popular* and *Prospera* coverage rates at the municipal-level, and the state unemployment rate and GDP per capita. Introducing information on narcotics related charges helps control for municipal-level law enforcement capabilities or institutional characteristics. Eq. (1) is estimated separately for elementary and middle schools, and for ENLACE scores in Spanish and Mathematics and grade failure rates. Standard errors are clustered by municipality to account for possible correlation among schools.

Lastly, given that the study is performed using school-level data, a disadvantage of the empirical analysis is that it is not possible to disentangle the effects of homicides on individual-level-test scores from changes in school-level-test scores caused by compositional changes in the student body.

5. Results

5.1 Homicides and academic performance

Table 3 presents the effects of homicides on ENLACE scores in Spanish and Mathematics for elementary and middle school students. Columns (1) and (2) show that among elementary school students, a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with lower scores in Spanish and Mathematics exams between 0.0035 and 0.0039 standard deviations. Both effects are statistically significant at the 5.0% level. Regarding middle school students, columns (3) and (4) show that the effect of homicides is negative and significant at the 1.0% level. Specifically, a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with

7 When focusing on grade failure rates, y_{imt} represents a continuous variable between 0 and 100 that captures the proportion of students that failed the grade during the current academic year.

lower scores in Spanish and Mathematics ENLACE exams 0.0089 and 0.0142 standard deviations, respectively.⁸

Table 3
FE estimations of the effect of local homicide rates on test scores

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ENLACE scores: Elementary</i>		<i>ENLACE scores: Secondary</i>	
	<i>Spanish</i>	<i>Math</i>	<i>Spanish</i>	<i>Math</i>
Homicides per 10,000 inhabitants	-0.0035** (0.0018)	-0.0039** (0.0019)	-0.0089*** (0.0029)	-0.0142*** (0.0032)
Number of students/100	0.036*** (0.008)	0.043*** (0.008)	0.093*** (0.011)	0.058*** (0.011)
Number of groups	-0.014*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.003 (0.005)	0.005 (0.005)
Teachers per 100 students	1.570*** (0.202)	1.950*** (0.224)	0.580*** (0.133)	0.628*** (0.138)
Number of classrooms used	0.017*** (0.002)	0.016*** (0.003)	0.005* (0.003)	0.007*** (0.003)
Principal is also a teacher	-0.009 (0.007)	0.003 (0.008)	-0.047*** (0.013)	-0.051*** (0.014)
PEC	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.006)	0.022*** (0.008)	0.024*** (0.008)
PETC	0.126*** (0.025)	0.124*** (0.025)	0.233*** (0.081)	0.256** (0.101)
PES	-0.011 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.056*** (0.020)	-0.011 (0.023)
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.218	0.270	0.082	0.169
Observations	358,038	358,052	137,592	137,592

Note: * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911 and SIMBAD. Dependent variable is the standardised ENLACE test score at the school-level. Standard errors are clustered at the municipal-level.

8 The sample used in the study is a balanced panel based on schools that are observed for all six periods, i.e. from 2006 to 2012 and have no missing values in any of the variables. An analysis based on an unbalanced panel of schools provides very similar results. These results are available upon request.

Moreover, it is observed that in all cases an increase in the number of students at the school and in the number of classrooms used is associated with a rise in standardised test scores. On the contrary, an increase in the number of groups at the school decreases the ENLACE scores in elementary schools but is not significant for middle schools. A rise in the number of teachers per 100 students is positively associated with an increment in standardised test scores, where this variable is significant at the 1.0% for both elementary and middle schools. This implies that students improve their academic performance when the student-teacher ratio decreases. With respect to the school's principal also being a teacher, under this scenario middle school students tend to perform worse in both Spanish and Mathematics, whereas for elementary schools there is no effect. The fact that the principal is also a teacher may be signalling that there is a shortage of teachers in the school. Focusing on the different federal programs, in all four columns the PEC and PETC are associated with an increase in ENLACE scores. Finally, the PES is associated with a decrease in standardised test scores, although this variable is generally not significant.

Table 4 presents how the effects of homicides vary depending on their timing and how close they occur to the date the ENLACE test was taken. In general, the effects of an increase in the homicide rate grow stronger if they occur closer to the examination date. For elementary schools, whereas a rise in the homicides registered during the entire academic year is associated with a decrease in Spanish test scores of 0.0043 standard deviations, an increase in the homicides committed during the week prior to the test being taken decreases average scores by 0.0214 standard deviations. A similar relationship is observed for scores in Mathematics, where a rise in the number of homicides committed the week before the exam is associated with a decrease on average scores of 0.0325 standard deviations, compared to 0.0048 for homicides committed during the entire academic year. Among middle schools, the relationship between Spanish scores and the timing of the homicides remains stable over the different time periods. Conversely, the effect of an increase in the homicide rate on Mathematics scores stands at 0.0155 standard deviations for homicides committed during the entire academic year and rises to 0.0203 for homicides registered during the 3 months prior to the ENLACE test. On one hand, the larger impact of homicides as they occur closer to the examination date may be indicating that the emotional and psychological effects of being exposed to a violent crime gradually decrease over time. On the other hand, it could also be signalling that classes missed closer to the examination date have a stronger effect on test performance than classes that were cancelled earlier in the academic year.

Table 4
FE estimations of the effect of local homicide rates on test scores
Different effects by time

Dependent variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Academic Year	6 months	3 months	Week
<i>Elementary school</i>				
ENLACE scores: Spanish	-0.0043** (0.0021)	-0.0049* (0.0028)	-0.0042 (0.0038)	-0.0214* (0.0119)
ENLACE scores: Math	-0.0048** (0.0022)	-0.0057* (0.0032)	-0.0066 (0.0043)	-0.0325*** (0.0125)
<i>Secondary school</i>				
ENLACE scores: Spanish	-0.0098*** (0.0033)	-0.0094** (0.0042)	-0.0121** (0.0054)	-0.0097 (0.0137)
ENLACE scores: Math	-0.0155*** (0.0037)	-0.0158*** (0.0045)	-0.0203*** (0.0061)	-0.0186 (0.0189)
School-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911 and SIMBAD. Dependent variable is the standardised ENLACE test score at the school-level. Coefficients correspond to the total number of homicides per 10,000 inhabitants registered during the: (1) current academic year, (2) previous 6 months, (3) previous 3 months, and (4) previous week. School-level controls are the same as those included in Table 3. Standard errors are clustered at the municipal-level.

In elementary schools, the largest effects on test scores can be attributed to homicides that occurred during the week prior to the examination date. And in middle schools the largest effects are homicides that occurred during the 3 months prior to the exam. In middle schools, the non-effect of homicides that occurred during the week before the exam is partly a result of the coefficients' larger standard errors. Nonetheless, this also reflects that the

factors through which violence affects elementary and middle school students are different.⁹

To examine if there are heterogeneous effects, Table 5 focuses on different subsamples, where separate regressions were estimated for the different groups of schools. It can be seen that for both elementary and middle schools, the negative effect of a rise in the homicide rate is strongest among those based in a locality with high marginality levels or in highly deprived areas.¹⁰ Moreover, the decrease in ENLACE scores generated by an increase in the homicide rate is larger in schools located in rural areas compared to those registered in urban localities, where for the latter there is generally no significant effect.¹¹ Additionally, the effects of an increase in the homicide rate tend to be greater among schools teaching in the morning session compared to those that teach in the afternoon session. Among elementary schools, an increase in the homicide rate negatively affects test scores in public schools; while among private schools, a rise in the homicide rate increases ENLACE scores in both subjects, although the coefficient is only significant for Spanish. This result may be signalling that pupils studying in private schools, due to their generally privileged socioeconomic status, are being compensated in some manner (for example, by being given private tutoring) to minimise the adverse effects of being exposed to homicides or to keep them away from the perceived dangers brought by an increase in the levels of violent crime. On the other hand, due to hesitation driven by economic constraints or because some parents may not perceive their children to be aware of the situation or to be at risk due to their young age, it may be that students attending public schools are not being compensated in the same way. Nonetheless, academic performance in indigenous schools appears to be greatly affected by increases in violent crime levels, where a one-unit rise in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with a reduction in Spanish and Mathematics ENLACE scores of 0.0264 and 0.0236 standard deviations, respectively. These effects are statistically significant at the 1.0% level.

9 This is further examined in Section 7, where Table 9 shows that upon an increase in the homicide rate, relative to middle and elementary school students, who reduce to a greater extent the number of hours they spend at school and reduce to a lesser degree the number of hours they spend performing school related activities at home.

10 The locality's degree of marginality is measured using the National Population Council's (CONAPO) marginality index, which is a multidimensional indicator that measures the intensity of the deprivations suffered by the population in different dimensions including education, housing, population distribution and income. The higher the marginality level, more severe is the socioeconomic deficits faced by its population.

11 A locality is considered rural (urban) if it has less (more) than 2,500 inhabitants.

Table 5
FE estimations of the effect of local homicide rates on test scores
Subsamples

Sample	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ENLACE</i>	<i>scores:</i>	<i>ENLACE</i>	<i>scores:</i>
	<i>Elementary</i>		<i>Secondary</i>	
	<i>Spanish</i>	<i>Math</i>	<i>Spanish</i>	<i>Math</i>
A. Main	-0.0035** (0.0018)	-0.0039** (0.0019)	-0.0089*** (0.0029)	-0.0142*** (0.0032)
B. Marginality level				
High	-0.0087** (0.0041)	-0.0065 (0.0041)	-0.0183*** (0.0059)	-0.0196** (0.0088)
Medium	-0.0037 (0.0037)	-0.0027 (0.0042)	0.0033 (0.0052)	-0.0036 (0.0058)
Low	0.0004 (0.0011)	0.0005 (0.0012)	0.0072*** (0.0022)	0.0018 (0.0017)
C. Locality size				
Urban	-0.0015 (0.0015)	-0.0019 (0.0016)	0.0024 (0.0019)	-0.0031* (0.0017)
Rural	-0.0057** (0.0027)	-0.0041 (0.0029)	-0.0161*** (0.0037)	-0.0191*** (0.0049)
D. Session				
Morning	-0.0040** (0.0019)	-0.0043** (0.0019)	-0.0103*** (0.0029)	-0.0151*** (0.0034)
Afternoon	-0.0013 (0.0017)	-0.0017 (0.0020)	0.0127*** (0.0041)	0.0052 (0.0034)
E. School type				
Public	-0.0032* (0.0018)	-0.0032* (0.0019)	0.0086*** (0.0023)	0.0041** (0.0021)
Private	0.0062** (0.0028)	0.0044 (0.0032)	0.0143** (0.0060)	0.0130*** (0.0049)
Indigenous	-0.0264*** (0.0066)	0.0236*** (0.0071)	---	---
Telesecundaria	---	---	-0.0178*** (0.0037)	-0.0220*** (0.0048)

F. Lagged homicide rate				
t-1	-0.0034* (0.0019)	-0.0033 (0.0021)	-0.0109*** (0.0031)	-0.0177*** (0.0038)
t-2	-0.0013 (0.0018)	-0.0004 (0.0019)	-0.0063** (0.0032)	-0.0139*** (0.0048)
G. Cumulative effects				
Last 2 years	-0.0019* (0.0010)	-0.0020* (0.0011)	-0.055*** (0.0016)	-0.0088*** (0.0019)
Last 3 years	-0.0014 (0.0008)	-0.0013 (0.0009)	-0.0044*** (0.0014)	-0.0075*** (0.0017)
School-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911 and SIMBAD. Dependent variable is the standardised ENLACE test score at the school-level. Coefficients correspond to the number of homicides per 10,000 inhabitants. School-level controls are the same as those included in Table 3. Standard errors are clustered at the municipal-level.

Among middle schools, the estimated coefficients of the effect of a rise in homicides on test scores are positive for public and private schools but are negative for *telesecundarias*, which are distance learning middle schools that provide classes mainly through television broadcasts in rural or difficult to access areas in Mexico. On one hand, the positive effect for public and private middle schools may arise because an increase in violence is likely to lead some students to drop out of school and enter the labour force to help support their families through the negative economic consequences of a more violent context. Hence, this may be a result of changes in the composition of students within schools. This is also consistent with the positive estimate for afternoon middle schools, which tend to focus on students who often work and therefore might be less attached to school. On the other hand, the negative effect for *telesecundarias* may be driven by the fact that, like indigenous schools, they tend to be in small communities in isolated areas with prevalent poverty rates and low levels of schooling. It may be that in these communities there are higher levels of kinship or affinity among its residents, where the effects of an increase in the homicide rate are more

widely felt among its inhabitants compared to schools located in larger or more densely populated areas. Furthermore, due to a lack of economic resources or geographical isolation, there may not be any type of compensating mechanisms in place for pupils attending *telesecundarias*.

The lagged effects of an increase in homicides are small for elementary schools and completely disappear after two years. Lagged effects are strong for middle schools, where these only become non-significant after three years.¹² Lastly, the cumulative effects of the homicides that occurred during the two and three years prior to the exam date are more noticeable in middle schools than in elementary schools, and are strongly significant.¹³

5.2 Homicides and grade failure

As Table 6 shows, a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with a rise in the grade failure rate of 0.028 percentage points for elementary schools and 0.027 percentage points for secondary schools, where both effects are significant at the 1.0% level.

Column (1) shows that for elementary schools, the effect of homicides is only significant for schools located in areas with low marginality levels. Nevertheless, although not significant, the estimated coefficient is the largest for schools situated in high marginality areas. Concerning the locality size, the effect of a rise in violent crime is significant at the 1.0% level in schools located in both urban and rural localities, where the effect of an increment in homicides is stronger among schools located in rural settings. With respect to whether classes are taught in the morning or afternoon session, the effect of a rise in homicides is slightly larger for schools that teach in the afternoon. Regarding the school type, the effect of crime exposure is stronger in public schools compared to private schools. In indigenous schools an increase in the homicide rate is associated with a decrease in the grade failure rate. On the contrary, a rise in the lagged homicide rate is related with an increase in the grade failure rates for up to two periods.

12 Regressions with lagged effects incorporate homicide data at the municipal-level from previous periods, i.e. from 2003, 2004 and 2005, since this information is available from 1990 onwards. Therefore, no observations are dropped and the full sample of schools covering the period from 2006 to 2012 is included in these regressions.

13 Cumulative homicide rates for two and three years are constructed by adding the homicide rates per 10,000 inhabitants registered during the last two and three years, respectively.

Table 6
FE estimations of the effect of local homicide rates on grade failure rates

Sample	(1)	(2)
	<i>Elementary</i>	<i>Secondary</i>
A. Main	0.0282*** (0.0070)	0.0268*** (0.0082)
B. Marginality level		
High	0.0151 (0.0140)	0.0545*** (0.0209)
Medium	-0.0016 (0.0151)	0.0041 (0.0252)
Low	0.0129** (0.0058)	0.0196** (0.0093)
C. Locality size		
Urban	0.0172*** (0.0066)	0.0220** (0.0104)
Rural	0.0276*** (0.0086)	0.0403*** (0.0132)
D. Session		
Morning	0.0273*** (0.0073)	0.0269*** (0.0085)
Afternoon	0.0309*** (0.0096)	0.0258 (0.0164)
E. School type		
Public	0.0293*** (0.0073)	0.0168** (0.0072)
Private	0.0137* (0.0075)	0.0279 (0.0246)
Indigenous	-0.0576 (0.0522)	---
Telesecundaria	---	0.0447*** (0.0151)
F. Lagged homicide rate		
t-1	0.0357*** (0.0074)	0.0277*** (0.0083)
t-2	0.0362*** (0.0083)	0.0306*** (0.0075)
G. Cumulative effects		
Last 2 years	0.0173*** (0.0039)	0.0151*** (0.0044)
Last 3 years	0.0159*** (0.0034)	0.0138*** (0.0035)

School-level controls	Yes	Yes
School fixed effects	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911 and SIMBAD. Dependent variable is the grade failure rate at the school-level. Coefficients correspond to the total number of homicides per 10,000 inhabitants. School-level controls are the same as those included in Table 3. Standard errors are clustered at the municipal-level.

Focusing on middle schools, it can be seen in column (2) that the effect of a rise in homicides on grade failure rates is larger in schools based in localities with high marginality levels. Once again, the negative effect of violent crime is stronger in rural areas compared to urban settings. Further, the effect of an increase in homicides on grade failure rates is stronger for middle schools that teach in the morning session. While there is no significant effect for private schools, a rise in crime does increase the grade failure rate for public schools and *telesecundarias* or distance learning middle schools, where this effect is significant at the 1.0% level. One- and two-year lagged values of the homicide rate significantly affect current grade failure rates. Finally, cumulative effects of the homicides that occurred during the last two and three years show that a one-unit rise in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with an increase in the grade failure rate that ranges from 0.0138 to 0.0173 percentage points, where these effects are statistically significant at the 1.0% level.¹⁴

6. Robustness checks and mechanisms

6.1 Drug-related homicides and instrumental variable estimations

Since the increase in homicide levels was driven by a rise in drug-related homicides, this section examines their effect on educational outcomes. Obtained from Policía Federal (2015), data on drug-related homicides is available at the municipal-level on an annual basis starting in 2006.

This section also addresses the challenges of identification that arise when attempting to estimate the effect that crime exposure has on educational outcomes. First, regardless of the inclusion of a wide range of schools,

¹⁴ In certain cases, in the fixed effects models, excluding controls related to school- and household-level programs significantly alters the magnitude of the homicide rate coefficients. For example, when examining Spanish scores in middle schools, omitting these controls decreases the coefficient associated with the homicide rate from -0.0089 to -0.0137. Furthermore, when analyzing the grade failure rates in elementary schools, it is noticed that the exclusion of these covariates results in an increase of the homicide rate coefficient from 0.0282 to 0.0368.

municipal and state level controls, unobserved variables may jointly determine educational outcomes and variations in the homicide rate. Factors such as institutions may generate a downward bias on the coefficient if municipalities with weak institutions offer lower quality schooling and have poorer educational outcomes, while also being exposed to larger increases in crimes levels due to less effective police and judicial services (Basu and Pearlman, 2017). Second, the potential reverse causality between educational outcomes and violent crime levels cannot be disregarded. Whereas an increase in the homicide rate is likely to negatively affect academic performance and grade failure rates, it is plausible to assume that violent crime levels are higher where educational outcomes are worse. This is likely to arise because DTOs may more easily employ adolescents who study at badly-performing schools (Michaelsen and Salardi, 2015). Lastly, while measurement error in homicide variables is not generally considered a serious problem compared to other types of crime, evidence suggests that this could be a problematic issue for the case of Mexico. According to official government data, between 2006 and 2013 an estimated 1,273 bodies were found in different clandestine graveyards throughout the country (PGR, 2014). Moreover, it is probable that there many other illegal graveyards that have not yet been discovered and never will be. Measurement error in the homicide rate biases the coefficient towards zero. That is, it leads to attenuation bias by overestimating or estimating a negative coefficient to be more positive. Considering all these factors, the potential direction of the bias is uncertain.

To address the potential endogeneity issues, this study follows a similar strategy to the one put forward by Castillo *et al.* (2014). Specifically, an instrumental variable (IV) model is estimated using the interaction of a municipality's proximity to the U.S. border with the percentage of cocaine seized in Colombia as a source of exogenous variation. Castillo *et al.* (2014) states that when the Colombia government seizes large quantities of cocaine, its price rises due to a reduction in supply. This increases the market value of cocaine, even more so in localities close to the U.S. border. Mexican municipalities that are close to the border have a comparative advantage due to their strategic geographic location since the U.S. is the final market. It is assumed that it will be these municipalities that see the highest increase in homicide levels because the control of these places is more valuable to the DTOs (Robles *et al.*, 2015).¹⁵

15 Information on cocaine seizures in Colombia was obtained from UNODC (2014). Figure A.1 presents the relationship between homicide levels in Mexico and the proportion of cocaine seized in Colombia. The exclusion restriction is upheld if the change in the proportion of total cocaine production seized in Colombia together with the municipality's proximity to the U.S. border only affects homicide levels.

However, the instrument presents a couple of limitations. First, according to Castillo *et al.* (2014) the large reduction in Colombian cocaine supply accounts for up to 25.0% of the increase of violence in northern Mexico, where this figure drops to 15.7% for Puebla, a municipality that has an approximate national mean distance from the U.S. border of 760 kilometres. Hence, the instrument has a stronger relationship to violence in northern municipalities than in the rest of the country. Second, the instrument proposed by Castillo *et al.* (2014) is related to drug-trafficking violence and therefore does not consider the channels through which violence in Mexico affected civilians.

Table 7 presents the first stage results of the IV estimations. In all cases, the coefficient on the interaction of the municipality's proximity to the U.S. border and the percentage of cocaine seized in Colombia is positive. This relationship is the expected sign, since it is assumed that if a municipality is closer to the U.S. its homicide rate will be higher. It is also expected that if the percentage of cocaine seized increases, more homicides will occur. Furthermore, the interaction term is a strong predictor of the homicide rate at the municipal level, where the coefficient, at 1%, is significant in all models. The value of the F statistic is above ten, which is commonly used in literature, and above the Stock-Yogo critical values at the 10.0% significance level.

FE and IV estimations of the effects of drug-related homicides on educational outcomes are presented in Table 8. Results for the effects of total homicides during the last calendar year have a directly comparable measurement of the two violent crime variables. Table 8 shows in columns (1) and (3) that among elementary school students, concerning ENLACE scores in Spanish and Mathematics, the decrease generated by a rise in total homicides is larger than the one generated by an increase in drug-related homicides. For grade failure the same pattern is observed, where the effect of drug homicides is smaller relative to that of total homicides. Among middle school students, FE results suggest that ENLACE scores do not decrease when drug-related homicides rise. Nonetheless, grade failure rates increase when drug homicide rise, where this coefficient is significant at the 1.0% level. With respect to the IV estimations presented in columns (2) and (4), when instruments are employed for the homicide variables, using the interaction of a municipality's proximity to the U.S. border with the percentage of cocaine seized in Colombia, the effect is again negative and significant. For middle school students, the relationship between a rise in drug-related homicides and a decrease in ENLACE scores in Spanish and Mathematics is now significant at the 1.0% level. The larger size of homicides and drug homicides coefficients when using IV models suggest that the FE estimations may be downwardly biased.

Table 7

First stage results of FE-IV estimation. Dependent variable: local homicide rate

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Homicides</i>		<i>Drug-related homicides</i>	
	<i>Elementary</i>	<i>Secondary</i>	<i>Elementary</i>	<i>Secondary</i>
(Proximity to U.S.)×(% Colombian cocaine seized)	0.0091*** (0.0019)	0.0074*** (0.0015)	0.0089*** (0.0015)	0.0070*** (0.0011)
Number of students/100	-0.326** (0.131)	-0.022 (0.039)	-0.240*** (0.084)	-0.065 (0.055)
Number of groups	-0.012 (0.014)	-0.047** (0.019)	-0.004 (0.014)	-0.025 (0.017)
All grades	-0.086 (0.054)	0.225** (0.091)	-0.143** (0.063)	-0.014 (0.152)
Number of classrooms used	-0.010 (0.013)	-0.003 (0.011)	-0.004 (0.012)	0.008 (0.008)
Principal is also a teacher	-0.031 (0.027)	-0.040 (0.032)	0.046* (0.027)	0.027 (0.038)
Student/Teacher ratio	0.147 (0.775)	0.371 (0.388)	0.268 (0.922)	0.831** (0.413)
PEC	0.072 (0.057)	0.044 (0.033)	0.066 (0.044)	0.070** (0.034)
PETC	-0.212** (0.102)	-0.292* (0.163)	-0.191 (0.128)	-0.335* (0.193)
PES	0.423** (0.169)	0.262*** (0.094)	0.161 (0.131)	0.034 (0.076)
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.185	0.157	0.133	0.103
F-test on instrument	21.74	25.47	37.37	38.50
Observations	358,038	137,592	358,038	137,592

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911, SIMBAD and Policía Federal (2015). Standard errors are clustered at the municipal-level. The F statistic is the Kleibergen-Paap rk Wald F statistic, which is robust to the presence of clustering in the data.

Table 8
FE and IV estimations of the effect of local homicide rates on test scores and grade failure rates

Dependent variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Homicides</i>		<i>Drug-related homicides</i>	
	<i>FE</i>	<i>IV</i>	<i>FE</i>	<i>IV</i>
	<i>Elementary</i>			
ENLACE:				
Spanish	-0.0035** (0.0016)	-0.0470*** (0.0164)	-0.0021** (0.0010)	-0.0483*** (0.0143)
ENLACE:				
Math	-0.0039** (0.0018)	-0.0584*** (0.0186)	-0.0021* (0.0011)	-0.0601*** (0.0159)
Grade failure/100	0.0282*** (0.0070)	0.3612*** (0.0888)	0.0190*** (0.0053)	0.3711*** (0.0779)
	<i>Secondary</i>			
ENLACE:	-			
Spanish	0.0089*** (0.0029)	-0.1552*** (0.0420)	-0.0005 (0.0015)	-0.1631*** (0.0401)
ENLACE:	-			
Math	0.0142*** (0.0032)	-0.1471*** (0.0409)	-0.0017 (0.0019)	-0.1540*** (0.0383)
Grade failure/100	0.0268*** (0.0082)	0.1782*** (0.0477)	0.0199*** (0.0055)	0.1883*** (0.0446)
School-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on ENLACE, Statistics 911, SIMBAD and Policía Federal (2015). Dependent variable is the standardised ENLACE test score at the school level or the grade failure rate at the school-level. Coefficients in columns (1) and (3) correspond to the total number of homicides and drug-related homicides per 10,000 inhabitants in a FE model. Coefficients in columns (2) and (4) correspond to the total number of homicides and drug-trade related homicides per 10,000 inhabitants in a FE-IV model. School-level controls are the same as those included in Table 3. Standard errors are clustered at the municipal-level.

6.2 Mechanisms

It is hypothesised that exposure to violent crime affects academic performance and grade failure rates partly because it leads to a reduction in contact hours. To examine this, data from the National Time-Use Survey (ENUT) from 2002, 2009 and 2014 is used. Table 9 explores the relationship between attending school, the number of contact hours, engaging in school related work at home, the number of hours doing schoolwork at home, and homicide rates. The analysis is performed for individuals in: a) elementary or middle school age (6 to 18 years); b) elementary school age (6 to 12 years); and c) lower middle school age (13 to 16 years). Estimation results for both OLS and IV models are presented.

Row A column (1) shows that homicide rates are not associated with the decision to attend school. Nonetheless, it can be seen in column (2) that for both the OLS and IV models, higher homicide rates are indeed related with a fewer number of hours spent at school, where these effects are significant at the 5.0% level. Because of fewer contact hours, families could compensate for this by spending more time performing school related activities at home. Column (3) shows that the homicide rate is not associated with whether children and adolescents perform schoolwork at home. However, it can be seen in column (4) that higher homicide rates are negatively associated with the number of hours students spend performing school related activities at home. The coefficients in both the OLS and IV models are statistically significant. Thus, families do not compensate for fewer contact hours by making their children study more outside of the classroom. On the contrary, these two mechanisms appear to reinforce one another. When the analysis is focused exclusively on either the elementary or the middle school age population, rows B and C also show a similar relationship.

Table 9
OLS and IV estimations of the effect of state homicide rates on school attendance, contact hours and schoolwork

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Attending school</i> (Yes = 1, 0 = No)	<i>Hours at school</i>	<i>Schoolwork at home</i> (Yes = 1, 0 = No)	<i>Hours doing schoolwork at home</i>
Age: 6 to 18 years				
OLS	0.0015 (0.0024)	-0.1679** (0.0711)	0.0018 (0.0027)	-0.1509*** (0.0405)
IV	-0.0088 (0.0123)	-0.6961* (0.3586)	-0.0146 (0.0133)	-0.5118** (0.2194)
Observations	18,589	11,612	17,818	18,395
Age: 6 to 12 years				
OLS	.0063 (0.0052)	-0.2174** (0.1042)	0.0040 (0.0032)	-0.0635* (0.0374)
IV	-0.0089 (0.0153)	-0.7072 (0.5822)	-0.0087 (0.0141)	-0.2255** (0.1112)
Observations	5,255	2,080	5,236	5,918
Age: 13 to 16 years				
OLS	0.0030 (0.0020)	-0.1596** (0.0700)	0.0027 (0.0024)	-0.1757*** (0.0529)
IV	0.0002 (0.0107)	-0.7947* (0.4344)	-0.0151 (0.0147)	-0.5970* (0.3071)
Observations	8,905	7,189	8,604	8,502

Note: * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01. Source: Author's elaboration based on ENUT 2002, 2009 and 2014. Dependent variable is indicated below the column number. Coefficients correspond to the total number of homicides per 10,000 inhabitants at the state-level. Regressions include as controls age, age squared and gender of the respondent, number of persons in the household, an indicator of quality of the walls in the household and time and size of locality dummies. Standard errors are clustered at the state-level.

Table 10
FE estimations of the effect of local homicide rates on teacher and student mobility and school and teacher characteristics

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Log (no. of teachers at school)</i>	<i>Log (no. of students at school)</i>	<i>Student-teacher Ratio</i>	<i>% of teachers, with graduate studies</i>
A. Main	-0.0021*** (0.0004)	-0.00032*** (0.0006)	-0.0183* (0.0106)	-0.0245 (0.0152)
B. Educational level				
Elementary	-0.0022*** (0.0004)	-0.0035*** (0.0006)	-0.0233* (0.0129)	-0.0004 (0.0172)
Secondary	-0.0007 (0.0007)	-0.0018*** (0.0006)	-0.0207 (0.0157)	-0.0958*** (0.0318)
C. Marginality Level				
High	-0.0011 (0.0009)	-0.0028*** (0.0010)	-0.0131 (0.0227)	-0.041 (0.0276)
Medium	-0.0022*** (0.0008)	-0.0034*** (0.0010)	0.0171 (0.0244)	-0.0359 (0.0395)
Low	-0.0018*** (0.0004)	-0.0032*** (0.0007)	-0.0309*** (0.0108)	-0.0153 (0.0184)
D. Locality Size				
Urban	-0.0022*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0006)	-0.0339*** (0.0095)	-0.0304 (0.0194)
Rural	-0.0012** (0.0005)	-0.0019*** (0.0006)	0.0182 (0.0135)	-0.0405* (0.0221)
E. Session				
Morning	-0.0016*** (0.0003)	-0.0023*** (0.0004)	-0.0059 (0.0093)	-0.0256* (0.0155)
Afternoon	-0.0032*** (0.0007)	-0.0058*** (0.0011)	-0.0670*** (0.0170)	-0.0341 (0.0247)
F. School Type				
Public	-0.0019*** (0.0003)	-0.0033*** (0.0006)	-0.0229* (0.0127)	0.0035 (0.0181)
Private	-0.0034*** (0.0010)	-0.0057*** (0.0014)	-0.0325 (0.0221)	-0.0746* (0.0415)

School-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
School fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Municipal-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
State-level controls	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Source: Author's elaboration based on Statistics 911 and SIMBAD. Dependent variable is indicated below the column number. Coefficients correspond to the total number of homicides per 10,000 inhabitants. School-level controls are the same as those included in Table 3. Standard errors are clustered at the municipal-level.

High levels of violent crime in a municipality are also likely to affect the characteristics of the schools located within their limits. Table 10 explores the relationship between homicides, teacher and student mobility and teachers' education levels. Row A presents results based on all elementary and middle schools. It can be seen in column (1) that an increase in the homicide rate is associated with a decrease in the number of teachers per school. Moreover, column (2) shows that a rise in homicide levels is also associated with a reduction in the number of students enrolled per school. The estimated coefficients are statistically significant at the 1.0% level and suggest that crime exposure affects both teacher and student composition. Column (3) presents the effects of the homicide rate on the student-teacher ratio, where an increase in the homicide rate is associated with a reduction in the number of students per teacher. This may be partly a result of the higher mobility that students have in changing schools relative to teachers. Column (4) shows that the relationship between homicides and the percentage of teachers with graduate studies, interpreted here as a broad measure of teacher quality, is not statistically significant. Row B separates elementary schools and lower middle schools. Among elementary schools, an increase in the homicide rate is associated with a statistically significant reduction in the number of teachers, students and the student-teacher ratio. Among lower middle schools, it is associated with a drop in the number of students and in the number of teachers with graduate studies.

Focusing on different subgroups of schools, an increase in the homicide rate is always statistically associated with a decrease in the number of teachers in all the different groups of schools, except in those located in high marginality areas. A similar relationship is observed for students, where a rise in the homicide rate is always associated with a decrease in the number of teachers, where these coefficients are statistically significant at the 1.0% level.

Moreover, by locality size, the reduction in the number of students is almost double in urban schools relative to rural schools. This may be reflecting differences in the supply of schools and hence the number of options available to parents depending on the size of the locality of residence. By school type, a rise in the homicide rate has a larger effect in private schools relative to public schools, which may be signalling the higher income capacity of parents to move their children to a different school. Additionally, when the homicide rate increases the student-teacher ratio decreases in schools of: low marginality levels, in schools that have sessions in the afternoon and in public schools.

Lastly, previous evidence suggests that the rise in homicides influenced the migration behaviour and mental health status of different segments of the population. Rios (2014) observes that a one-unit increase in the drug-related homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with 63.34 Mexicans fleeing their municipality of residency. Changes in the student body composition may have important effects on the results, since the findings depend on which students are changing schools. The effects found in the empirical analysis could be partially or completely explained by these changes. For example, if the brightest students from municipalities that encounter high homicide rates move to safer municipalities, then the negative effects of homicides on educational outcomes would be at least partially driven by the migration of the smartest students. To minimise the effects of this phenomenon, Eq. (1) was estimated for schools where the difference in the total number of students in any two periods was never larger than 15, 20 or 25. The results obtained from these subsamples were similar to those reported in Table 3. Moreover, Márquez-Padilla *et al.* (2015) show that, for the 2007-2010 period, the rise in homicide levels did not affect the enrolment rates of elementary and middle school students.

Finally, Balmori (2014) examines the effect of drug-related violence on depression in Mexico. The author observes a statistically significant increase in clinical and non-clinical depression among women, but not men, because of drug-related violence. The fact that the rise in homicide rates is associated with some segments of the population being displaced from their municipality of residence as well as with an increase in the prevalence of depression, a common symptom of PTSD, implies that, besides the reduction in contact hours, these two factors are also likely to explain why being exposed to violent crimes is negatively associated with educational outcomes.

Conclusions

This study examined the effects of crime exposure on the educational outcomes of elementary and middle school students in Mexico. To measure

crime, homicides rates at the municipal-level were constructed. Educational outcomes were examined using the scores obtained in the ENLACE test and grade failure rates. Subsequently, fixed effects and instrumental variable models were estimated, with each model presenting its own strengths and weaknesses. In both cases a negative relationship between crime exposure and educational outcomes was observed. On one hand, the larger effect of homicides and drug-related homicides in the instrumental variable models suggest that the fixed effects estimations may be downwardly biased. On the other hand, this may also reflect that the instrument used in the study has a stronger relationship to violence in Mexico's northern municipalities, where most of the country's drug-related homicides occurred. Results based on the fixed effects models show that a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants is associated with a reduction in the average ENLACE scores between 0.0035 and 0.0142 standard deviations. This effect is larger in middle schools, stronger if the homicide occurs closer to the examination date and is relatively stable when using either total homicides or drug-related homicides to measure crime. A rise in the homicide rate is also associated with an increase in the grade failure rate. It is hypothesised that the negative effects of crime exposure on educational outcomes are partly due to a reduction in the number of contact hours, where students do not compensate for this by studying more outside of school.

These findings are comparable to those obtained in previous studies. Michaelsen and Salardi (2015) observe that a one-unit increase in the homicide rate per 10,000 inhabitants reduces average ENLACE scores in different subjects in elementary schools between 0.196 and 0.222 points; while for elementary schools the present study finds a decrease of 0.229 and 0.273 points for Spanish and Mathematics, respectively. With respect to grade failure rates, Caudillo and Torche (2014) show that a one-unit rise in the homicide rate per 10,000 inhabitants increases the grade failure rate in elementary schools by 0.027 percentage points when using a school-level FE model. The results obtained in the present study show an increase in grade failure rates of 0.028 and 0.027 percentage points for elementary and middle schools, respectively.

This article has provided evidence that being exposed to high levels of violence negatively affects educational outcomes. In addition to the short-term effects observed, it can be inferred that the increase in violence will have medium and long-term effects since, by affecting current educational outcomes, early exposure to homicides is likely to impact subsequent educational attainment levels and thus the future flow of income of Mexico's youth. Moreover, since the effects of crime exposure are stronger in public schools and in higher marginalized areas, these negative consequences are potentially amplified among students residing in households located at the

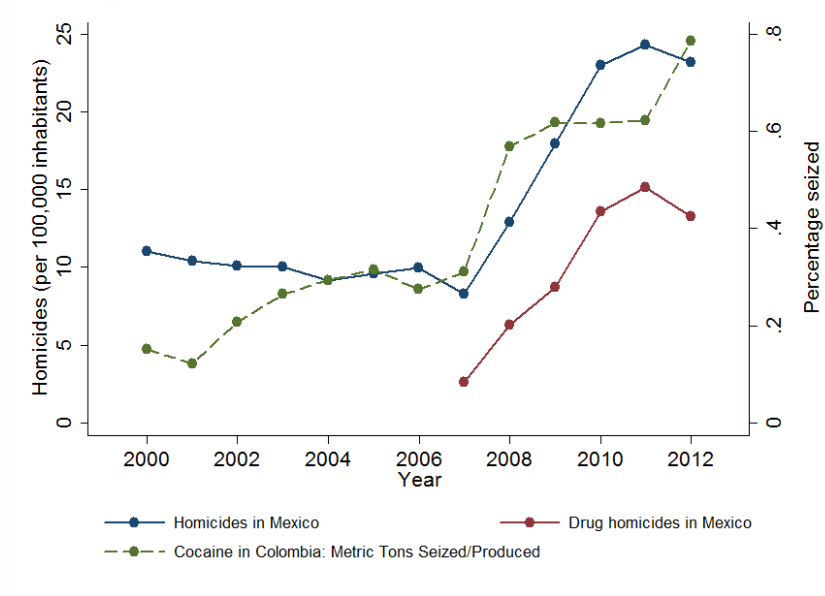
bottom-part of the income distribution. Since educational attainment plays a central role in explaining differences in earnings and general economic well-being, this may generate higher inequality in the future by widening the gap in human capital attainment levels between the rich and the poor.

References

- [1] Abouk, R. and Adams, S. (2013). "School shootings and private school enrolment". *Economics Letters*, 118, 297-299.
- [2] Balmori, J. (2014). Three essays on law and development in Mexico. (Doctoral Dissertation). Cornell University, Ithaca.
- [3] Basu, S. and Pearlman, S. (2017). "Violence and migration: evidence from Mexico's drug war". *IZA Journal of Development and Migration*, 7, 18.
- [4] Brown, R. and Velásquez, A. (2017). "The effects of violent crime on the human capital accumulation of young adults". *Journal of Development Economics*, 127, 1-12.
- [5] Castillo, J., Mejía, D., and Restrepo, P. (2014). "Scarcity without Leviathan: The violent effects of cocaine supply shortages in the Mexican drug war". Center for Global Development Working Paper No. 356.
- [6] Caudillo, M. and Torche, F. (2014). "Exposure to local homicides and early educational achievement in Mexico". *Sociology of Education*, 82, 89-105.
- [7] Chamarbagwala, R. and Morán, H. (2011). "The human capital consequences of civil war: Evidence from Guatemala". *Journal of Development Economics*, 94, 41-61.
- [8] Dell, M. (2015). "Trafficking networks and the Mexican drug war". *American Economic Review*, 105, 1738-1779.
- [9] Ding, W., Lehrer, S., Rosenquist, N., and Audrain-McGovern, J. (2009). "The impact of poor health on academic performance: New evidence using genetic markers". *Journal of Health Economics*, 28, 578-597.
- [10] Dube, A., Dube, O., and García-Ponce, O. (2013). "Cross-border spillover: U.S. gun laws and violence in Mexico". *American Political Science Review*, 107, 397-417.
- [11] Duran-Martínez, A. (2015). "To kill and tell? State power, criminal competition and drug violence." *Journal of Conflict Resolution*, 59, 1377-1402.
- [12] Enamorado, T., López-Calva, L., and Rodríguez-Castelán, C. (2014). "Crime and growth convergence: Evidence from Mexico". *Economics Letters*, 125, 9-13.
- [13] Gerardino, M. (2014). The effect of violence on the educational gender gap. Unpublished manuscript.
- [14] Grogger, J. (1997). "Local violence and educational attainment". *Journal of Human Resources*, 32, 659-682.
- [15] Guerrero-Gutiérrez, E. (2011). Security, drugs, and violence in Mexico: A survey. Paper presented at the 7th North American Forum Meeting, Washington, D.C.
- [16] Harding, D. (2010). *Living in the Drama: Community, Conflict, and Culture among Inner-City Boys*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- [17] INEGI (2012). Resultados de la ENVIPE 2012. Boletín de prensa núm. 339/12. Aguascalientes: INEGI.

- [18] Justino, P., Leone, M., and Salardi, P. (2014). "Short- and long-term impact of violence on education: The case of Timor-Leste". *World Bank Economic Review*, 28, 320-353.
- [19] León, G. (2012). "Civil conflict and human capital accumulation: The long-term effects of political violence in Perú". *Journal of Human Resources*, 47, 991-1022.
- [20] Márquez-Padilla, F., Pérez-Arce, F., and Rodríguez-Castelán, C. (2015). "The (non-) effect of violence on education: Evidence from the "war on drugs" in Mexico". World Bank Working Paper No. 7230.
- [21] Michaelsen, M. and Salardi, P. (2015). Violence, psychological stress and educational performance in Mexico. Paper presented at the Pacific Conference for Development Economics, San Diego.
- [22] Monteiro, J. and Rocha, R. (2017). "Drug battles and school achievement: Evidence from Rio de Janeiro's favelas". *Review of Economics and Statistics*, 99(2), 213-228.
- [23] O'Neil, S. (2009). "The real war in Mexico: How democracy can defeat the drug cartels". *Foreign Affairs*, 88(4): 63-77.
- [24] Osofsky, H., Osofsky, J., Sklarew, B., Twemlow, S., and Wilkinson, S. (2004). Children's exposure to community violence: Psychoanalytic perspectives on evaluation and treatment. In Sklarew, B., Twemlow, S., and Wilkinson, S. (Eds.), *Analysts in the Trenches: Streets, Schools, War Zones* (pp. 237-256). Abingdon: Routledge.
- [25] Policía Federal (2015). Oficio PF/OCG/DGE/0083/2015. México: Policía Federal. Oficina del Comisionado General. Dirección General de Enlace.
- [26] PGR (2014). Oficio: SJAI/DGAJ/00826/2014. México: Procuraduría General de la República. Subprocuraduría Jurídica de Asuntos Internacionales. Dirección General de Asuntos Jurídicos.
- [27] Poutvaara, P. and Ropponen, O. (2018). "Shocking news and cognitive performance". *European Journal of Political Economy*, 51, 93-106.
- [28] Rios, V. (2014). "The role of drug violence and extortion in promoting Mexican migration: Unexpected consequences of a drug war". *Latin American Research Review*, 49, 199-217.
- [29] Robles, G., Calderón, G., and Magaloni, B. (2015). "The economic consequences of drug trafficking violence in Mexico". Stanford University Working Paper.
- [30] Sampson, R., Raudenbush, S., and Earls, F. (1997). "Neighborhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy". *Science*, 277, 918-924.
- [31] Shemyakina, O. (2011). "The effect of armed conflict on accumulation of schooling: Results from Tajikistan". *Journal of Development Economics*, 95, 186-200.
- [32] UNODC (2014). World Drug Report. Vienna: United Nations Office on Drugs and Crime.
- [33] World Bank (2014). World Development Indicators. Washington, DC: World Bank.

Figure A.1
Homicides in Mexico and cocaine seizures in Colombia, 2000-2012



Source: Author's elaboration based on SIMBAD, Policía Federal (2015) and UNODC (2014).



ensayos.uanl.mx

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN | FACULTAD DE ECONOMÍA | CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Salario eficiente y crecimiento económico para el caso de América Latina

Efficient wages and Economic Growth in Latin America

Tomás Gómez Rodríguez^{*}
Humberto Ríos Bolívar^{**}
Ali Aali Bujari^{***}

Información del artículo

Recibido:
9 septiembre 2017

Aceptado:
21 septiembre 2018

Clasificación JEL:
E24 ; F43 ; J24 ; J30

Palabras clave:
Crecimiento
Económico; Salarios
Eficientes; Eficiencia
Técnica

Resumen

En la actualidad, la investigación sobre el salario eficiente ha llamado la atención acerca de la posibilidad de que incrementos salariales puedan aumentar la productividad y, por lo tanto, el crecimiento económico de un país. Por otro lado, se plantea la hipótesis de que el desempleo y la inflación sean variables que aumentan la ineficiencia. Para estudiar estos posibles resultados, se utiliza un enfoque de frontera de producción estocástica para panel de datos, en un período que abarca del año 1995 al año 2011. Los países considerados en el estudio son: Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México, Perú y Venezuela. Se encuentra evidencia de que existe una relación positiva entre aumento salarial y crecimiento económico. Así mismo, los resultados muestran que el desempleo y la inflación son variables que aumentan los efectos de ineficiencia.

^{*} Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Correo electrónico: yhwh13@gmail.com

^{**} Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional

^{***} Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo



Article information	Abstract
Received: 9 september 2017	At present, efficiency wage research has drawn attention to the possibility that wage increases can boost productivity and thus the economic growth of a country. On the other hand, the possibility is suggested that the negative effects of wage increase, specifically unemployment and inflation, will have a positive effect on inefficiency. In order to study these possible results, a stochastic production frontier approach is used for panel data in a period ranging from 1995 to 2011. The countries considered in the study are: Argentina, Brazil, Colombia, Chile, Mexico, Peru and Venezuela. There is evidence that there is a positive relationship between wage increase and economic growth. The results also show that unemployment and inflation have a positive effect on inefficiency.
Accepted: 21 september 2018	
JEL Classification: E24 ; F43 ; J24 ; J30	
Keywords: Economic Growth, Efficient Wages, Technical Efficiency.	

Introducción

Los salarios son la principal fuente de ingreso para los trabajadores y tienen un efecto decisivo en los niveles de vida de ellos y de sus familias. La relación entre aumento salarial y crecimiento económico se ha vuelto un tema de particular importancia en años recientes, a la luz de la actual crisis económica que se desató en 2008. El nexo entre salarios y crecimiento económico también juega un papel importante en el progresivo aumento de las desigualdades entre los países, y en la creciente necesidad de encontrar nuevas fórmulas de estimular el crecimiento. Así mismo, el nexo entre salarios y crecimiento económico es importante porque los salarios son un determinante clave de los estándares de vida de la población empleada, como lo es también la distribución del ingreso entre capital y trabajo.

Sin embargo, esta posible relación ha sido una fuente substancial de controversias no solo por su importancia intrínseca, sino también por los problemas conceptuales de medición que se originan al hacer comparaciones (Feldstein, 2008). Los modelos de Shapiro y Stiglitz (1984) y Solow (1979) argumentan que salarios más altos conducen a un mayor esfuerzo por parte del trabajador y, en consecuencia, aumentan la producción de la firma o industria. Por lo tanto, la hipótesis del salario eficiente es particularmente importante para países en desarrollo, dado que, si se demuestra su validez, plantearía importantes preguntas acerca de la efectividad de las políticas de estabilización y ajuste estructural. Por lo cual, se estudia la relación entre salarios y crecimiento económico a través de la hipótesis del salario eficiente.

Por otra parte, el análisis del nexo salario-crecimiento económico se torna más interesante cuando se hace a través de la medición de la eficiencia técnica, ya que la productividad general de un sistema económico está directamente relacionada con la eficiencia en la utilización de los componentes, con los cuales se lleva a cabo la producción dentro del sistema. Este trabajo se apoya, para el análisis de la relación salario-crecimiento, en la hipótesis de eficiencia salarial, específicamente, se utiliza un modelo de crecimiento económico endógeno modificado para incluir la hipótesis del salario eficiente¹ propuesto por Choi (1995); este modelo está basado en el trabajo de Goodwin (1967), el cual asume una economía de un sector, no lineal y no monetaria. El modelo plantea que, con una tecnología de producción de coeficientes fijos, una tasa elevada de acumulación de capital provoca un aumento en el empleo. El crecimiento en el empleo gradualmente fortalece el poder de negociación de los trabajadores en el mercado de trabajo. Y, cuando la economía se acerca a la barrera natural de pleno empleo, provoca que de manera eventual aumente la tasa del salario real, cambiando la distribución del ingreso a favor del trabajo. En la hipótesis del salario eficiente, está implícito el supuesto de que al pagar salarios más altos *ex ante*, resulta en un aumento de productividad *ex post*, al motivar a los trabajadores para realizar un mayor esfuerzo o al atraer trabajadores de mayor calidad. La conjetura de que los aumentos en el salario se pagan por sí mismos a través de una mayor productividad, está explícita en la hipótesis.

Los supuestos e implicaciones de la hipótesis de salario eficiente han sido extensamente investigados en la literatura económica, sociológica y contable, sin embargo, han sido relativamente pocos los esfuerzos para probar empíricamente la relación entre salarios y el desempeño real de la economía con datos reales. Por lo cual, se realiza el análisis de la relación salario-crecimiento usando datos de siete países de América Latina, en un período que abarca del año 1995 al año 2011. Los países seleccionados son: Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México, Perú y Venezuela. En esta investigación se abordan dos preguntas fundamentales. La primer pregunta es: ¿salarios más altos llevan a un mejor desempeño económico?; y la segunda, ¿la inflación y el desempleo son variables que afectan la ineficiencia?

De las dos preguntas centrales de esta investigación surgen dos hipótesis: la primera supone que un aumento en el nivel salarial permite alcanzar mayor crecimiento económico; la segunda, que el desempleo y la inflación son variables que aumentan la ineficiencia. Por lo que el objetivo de esta investigación es analizar la relación entre salarios y crecimiento económico,

¹ Para la formulación de la hipótesis del salario eficiente, se refiere a Weiss (1990)

por una parte, y por otra, analizar los efectos negativos de la inflación y el desempleo, usando el método de frontera de producción para panel de datos. Para alcanzar dichos objetivos, se recurre específicamente al método de frontera de producción estocástica para panel de datos, presentado por Battese y Coelli (1995), el cual permite, por una parte, estimar la productividad de los factores de producción y por otra, determinar los efectos de ineficiencia de las variables inflación y desempleo. Se usa esta técnica de frontera de producción, ya que los métodos de dos etapas son conocidos por tener dos tipos de sesgos: el primero se da cuando el conjunto de insumos y las variables exógenas se encuentran correlacionados, y el segundo, cuando las medidas de eficiencia técnica en la primer etapa probablemente estén poco dispersas, de modo que los resultados de la regresión en la segunda etapa estén sesgadas a la baja (Wang y Schmidt, 2002).

Este trabajo de investigación se divide en las siguientes secciones: Revisión de la literatura, en este apartado se incluyen los diferentes enfoques bajo los cuales se estudia la relación salario-crecimiento; Marco teórico, en esta sección se incluye la fundamentación teórica de la relación salario-crecimiento. El resto de las secciones son: Especificación del modelo, Datos, Resultados y Conclusiones.

1. Revisión de la literatura

En la literatura, se distinguen dos vertientes en el estudio de la relación salario-crecimiento. Por un lado, se encuentran modelos macroeconómicos agregados; mientras que, por otro lado, existen trabajos que a partir de la hipótesis del salario eficiente analizan la relación salario-crecimiento.

Existe un tema importante en la literatura que ha sido largamente debatido, este tema consiste en evaluar los efectos del salario mínimo en los modelos macroeconómicos agregados. Los que se oponen ven al salario mínimo como una mala política social, esencialmente porque deteriora el empleo y la producción. Mientras que los defensores, por otro lado, típicamente se concentran en metas redistributivas que el salario mínimo puede crear.

Uno de los primeros trabajos que analiza los efectos del salario mínimo en modelos macroeconómicos agregados, es el de Stigler (1946). En este trabajo, se propone un modelo básico para medir los efectos del salario mínimo en el empleo y desempleo, centrado en un mercado laboral con trabajadores homogéneos, en el cual se predice que el salario mínimo causa reducciones en el producto y en el empleo. A continuación, se presenta una breve revisión de algunas de las contribuciones relacionadas con el salario mínimo, desempleo y crecimiento en el nivel macroeconómico.

Al estudiar cómo el salario mínimo para trabajadores no calificados afecta al crecimiento económico y al bienestar, en un modelo de generaciones superpuestas y una economía cerrada de dos sectores con crecimiento endógeno del tipo Lucas (1988), Cahuc y Michel (1996) encuentran que cuando se introduce un salario mínimo vinculante en el mercado de trabajadores no calificados, este tiene un efecto positivo externo en la acumulación de capital humano, porque la demanda por trabajadores calificados aumenta y, por lo tanto, los trabajadores no calificados intentarán mejorar su nivel de habilidades para poder evitar el desempleo. Debido a esta externalidad, el salario mínimo puede promover crecimiento y bienestar. No obstante, los autores resaltan que, en un contexto exógeno, el salario mínimo incrementa el desempleo y reduce el crecimiento. Un trabajo muy relacionado con el de Cahuc y Michel (1996), es el trabajo de Ravn y Sorensen (1999), quienes encuentran que un aumento del salario mínimo tiene un efecto incierto en el crecimiento de la producción.

Usando un modelo de crecimiento endógeno en una economía abierta, Askenazy (2003) estudia el impacto del salario mínimo sobre el crecimiento de un país. Encuentra que el crecimiento a largo plazo se acelera en proporción a las exportaciones. Para alcanzar este resultado, Askenazy (2003) emplea una muestra de once países de la OCDE.

En el trabajo de Fanti y Gori (2011), se analiza la relación positiva entre salarios mínimos y crecimiento económico en una economía basada en el modelo de Romer (1986) de un solo sector con generaciones superpuestas; si se asume la existencia de beneficios de desempleo, los cuales son financiados con un presupuesto balanceado. Fanti y Gori (2011) demuestran que el salario mínimo puede promover el crecimiento económico y el bienestar aún con la existencia de desempleo.

El trabajo de Sabia (2015) analiza la hipótesis de que el salario mínimo podría ser un motor del crecimiento, y sus hallazgos demuestran que el salario mínimo puede incrementar el crecimiento económico en el nivel macroeconómico, esto si la productividad cambia hacia sectores con mayores habilidades, posiblemente porque se promueve una mayor capacitación en los trabajadores con menos habilidades.

Basado en la simulación y un modelo de crecimiento económico con múltiples agentes, Xu, Huo y Shang (2015) diseñan un mecanismo para simular el impacto de la distribución del ingreso en los ciclos económicos. En el análisis empírico, los autores utilizan datos de los Estados Unidos de entre 1982 y 2003. Sus resultados muestran que existe una relación inherente entre los ciclos de crecimiento económico y la proporción de salario mínimo a salario medio.

Finalmente, Yamaguchi (2017) encuentra que el salario mínimo es una política efectiva para superar la deflación y la estagnación, aunque incrementa la tasa natural de desempleo. En su investigación, el autor emplea un modelo dinámico de equilibrio general sin fricciones de mercado.

La otra perspectiva en la literatura se enfoca en modelos de eficiencia salarial, los cuales se han empleado para analizar diferentes relaciones como: salario-desempleo, salario-crecimiento, inflación-crecimiento y desempleo-crecimiento. Los trabajos que incorporan la hipótesis del salario eficiente se dividen en tres clases: la primera comprende trabajos que emplean funciones de producción aumentadas para analizar la relación salario-productividad; la segunda, trabajos que examinan la interrelación entre salario, productividad e inflación, que utilizan principalmente series de tiempo y pruebas de causalidad; por último, la tercera clase incluye trabajos que emplean fronteras de producción estocástica, los cuales son utilizados para analizar la relación salario-crecimiento.

En la primera clasificación se encuentran estudios que investigan la relación entre salarios y productividad, mediante el aumento de una función de producción, con medidas del salario relativo promedio para una empresa o industria. En un estudio con 219 firmas manufactureras, Wadhwani y Wall (1991) realizan una regresión usando los cambios en las ventas en relación con los cambios en el salario y un conjunto de variables relacionadas con la producción, y encontraron que los cambios en las ventas están positivamente correlacionados con los cambios relativos en el salario. Levine (1992) obtiene resultados similares con una muestra de 369 unidades.

Usando el teorema de bifurcación Hopf, Choi (1995) examina la robustez del modelo de Goodwin (1967), cuando el nivel de esfuerzo de los trabajadores depende de los salarios reales. Sus resultados demuestran que si el nivel de esfuerzo disminuye, a medida que aumenta el salario real, el modelo da origen a un ciclo de crecimiento.

El trabajo de Meckl (2001) examina las implicaciones del desempleo, inducido por los salarios eficientes dentro de un modelo de crecimiento endógeno, y encuentra que existe una correlación entre la tasa de crecimiento y la tasa de desempleo. El signo de esta correlación está determinado por el diferencial salarial intersectorial.

Huang, Hallam, Orazem y Paterno (1998) utilizan diferentes funciones de producción para probar las proposiciones de la hipótesis del salario eficiente, para el sector manufacturero en el nivel industrial; sus resultados demuestran que el aumento salarial y el alto desempleo aumentan la productividad. Específicamente, encuentran que el 88% del efecto de la productividad

asociado con los salarios industriales, dependen del capital humano, y solo el 12% depende del aumento salarial.

Mertzanis (2009) utiliza la hipótesis del salario eficiente y una función de esfuerzo, donde la productividad del trabajo depende de la distribución del ingreso entre salario, ganancias y el nivel general de producción. Esta función se incorpora en un modelo de crecimiento económico estructuralista keynesiano, en el cual, las decisiones de inversión dependen de la distribución del ingreso, la inflación y el nivel de producción. La dirección y magnitud del impacto general sobre la inflación y el crecimiento dependen de factores institucionales, como: la especificación de la función de esfuerzo, las diferentes propensiones al ahorro, los determinantes de la acumulación de capital y el estado de la distribución del ingreso.

Zagler (2011) emplea un modelo con un sector manufacturero que exhibe competencia monopolística y un sector que compite en innovación, ambos pagan salarios de eficiencia. Se establece que existe una relación causal entre la tasa de crecimiento y la tasa de desempleo siempre y cuando existan diferentes niveles de eficiencia entre los sectores.

Partiendo de una confrontación entre teoría microeconómica y datos macroeconómicos, Razzak (2015) establece que la mayoría de las teorías de salarios eficientes y negociación predicen que, durante el ciclo de negocios, la tasa de desempleo cae por debajo de su tasa natural, cuando el salario real del trabajador excede el salario de reserva. Razzak encuentra que tomar en cuenta las decisiones en el nivel microeconómico ayuda a explicar casi todas las fluctuaciones del desempleo en los Estados Unidos.

Tadjoeddin (2016) examina la relación entre productividad, salarios y empleo en el sector manufacturero de Indonesia. Se desagregan salarios y productividad para empresas grandes y pequeñas. La investigación apunta que, cuando se considera el sector manufacturero en general, se observa una divergencia entre el salario real y la productividad. Pero cuando se examinan solo a las empresas grandes, entonces se encuentra que existe una correlación positiva entre salario y productividad.

La segunda clase de trabajos incluyen estudios que investigan la interrelación entre productividad, salarios reales y desempleo. Este tipo de trabajos se caracteriza por el uso de pruebas de cointegración y causalidad.

Kumar, Webber y Perry (2012) estudian la interrelación entre salario real, productividad e inflación para el caso de Australia. Se utilizan pruebas de cointegración, causalidad y de cambio estructural, las cuales se aplican a los datos del período 1965 a 2007. Se corrobora la presencia de un cambio

estructural en 1985, y en él se muestra que un 1% de aumento en el salario real del sector manufacturero lleva a un incremento de entre .5% y .8%, en la productividad del sector. Así mismo, los resultados de la prueba de Granger sugieren que la dirección de la causalidad va desde los salarios reales y la inflación a la productividad del trabajo, en el largo plazo.

Sobre el mismo tema, Tang (2014) prueba la interrelación entre salario real, productividad e inflación para el caso de Malasia, mediante el enfoque de límites para la prueba de cointegración y la prueba de causalidad de Granger. Sus hallazgos sugieren que la inflación está relacionada negativamente con la productividad del trabajo; mientras que la relación entre salario real y productividad del trabajo es no lineal, con forma de “u” invertida. La prueba de causalidad de Granger muestra que los salarios reales causan la productividad del trabajo, pero no se encuentra evidencia de causalidad reversa.

Teniendo como objetivo examinar las interrelaciones entre productividad, salarios reales e inflación en el sector manufacturero de Turquía, Yildirim (2015) utiliza un análisis de cointegración y la prueba de causalidad de Granger, para el período 1998-2002. Se concluye que existe una fuerte retroalimentación entre productividad del trabajo e inflación. Examinando la relación de largo y corto plazo entre salario real, inflación y productividad del trabajo en Nigeria, para el período 1981-2012.

Iheanacho (2017) emplea un enfoque autorregresivo de atrasos distribuidos y un enfoque de prueba y error para el análisis de cointegración. La evidencia obtenida sugiere que existe una relación de largo plazo entre salario real y productividad del trabajo, así mismo, se encuentra evidencia de la existencia de una relación positiva entre inflación y productividad del trabajo.

La tercera vertiente de la literatura son los estudios que utilizan fronteras de producción para tratar de probar la hipótesis de eficiencia salarial, un ejemplo de estos trabajos es el realizado por Rana, Baten y Kamil (2010), ellos usan un panel de datos no balanceado para la industria manufacturera de comida de Bangladesh, y encuentran que la hipótesis de salario eficiente no es válida. Otro trabajo dentro de esta vertiente es el de Ferdushi, Baten, Kamil y Mustafa (2011), ellos usan un panel de datos no balanceado con una distribución normal truncada para la industria manufacturera de Bangladesh, y encuentran que el salario es uno de los factores significativos que contribuyen a la producción y a la eficiencia técnica. Por último, Karim, Chan y Hassan (2016) analizan el efecto de la política de salario sobre la eficiencia técnica del país en el caso de Malasia. Para alcanzar dicho objetivo, en la primera etapa, se estima la eficiencia técnica para todos los países de la muestra, usando el método no paramétrico. Y en la segunda,

después de obtener los resultados de la eficiencia técnica, se realiza la estimación de un modelo de Tobit con efectos fijos, donde la eficiencia técnica es la variable dependiente y la variable independiente es el salario mínimo. Se demuestra que no hay diferencia en la eficiencia técnica entre países con y sin política de salario mínimo.

2. Marco teórico

Este trabajo se apoya en la hipótesis del salario eficiente y, concretamente, en el modelo de Choi. En el trabajo de Choi (1995), se propone una modificación del modelo de Goodwin (1967) para incorporar la hipótesis del salario eficiente, donde la formulación de la hipótesis del salario eficiente es realizada de acuerdo con el trabajo de Weiss (1990).

En el trabajo de Goodwin (1967), se considera una economía cerrada, no monetaria, en tiempo continuo, donde se produce un solo bien homogéneo que puede ser consumido o acumulado. Existen hogares que participan en el proceso de producción como trabajadores, y obtienen un ingreso por su trabajo, el cual es su único ingreso. La fuerza de trabajo N crece a una tasa exógena constante n . Cuando los hogares tienen empleo reciben un salario real W y gastan todo su ingreso WL en consumo, y L es el nivel de empleo. Los emprendedores combinan capital y trabajo en proporciones fijas para producir el bien. La proporción producto capital $\frac{Y}{K}$ está dada por una constante σ y la productividad del trabajo $\frac{Y}{L}$ depende del nivel del salario real: $e \equiv \frac{Y}{L} = e(W)$, donde e es el esfuerzo en el trabajo, el cual se asume como continuamente diferenciable. Hay que notar que $\frac{\dot{e}(W)}{e(W)} = \epsilon(W) \frac{\dot{W}}{W}$, donde $\epsilon \equiv \frac{de(W)}{dW} \frac{W}{e(W)}$ es la elasticidad del esfuerzo del trabajo con respecto al salario real².

La tecnología de producción, por lo tanto, se puede escribir como sigue:

$$Y = \text{Min}(e(W)L, \sigma K) \quad (1)$$

Todas las ganancias $Y - WL$ se ahorran, se invierten y se operan como capital. Por lo tanto, el ahorro es igual a la inversión. Sin embargo, aunque no hay capital sin utilizar, puede existir desempleo con una tecnología de producción con coeficientes fijos. La siguiente ecuación diferencial se puede interpretar como la solución a la negociación entre trabajadores y emprendedores.

² $\dot{x}$ es la derivada con respecto al tiempo de la variable x

$$\frac{\dot{W}}{W} = f(V) = -\gamma + \rho V \quad (2)$$

Donde V es la tasa de empleo. Se analiza una aproximación lineal de la solución a la negociación, donde γ y ρ son constantes y positivos. Los parámetros γ y ρ del mercado de trabajo dependen de la situación institucional específica, bajo los cuales los contratos son negociados. Dada la tasa de salario real, las firmas escogen el nivel de empleo y los trabajadores escogen su nivel de esfuerzo. La condición de equilibrio del mercado de bienes se expresa como:

$$\dot{K} = Y - WL \quad (3)$$

Se usa esta condición para expresar las dinámicas de la tasa de empleo V como una función de la tasa real de salario W , esto es:

$$\frac{\dot{V}}{V} = f(V, W) = (\sigma - n) - u(W)\sigma - \epsilon(W)\frac{\dot{W}}{W} \quad (4)$$

Donde $u(W) \equiv \frac{W}{e(W)}$ es la participación del salario en el producto.

3. Especificación del modelo

Para cumplir los objetivos planteados anteriormente, se utiliza el enfoque de Frontera de Producción Estocástica para panel de datos propuesto por Battese y Coelli (1995), el cual consiste en estimar un modelo que incluya una frontera de producción, y tome en cuenta una ecuación en la cual las ineficiencias estén especificadas como una función de las variables explicativas. El modelo a estimar se expresa, de la siguiente forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_i \ln x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (5)$$

Donde los índices i son países y t años de observación, Y denota la producción, x es un vector ($1 \times k$) de funciones conocidas de insumos de producción y otras variables asociadas, β es un vector ($k \times 1$) de parámetros a ser estimados, v_{it} es la perturbación aleatoria que se asume se distribuye idéntica e independientemente $N(0, \sigma_v^2)$. Definimos a u_{it} como la variable aleatoria, asociada con la ineficiencia técnica de la producción en el modelo de frontera de producción estocástica (5), el cual se distribuye de manera independiente y se expresa, de la siguiente forma:

$$u_{it} = \delta Z_{it} + W_{it} \quad (6)$$

Donde i son los países y t años de observación. Z_{it} es un vector ($p \times 1$) de variables explicativas; δ , un vector de parámetros a ser estimados; W_{it} , una variable aleatoria que está definida por el truncamiento de la distribución normal con media cero y varianza σ^2 .

Por otro lado, el supuesto de que los u_{it} s y los v_{it} s están distribuidos independientemente para todo $t = 1, 2, \dots, T$ e $i = 1, 2, \dots, N$ es una condición que ayuda a simplificar aunque también es restrictiva. Por lo que se requieren modelos alternativos, para considerar la correlación entre las estructuras de los efectos de la ineficiencia técnica y los errores aleatorios en la frontera. Por lo que Battese y Coelli (1995) consideran el método de máxima verosimilitud para la estimación simultánea de los parámetros de la frontera estocástica, y el modelo para las ineficiencias técnicas. La función de verosimilitud se expresa en términos de la varianza de los parámetros, $\sigma_S^2 \equiv \sigma_v^2 + \sigma^2$ y $\gamma = \sigma^2 / \sigma_S^2$.

La eficiencia técnica de la producción para los i países, en los t años de observación, es definida por la siguiente ecuación:

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(Z\delta_{it} - W_{it}) \quad (7)$$

La predicción de las eficiencias técnicas está basada en su expectativa condicional.

El siguiente paso —en la estrategia para probar las hipótesis planteadas, en este trabajo— es especificar el modelo de frontera de producción estocástica que se utilizará para evaluar la relación entre aumento del salario y crecimiento económico. Para lo cual, se plantean dos funciones de producción: la primera es una función de producción lineal Cobb-Douglas estándar logarítmica y la segunda, una función de producción Translog.

Se asumen como agentes representativos a los países de la muestra donde el producto está dado por una función de producción Cobb-Douglas. Más, aún, se asume una frontera de producción lineal Cobb-Douglas estándar logarítmica, de la siguiente forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln W_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (8)$$

Donde Y_{it} representa la variación anual del PIB, en el país i en la muestra en el tiempo t ; K_{it} es la formación bruta de capital del país i en el tiempo t ; L_{it} es la variación anual del empleo del país i en el tiempo t ; y W_{it} , el incremento salarial del país i , en el tiempo t . El vector β representa la elasticidad de la variación anual del PIB con respecto al i -ésimo insumo; v_{it}

se asume como errores independientes e idénticamente distribuidos al azar, los cuales tienen una distribución normal, con media cero y varianza σ^2 e independientes de u_{it} ; los u_{it} son variables no negativas aleatorias asociadas con la ineficiencia técnica de la producción.

En el modelo de Goodwin (1967), se establece que $\frac{\dot{W}}{W} = f(V) = -\gamma + \rho$, es el poder de negociación de los trabajadores; para la aplicación empírica, se considera a la variación anual de la inflación en el país i en el tiempo t , INF_{it} , como el resultado del poder de negociación. Así mismo, en el modelo Goodwin (1967), $\frac{\dot{V}}{V} = f(V, W) = (\sigma - n) - u(W)\sigma - \epsilon(W)\frac{\dot{W}}{W}$ es la tasa de empleo; para la aplicación empírica, se utiliza $1 - \frac{\dot{V}}{V}$, que se define como la tasa de desempleo.

Se define a u_{it} como la ecuación que especifica las ineficiencias del modelo y se expresa de la siguiente forma:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 INF_{it} + \delta_2 DES_{it} + W_{it} \quad (9)$$

Donde DES_{it} es el desempleo e INF_{it} , la variación anual de la inflación en el país i en el tiempo t , y δ , el vector que representa los parámetros a ser estimados.

Así mismo, se usa un modelo de frontera de producción estocástica para panel de datos propuesto por Battese y Coelli (1995), en la cual los efectos de ineficiencia se asume que están distribuidos normalmente, con efectos de ineficiencia que varían en el tiempo. Investigar la influencia del salario en la eficiencia es posible, haciendo uso de una función de producción estándar Translog, que es aumentada con la variable salario, y se puede expresar de la siguiente forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln W_{it} + \frac{\beta_4}{2} (\ln K_{it})^2 + \frac{\beta_5}{2} (\ln L_{it})^2 + \frac{\beta_6}{2} (\ln W_{it})^2 + \beta_7 \ln W_{it} \ln K_{it} + \beta_8 \ln W_{it} \ln L_{it} + \beta_9 \ln K_{it} \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (10)$$

Definimos a u_{it} como la ecuación que especifica las ineficiencias del modelo y se expresa de la siguiente forma:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 DES_{it} + \delta_2 INF_{it} + W_{it} \quad (11)$$

Considerando la especificación de la frontera de producción estocástica dada por las ecuaciones (10) y (11), la eficiencia técnica del país i en el t año se

define como en Battese y Coelli (1988), Taymaz y Saatci (1997) y Kumbhakar y Lovell (2000):

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(Z\delta_{it} - W_{it}) \quad (12)$$

La eficiencia técnica puede ser predicha usando el programa de computadora Frontier 4.1 (Coelli, 1996) y los estimadores de máxima probabilidad del predictor de la ecuación (7), el cual está basado en su expectativa condicional (Battese y Coelli, 1993).

4. Datos

Para efectuar esta investigación, se utilizan los datos de Feenstra, Inklaar y Timmer (2015) para la variable variación anual del empleo. Los datos de la variable incremento salarial provienen de ILO (2012), los cuales están expresados en términos de la moneda local de cada país, por lo que, para fines comparativos, se convirtieron a dólares, usando un promedio anual de la cotización del dólar. Los datos de las variables desempleo, variación anual del PIB y formación bruta de capital provienen del Banco Mundial; los de la variable inflación, provienen del World Economic Outlook del Fondo Monetario Internacional.

Para todas las variables, se considera un período que abarca del año 1995 al año 2011. Los países que se estudian son: Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México, Perú y Venezuela. Por lo que se cuenta con 119 observaciones para cada variable. Por otro lado, no se considera el uso de variables de control. Esto se debe a que por el momento no hay otros estudios en la literatura que traten este tema. Aunque se podrían utilizar variables de control de la literatura del crecimiento, en el método de frontera de producción se utilizan principalmente insumos de producción, por lo cual se piensa que no es correcto incluirlas. Además, se emplea el supuesto de que los países son agentes representativos.

Derivado del análisis de los datos, encontramos que en promedio, los siete países de América Latina tienen una tasa de crecimiento del 3.5%, una tasa de incremento salarial de 4.6%, una tasa de formación bruta de capital de 7.9% y una variación anual del empleo de 2%. Las variables que miden la ineficiencia usadas en este estudio que, además, de acuerdo con la literatura, los resultados indeseables del aumento salarial, son: variación anual de la inflación y desempleo, las cuales tienen valores de 10.9 y 8.85. Estos valores, sobre todo el de la variable *INF*, son de suma importancia, ya que tienen valores muy altos que sobrepasan los valores de las variables variación anual del PIB e incremento salarial.

Tabla 1
Estadísticas básicas

	Unidad de medida	Abreviatura	Media	Desviación Estándar	Máximo	Mínimo
<u>Función de frontera de producción</u>						
Variación anual del PIB	$\Delta\%$	<i>Y</i>	3.5	4.3	18.2	-10.9
Formación Bruta de capital	$\Delta\%$	<i>K</i>	7.9	21.9	108.2	-38.6
Variación anual del empleo	$\Delta\%$	<i>L</i>	2	2.6	8.3	-12.2
Incremento salarial	$\Delta\%$	<i>W</i>	4.6	24.5	42.4	-209.6
<u>Ecuación de ineficiencia</u>						
Variación anual de la inflación	$\Delta\%$	<i>INF</i>	10.9	14.1	99.8	-1.1
Desempleo	%	<i>DES</i>	8.85	4	18.8	2.5

n=119

Fuente: Elaboración propia.

5. Resultados

Los resultados de la estimación de la frontera de producción estocástica Cobb-Douglas se pueden observar en la tabla 2, y que para la variable formación bruta de capital se obtuvo un parámetro positivo de .17, el cual es significativo estadísticamente al 1%; de igual manera, la variable incremento salarial tiene un parámetro positivo³, el cual es .03 y significativo al 1%. Por otra parte, para la variable variación anual del empleo se estimó un coeficiente negativo de -.07, el cual no es significativo estadísticamente. Para la ecuación de ineficiencia se usan dos variables, desempleo e inflación,

3 Cabe hacer mención que, aunque se encuentra evidencia de una relación positiva entre salario eficiente y crecimiento económico, la relación salario eficiente-crecimiento económico está afectada por el problema de causalidad, es decir, no se conoce si el aumento del salario es el que conlleva a mayor crecimiento económico, o es el crecimiento económico el que produce salarios más altos.

ambas significativas al 5%, desempleo tiene un coeficiente positivo de 3.12 e inflación de .79. Los signos positivos de las variables desempleo e inflación indican, que: un aumento en cualquiera de estas variables repercute en un aumento en la ineficiencia. Se encontró que la formación bruta de capital, junto con el incremento salarial, son dos factores que inciden en la determinación de la variación anual del PIB. La *gamma* estimada, asociada con la varianza de los efectos de ineficiencia técnica, tiene un valor de .99, el cual es significativo al 1%. Más aún, con respecto a la especificación del término de error, los resultados de la estimación muestran que la especificación de la función de producción Cobb Douglas, sin los efectos de ineficiencia, es rechazada; lo cual implica que los efectos de ineficiencia técnica son significativos. La eficiencia media obtenida es de 55%, esto sugiere que, en promedio, el 45% de los aumentos en la producción se pierden debido a la ineficiencia.

Tabla 2
Estimados de Máxima-Verosimilitud de la frontera de producción estocástica Cobb-Douglas

Variable	Parámetro	Coeficiente	Proporción-t	Significancia Estadística
<u>Función de frontera de producción</u>				
Intercepto	β_0	4.09	17.67	***
<i>K</i>	β_1	.17	16.26	***
<i>L</i>	β_2	-.07	-1.05	No Significativo
<i>W</i>	β_3	.03	4.63	***
<u>Ecuación de ineficiencia</u>				
Intercepto	δ_0	-35.45	-1.47	No significativo
<i>INF</i>	δ_1	.79	1.62	**
<i>DES</i>	δ_2	3.12	1.63	**
<i>sigma – cuadrada</i>	σ^2	155.63	1.51	*
<i>gamma</i>	γ	.99	150.54	***
<i>log</i>		-254.76		
<i>– verosimilitud</i>				
<i>Eficiencia media</i>		.55		

Fuente: Elaboración propia con el software Frontier 4.1. Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Tabla 3
Estimados de Máxima-Verosimilitud de los parámetros de la frontera de
producción estocástica Translog

Variable	Parámetro	Coeficiente	Proporción-t	Significancia Estadística
<u>Función de frontera de producción</u>				
Intercepto	β_0	25.67	19.46	***
K	β_1	-28.08	-12.06	***
L	β_2	15.19	7.25	***
W	β_3	1.01	.5	No significativo
$\frac{1}{2}K^2$	β_4	13.96	12.64	***
$\frac{1}{2}L^2$	β_5	6.93	11.78	***
$\frac{1}{2}W^2$	β_6	14.22	16.52	***
KL	β_7	.43	1.35	No significativo
LW	β_8	-29.44	-12.52	***
WK	β_9	-.007	-.009	No significativo
<u>Ecuación de ineficiencia</u>				
Intercepto	δ_0	-31.77	-9.16	***
INF	δ_1	2.18	5.91	***
DES	δ_2	-3.63	-5.39	***
σ^2	σ^2	31.51	9.76	***
γ	γ	.99	16088	***
$\log$		-106.38		
$- verosimilitud$				
$Eficiencia media$		.55		

Fuente: Elaboración propia con el software Frontier 4.1. Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

En la tabla 3, se presentan los resultados de los estimados de máxima verosimilitud de la frontera de producción Translog. La formación bruta de capital tiene un signo negativo, con un valor de -28.08 y es significativa al 1%. Para la variable variación anual del empleo, se obtuvo un coeficiente positivo de 15.19, el cual es significativo al 1%. La variable incremento salarial tiene un coeficiente positivo de 1.01, pero no es significativo estadísticamente. Los términos cuadrados de las variables K, L y W todos tienen coeficientes positivos y son significativos al 1%. El valor de los coeficientes de los términos cuadrados son: para la variable $\frac{1}{2}K^2$, 13.96; para $\frac{1}{2}L^2$, 6.93 y para $\frac{1}{2}W^2$, 14.22. Los coeficientes de los términos cruzados KL y WK son estadísticamente no significativos. KL tiene un coeficiente positivo con valor de .43 y WK un coeficiente negativo de -.007.

Por último, el término cruzado LW es estadísticamente significativo al 1%, su coeficiente es negativo y su valor es -29.44. Los resultados de la estimación de la ecuación de ineficiencias son los siguientes: para la variable inflación se obtuvo un coeficiente de 2.18, el cual es significativo al 1% y, para la variable desempleo, el coeficiente es -3.63, el cual es significativo al 1%. Cabe resaltar que el coeficiente de las variables K y DES no tienen el signo negativo esperado ni significancia estadística del 1%, lo que no distorsiona considerablemente los resultados. El parámetro de varianza, γ , que alcanza valores entre 0 a 1, indica que la ineficiencia técnica es estocástica y relevante para obtener una adecuada representación de los datos. El valor proveniente de la estimación es .99, el cual es significativo al 1%, este resultado indica la presencia de ineficiencias técnicas. El valor de la eficiencia técnica media es de 55%, esto también sugiere que en promedio la ineficiencia técnica es de 45%.

Tabla 4
Eficiencia técnica promedio por país

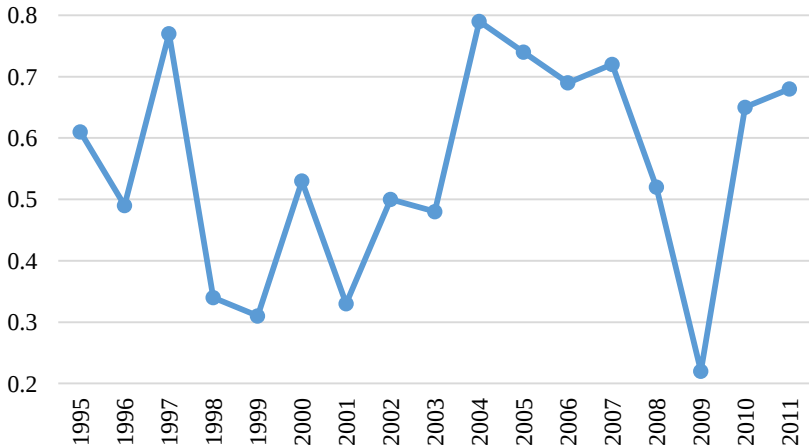
País	Eficiencia técnica promedio
Argentina	.63
Chile	.61
Perú	.61
Venezuela	.57
México	.54
Colombia	.49
Brasil	.45

Fuente: Elaboración propia con el software Frontier 4.1

La tabla 4 muestra que, en el período de estudio, el país con el nivel promedio más alto de eficiencia técnica es Argentina, con 63%, seguido por Chile y Perú, ambos con 61%. Mientras que Brasil tiene el nivel más bajo de eficiencia técnica, de los países considerados en este estudio.

En la gráfica 1, se observan los resultados de la eficiencia técnica en promedio para los siete países en consideración.

Gráfica 1
Eficiencia técnica promedio anual



Fuente: Elaboración propia

La gráfica 1 muestra que los años con los valores más altos de eficiencia técnica son 1997 y 2004, ambos años con valores cercanos al 80%. El año con el valor más bajo es 2009, con un valor cercano al 20%.

6. Prueba de hipótesis

La primera prueba de hipótesis es determinar si la especificación Cobb-Douglas es una representación adecuada de la función de frontera de producción o no. Esta prueba se hace a través del estadístico de la proporción generalizada de probabilidad, también conocida como prueba LR, que denotaremos con la letra λ y está dada por la siguiente ecuación:

$$\lambda = -2[\ln\{L(H_0)\} - \ln\{L(H_1)\}] \quad (13)$$

Donde $\ln\{L(H_0)\}$ y $\ln\{L(H_1)\}$ son los valores de la función de verosimilitud bajo la hipótesis nula y alternativa, respectivamente. La hipótesis nula $H_0: \beta_{ij} = 0$ es el modelo con restricciones, en este caso, el modelo con la función de producción Cobb-Douglas. La hipótesis alternativa es el modelo con la función de producción Translog. El valor de λ tiene una distribución Chi cuadrada y los grados de libertad están dados por el número de restricciones que se le aplican al modelo, en este caso, seis. El valor de la prueba para este caso particular es $\lambda = -2[-254.76 - (-106.38)] = 296.76$, que es mayor que el Chi cuadrado de tablas, al 5% de significancia,

que es 12.59, por lo que rechazamos la hipótesis nula en favor de la función de producción Translog.

Otra prueba importante para determinar si existe la frontera de producción es la que se obtiene a través de la prueba asimétrica de verosimilitud de Coelli (1996). La hipótesis nula es que $\gamma = 0$. Dado que la hipótesis alternativa es que $0 < \gamma < 1$, la prueba tiene una distribución asintótica, los valores críticos los podemos encontrar en Kodde y Palm (1986). Si la hipótesis nula no es rechazada, no se encuentra evidencia de que existe subutilización de la capacidad en los datos, y la frontera de producción es idéntica a la función de producción estándar. De los resultados del modelo obtenemos el valor de la Prueba asimétrica de verosimilitud, el cual es 113.87, este valor debe ser comparado con el valor crítico de la tabla publicada por Kodde y Palm (1986) con 6 grados de libertad, que es 11.911, al 5 % de significancia, y dado que el valor de la prueba es mayor que el valor en la tabla, entonces, rechazamos la hipótesis nula de que no existe evidencia de subutilización de la capacidad de los datos.

Tabla 5
Resultados de las pruebas de hipótesis

Hipótesis Nula	Resultado de la Prueba	Valor Crítico	Decisión
$H_0: \gamma = \beta_0 = \beta_1 \dots = \beta_6 = 0$	296.76	12.59	Se rechaza H_0
$H_0: \gamma = 0$	113.87	11.911	Se rechaza H_0

Fuente: Elaboración propia con el software Frontier 4.1

Conclusiones

En este trabajo, se estudian las implicaciones de la hipótesis de salario eficiente en el nivel macroeconómico, para el caso de siete países de América Latina. Se plantearon dos hipótesis: la primera es que un aumento en el nivel salarial permite alcanzar mayor crecimiento económico y la segunda, que el desempleo y la inflación son variables que aumentan la ineficiencia. Para probar estas hipótesis, se usaron dos tipos de funciones de producción, las cuales son: Cobb-Douglas y Translog, encontrándose que la función de producción Translog es la que mejor caracteriza los datos.

Se descubrió evidencia que apoya la hipótesis de que un aumento en el nivel salarial permite alcanzar mayor crecimiento económico; ya que el coeficiente de la variable incremento salarial es positivo y significativo al 1 %, en el modelo con la función de producción Cobb Douglas; mientras que en el modelo con la función de producción Translog, el coeficiente es positivo,

pero no es estadísticamente significativo. Sin embargo, el término cuadrático de la variable incremento salarial tiene un coeficiente positivo y es estadísticamente significativo al 1%. Pese a que se encuentra evidencia que prueba la relación entre aumento salarial y crecimiento económico, en ambos casos, el coeficiente es muy pequeño con respecto a los coeficientes de las variables K y L .

En cuanto a la segunda hipótesis, se encontró evidencia que permite afirmar que las variables inflación y desempleo afectan positivamente a la ineficiencia. Los resultados, cuando se emplea la función de producción Cobb-Douglas, muestran que los coeficientes de las variables INF y DES son, respectivamente, .79 y 3.12, los cuales son significativos al 5%. Esto significa que ambas variables aumentan la ineficiencia, dado que su signo positivo implica una reducción de la eficiencia. Los resultados del modelo que utiliza la función de producción Translog muestran que la variable desempleo tiene signo negativo, mientras que la variable inflación tiene un coeficiente de correlación de 2.18 y es estadísticamente significativo al 1%. Por tanto, se encuentra que la variable inflación tiene signo positivo, y esto significa que la variable inflación aumenta la ineficiencia.

Así mismo, se probó la existencia de subutilización de los datos y por tanto la existencia de la frontera de producción estocástica. Normalmente, se encuentra que mayores salarios aumentan el esfuerzo de los trabajadores y, por lo tanto, la producción. Pero este estudio solo encuentra evidencia parcial para los siete países de América Latina.

Los resultados de la investigación experimental confirman los resultados obtenidos en los trabajos de Cohn, Fehr, Herrmann y Schneider (2014) y Gerhards y Heinz (2017). Por otro lado, en cuanto a la investigación en el nivel macroeconómico, los resultados muestran evidencia cruzada de la existencia de la relación entre salarios eficientes y crecimiento económico, como sucede en los trabajos de Sabia (2015), Karim, Chan y Hassan (2016) y Tadjoeeddin (2016). Por un lado, en el trabajo de Sabia (2015), se encuentra evidencia de la relación entre aumentos salariales y crecimiento en el nivel estatal, para el caso de Estados Unidos. Mientras que Karim, Chan y Hassan (2016) encuentran que aumentos en el salario mínimo tiene un efecto positivo sobre la eficiencia y el crecimiento económico, para el caso de Malasia. En el trabajo de Tadjoeeddin (2016), se encuentra evidencia de una relación positiva entre el salario y el crecimiento económico en la industria manufacturera, para el caso de Indonesia.

La presente investigación se puede ampliar siguiendo el trabajo de Sabia (2015) y buscando los sectores donde el aumento en el salario tiene mayor impacto. Por otro lado, los resultados de la eficiencia técnica muestran que

Argentina es el país con el nivel más alto de eficiencia técnica, mientras que Brasil es el país con el nivel más bajo. Los años con los niveles más altos de eficiencia técnica son 1997 y 2004, mientras que el nivel más bajo de eficiencia técnica se observa en 2009.

Referencias

- [1] Askenazy, P. (2003). "Minimum wage, exports and growth." *European Economic Review*, 47(1), 147–164.
- [2] Battese, G., y Coelli, T. (1988). "Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data." *Journal of Econometrics*, 38(3), 387-399.
- [3] Battese, G. y Coelli, T. (1993). "A Stochastic Frontier Production Function incorporating a model for technical inefficiency effects." Working Paper in Econometrics and Applied Statistics 69/93.
- [4] Battese, G. y Coelli, T. (1995). "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data." *Empirical Economics*, 20(2), 325–332.
- [5] Cahuc, P. y Michel, P. (1996). "Minimum wage unemployment and growth." *European Economic Review*, 40 (7), 1463-1482.
- [6] Choi, H. (1995). "Goodwin's growth cycle and the efficiency wage hypothesis." *Journal of Economic Behavior and Organization*, 27(2), 223-235.
- [7] Coelli, T. J. (1996). "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation". CEPA, Working Paper.
- [8] Cohn, A., Fehr, E., Herrmann, B. y Schneider, F. (2014). "Social comparison and effort provision: evidence from a field experiment." *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 877–898.
- [9] Fanti, L. y Gori, L. (2011). "On economic growth and minimum wages." *Journal of Economics*, 103(1), pp.59–82.
- [10] Feldstein, M. (2008). "Did wages reflect growth in productivity?" *Journal of Policy Modeling*, 30(4), 591-594.
- [11] Feenstra, R., Inklaar, R. y Timmer, M. (2015). "The Next Generation of the Penn World Table." *American Economic Review*, 105 (10), 3150-3182,
- [12] Ferdushi, K., Baten, A., Kamil, A. y Mustafa, A. (2011). "Wage augmented stochastic frontier model with truncated normal distribution." *International Journal of Physical Sciences*, 6(14), 3288-3295.
- [13] Gerhards, L. y Heinz, M. (2017). "In good times and bad – Reciprocal behavior at the workplace in times of economic crises." *Journal of Economic Behavior and Organization*, 134, 228-239.
- [14] Goodwin, R. M. (1967). A Growth Cycle. Feinstein, C.H. (Ed.), *Socialism, Capitalism and Economic Growth* (pp. 54-58). Cambridge: Cambridge University Press.
- [15] Huang, T. L., Hallam, A., Orazem, P. F. y Paterno, E. M. (1998). "Empirical Tests of Efficiency Wage Models." *Economica*, 65(257), 125–143.
- [16] Iheanacho, E. (2017). "Emperical Review on the Relationship between Real Wages, Inflation and Labour Productivity in Nigeria. ARDL bounds testing approach." *International Economics and Business*, 3(1).

- [17] ILO (2012) Global Wage Report 2012/13: Wages and Equitable Growth. Available in: www.ilo.org
- [18] Karim, Z., Chan, S. G. y Hassan, S. (2016). "Minimum Wage Policy and Country's Technical Efficiency." *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1729-1735.
- [19] Kodde, D. A. y Palm, F. C. (1986). "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions". *Econometrica*, 54(5), 1243.
- [20] Kumar, S., Webber, D. J. y Perry, G. (2012). "Real wages, inflation and labour productivity in Australia." *Applied Economics*, 44(23), 2945-2954.
- [21] Kumbhakar, S. y Lovell, C. A. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*, Inglaterra: Cambridge University Press.
- [22] Levine, D. (1992). "Can Wage Increases Pay For Themselves? Tests with a Productive Function." *The Economic Journal*, 102 (414), 1102-1115.
- [23] Lucas, R. (1988). "On the mechanics of economic development." *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3-42
- [24] Meckl, J. (2001). "Efficiency-wage Unemployment and Economic Welfare in a Model of Endogenous Growth." *Labour*, 15(4), 579-602.
- [25] Mertzanis, H. (2009). "Efficiency Wages, Inflation And Growth." *Journal of Economic Development*, 34(2), 131-151.
- [26] Rana, M., Baten, A. y Kamil, A. (2010). "A stochastic frontier approach for empirical tests of efficiency wage models." *Scientific Research and Essays*, 5(11), 1234-1242.
- [27] Ravn, M. y Sorensen, J. (1999). "Schooling, Training, Growth and Minimum Wages." *Scandinavian Journal of Economics*, 101, 441-457.
- [28] Razzak, W. A. (2015). "Wage, productivity and unemployment: microeconomics theory and macroeconomics data." *Applied Economics*, 47(58), 6284-6300.
- [29] Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- [30] Sabia, J. (2015). "Do minimum wages stimulate productivity and growth?". *IZA World of Labor*, 221.
- [31] Shapiro, C. y Stiglitz, J. (1984). "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device." *American Economic Review*, 74 (3), 433-444.
- [32] Solow, R. (1979). "Another possible source of wage stickiness." *Journal of Macroeconomics*, 1 (1), 79-82.
- [33] Stigler, G. (1946). "The Economics of Minimum Wage Legislation." *The American Economic Review*, 36(3), 358-365.
- [34] Tadjoeeddin, M. (2016). "Productivity, wages and employment: evidence from the Indonesia's manufacturing sector." *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21 (4), 489-512.
- [35] Tang, C. F. (2014). "The effect of real wages and inflation on labour productivity in Malaysia." *International Review of Applied Economics*, 28(3), 311-322.
- [36] Taymaz, E. y Saatci, G. (1997). "Technical Change and Efficiency in Turkish Manufacturing Industries." *Journal of Productivity Analysis*, 8 (4), 461-475.
- [37] Wang, H. y Schmidt, P. (2002). "One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels". *Journal of Productivity Analysis*, 18 (2), 129-144.
- [38] Wadhvani, S. y Wall, M. (1991). "A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using UK Micro-data". *Oxford Economic Papers*, 43 (4), 529-548.
- [39] Weiss, A. (1990). Efficiency Wages. doi:10.1515/9781400862061

- [40] Xu, S., Huo, L. y Shang, W. (2015). "The Impact of Wage Distributions on Economics Growth Based on Multi-agent Simulation". *Procedia Computer Science*, 55, 809–817.
- [41] Yamaguchi, M. (2017). "Stagnation and minimum wage: Optimal minimum wage policy in macroeconomics". MPRA Paper
- [42] Yildirim, Z. (2015). "Relationships among labour productivity, real wages and inflation in Turkey". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 85–103.
- [43] Zagler, M. (2011). "Endogenous Growth, Efficiency Wages, and Persistent Unemployment." *Review of Economics & Finance*, 1, 34-42.

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

