

Violencia, capital humano y crecimiento económico en México, 1975-2013. Un análisis de cointegración

Ricardo de la Peña Leyva^{1*} & Mitzel Pineda Guinto²

Resumen

En este trabajo se examina la relación estadística entre violencia, capital físico y humano con el crecimiento económico en México durante el periodo 1975-2013 mediante técnicas de cointegración. Mas concretamente se analiza la existencia de un modelo de comportamiento dinámico entre la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes (como variable aproximada de la violencia), el acervo de capital (obtenido utilizando el Método de Inventarios Perpetuos), la escolaridad promedio y el Producto Interno Bruto. Se concluye señalando que existe una relación de largo plazo entre las variables estudiadas de acuerdo con la prueba de Johansen y los resultados nos permiten identificar el comportamiento de las variables y cómo es su impacto en el largo plazo. Las estimaciones obtenidas muestran que el ajuste de la dinámica de las variables analizadas es una relación de equilibrio estable en el largo plazo. En este sentido, la evidencia empírica mostrada en este trabajo sugiere que tanto el capital físico como el humano tienen un impacto positivo al producto. Caso contrario el de la variable violencia que lo afecta negativamente.

Palabras clave: Cointegración, capital humano, capital físico, crecimiento, producto interno bruto, violencia.

Recibido: 26 de noviembre de 2020.

Abstract

This paper examines the statistical relationship between violence, physical and human capital with economic growth in Mexico during the period 1975-2013 using cointegration techniques. More specifically, examines the existence of a dynamic behavior model is analyzed between the homicide rate per 100 thousand inhabitants, the capital stock, the average schooling, and the Gross domestic product. It is concluded by noting that there is a long-term relationship between the variables studied according to the Johansen test and the results allow us to identify the behavior of the variables and how their impact is in the long term. The estimates obtained show that the adjustment of the dynamics of the variables analyzed is a stable equilibrium relationship in the long term. In this sense, the empirical evidence shown in this work suggests that both physical and human capital have a positive impact on product per worker. The opposite case is that of the violence variable that affects it negatively.

Key words: Cointegration, gross domestic product, growth, human capital, physical capital, violence.

Aceptado: 20 de julio de 2021.

¹ Instituto de Investigación de Economía. Universidad del Mar campus Huatulco. Ciudad Universitaria, Santa María Huatulco 70989, Oaxaca, México.

² Licenciada en Economía. Universidad del Mar campus Huatulco. Ciudad Universitaria, Santa María Huatulco 70989, Oaxaca, México.

* **Autor de correspondencia:** rdepl@huatulco.umar.mx (RPL)

Introducción

Diversos trabajos han comprobado estadísticamente la existencia de una relación entre la violencia y el crecimiento económico (Detotto & Otranto 2010, Duran 2011). En la mayoría de los casos la relación entre ambas variables es negativa (Molina 2011, Andrade 2014, Cotte & Castro 2014), es decir que cuando la violencia se ve incrementada en un país, el crecimiento económico se ve mermado. La evidencia empírica también indica que los efectos de la violencia son heterogéneos entre sectores, industrias e incluso género. Por ejemplo, de acuerdo con Bozzoli *et al.* (2012) la violencia parece afectar más al sector informal, o a las mujeres (Dell 2015), pequeñas y medianas empresas (Camacho & Rodríguez 2013), o las áreas urbanas más pequeñas (Enamorado *et al.* 2014). Por su parte, Amodio & Di Maio (2014) sostienen que la violencia afecta en mayor medida a las empresas cuyos insumos son predominantemente importados. Pero para Mihalache-O'Keef & Vashchilko (2010), Ashby & Ramos (2013) y Driffield *et al.* (2013) coinciden que son las industrias no extractivas las más afectadas por los niveles de violencia.

Por otra parte, diversos estudios han documentado la importancia del capital humano como un factor de crecimiento económico (Mankiw *et al.* 1992, De la Fuente & Doménech 2000). Más concretamente, se ha encontrado evidencia empírica de una relación positiva entre el capital humano y el crecimiento económico. Se señala que, cuando se invierte en el capital humano la inversión realizada se verá reflejada en un mayor crecimiento económico. La explicación más consensuada sostiene que la educación, como una manifestación del capital humano, es fuente de crecimiento y contribuye al mismo de manera directa al hacer más productiva

la fuerza laboral y; de manera indirecta, por medio de la creación de conocimiento e innovaciones tecnológicas (Romer 1990, Benhabib & Spiegel 1994, Funke & Strulik 2000, Bassanini & Scarpetta 2001). Desde los trabajos pioneros de Mincer (1958), Schultz (1953) y Becker (1993), se estableció que el capital humano es como el capital físico y se puede invertir en él mediante educación, salud y capacitación que, a su vez, aumentará la producción y contribuirá al crecimiento económico. En consecuencia, es ampliamente aceptado que el capital humano puede considerarse como uno de los principales determinantes del crecimiento económico.

Para el caso mexicano resulta importante estudiar la relación entre estas variables porque el país registra niveles alarmantes de violencia y de bajo crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB). Desde el 2000 el crecimiento del PIB no ha superado el seis por ciento, además que en el 2009 se registró una caída del 6.2 por ciento. En el 2014 la tasa de crecimiento se ubicó por encima del dos por ciento. Por otro lado, durante las últimas dos décadas el país se ha insertado en una espiral de violencia. Por ejemplo, para 2014 se registraron 20,010 homicidios, en el 2011 se presentaron 27,213 y en el 2000 hubo 10,737. En este sentido, dada la situación actual de violencia del país y bajo crecimiento económico es necesario elaborar un análisis estadístico que permita saber si existe una relación entre estas variables y en caso de ser afirmativo, conocer en qué medida se relacionan.

Es importante preguntarse ¿existe una relación de largo plazo entre la violencia y el crecimiento económico en México tal y como se reporta en diversos trabajos empíricos? También cabe preguntarse ¿qué relación existe entre la inversión en capital humano, medido por la tasa de

escolaridad promedio, y el crecimiento del producto?

Abordar la relación entre el capital humano y el crecimiento del producto es de suma importancia porque se torna necesario conocer en qué medida la educación contribuye al crecimiento económico. Si conocemos dicha relación podemos tratar de influir en estas variables para obtener mejores resultados. También es necesario conocer la relación de las variables antes mencionadas para tratar de mejorar tanto el capital humano; así como disminuir los índices de violencia en el país. Si conocemos la relación tanto de la violencia como el capital humano sobre el crecimiento económico, sabremos en qué medida se tendría que modificar tanto el capital humano como la violencia para obtener la tasa de crecimiento económico deseado.

Para responder las anteriores preguntas de investigación planteamos una hipótesis donde se afirma que existe una relación de largo plazo entre las variables de estudio. Más concretamente, los niveles de violencia, medidos en términos de la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes afectan negativamente el crecimiento del producto y, por el contrario, el capital físico y el capital humano, medido éste último por la tasa de escolaridad promedio, tienen un efecto positivo con el producto nacional.

De esta manera, el presente trabajo tiene como objetivo examinar la relación entre violencia, capital físico y humano con el crecimiento económico en México durante el periodo 1975-2013 mediante técnicas de cointegración. Particularmente buscamos: a) analizar la existencia de un modelo de comportamiento dinámico entre la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes (como variable aproximada de la violencia), b) el acervo de capital (obtenido utilizando el Método de

Inventarios Perpetuos), c) la escolaridad promedio y d) el Producto Interno Bruto. También comprobamos la estacionalidad de las series de trabajo y la presencia de raíces unitarias. Para contrastar la hipótesis y alcanzar los objetivos planteados se utiliza el método de cointegración, más concretamente, el método de cointegración de Johansen (1988, 1991) y el método de corrección del error (MCE) para contrastar, por un lado, si la violencia impacta negativamente en el crecimiento del producto y si el capital humano y físico lo hacen de manera positiva.

Análisis de raíces unitarias y vector autorregresivo

Siguiendo a Molina (2011) el modelo econométrico fue construido a partir de la función de producción Cobb-Douglas de Solow-Swan ampliada y desarrollada por Mankiw *et al.* (1992) con el objetivo de introducir los proxys de violencia y capital humano. En ella se relaciona la producción de un país con el capital físico, el trabajo y el capital humano:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

En donde Y es la producción o PIB, K representa el acervo de capital físico, H es el acervo de capital humano, A es el nivel de la tecnología, L es el trabajo y α , β y $1-\alpha-\beta$ son las participaciones de K, H y L respectivamente.

El efecto que genera la violencia puede dividirse en dos componentes. Por un lado, el efecto sobre la productividad del trabajo; y por otro, el efecto sobre la productividad de la economía en general. Por su parte, el factor tecnológico de la ecuación también puede dividirse en dos componentes. El primero de carácter exógeno A_0 y el otro endógeno, este último es afectado por las variables capital humano

y violencia. Tal y como lo propone Uribe (1993 In: Molina 2011), el factor tecnológico puede ser expresado de la siguiente manera:

$$A_t = A_0 V_t^p (H/L)_t^\theta e^\varepsilon \quad (2)$$

Por su parte la variable Capital humano se expresa con relación al trabajo. Donde V_t es la variable Violencia, H_t representa el Capital humano y E_t representa los años de escolaridad promedio:

$$H_t = E_t^\theta L_t \quad (3)$$

Reemplazando (2) y (3) en (1) y luego ordenando términos, tenemos la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} Y_t &= A_0 V_t^p (H/L)_t^\theta K_t^\alpha H_t^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} e^\varepsilon \\ Y_t &= A_0 V_t^p (E^\theta L)_t^\theta K_t^\alpha (E^\theta L)_t^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} e^\varepsilon \\ Y_t &= A_0 V_t^p (E^\theta)_t^\theta K_t^\alpha (E^\theta L)_t^\beta K_t^\alpha L_t^{1-\alpha-\beta} e^\varepsilon \\ Y_t &= A_0 V_t^p (E^\theta)_t^{\beta+\theta} K_t^\alpha L_t^{1-\alpha-\beta} e^\varepsilon \quad (4) \end{aligned}$$

Ahora teniendo en cuenta que se desea observar el producto en términos de unidades del trabajo, expresamos la ecuación (4) de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} Y/L_t &= A_0 V_t^p (E^\theta)_t^{\beta+\theta} K_t^\alpha L_t^{-\alpha} e^\varepsilon \\ Y/L_t &= A_0 V_t^p (K/L)_t^\alpha (E^\theta)_t^{\beta+\theta} e^\varepsilon \quad (5) \end{aligned}$$

Posteriormente linealizamos la ecuación anterior aplicando logaritmos, y la ecuación resultante es la que se utiliza para el análisis empírico:

$$\ln(Y/L)_t = \ln A_0 - p \ln V_t + \theta(\beta + E^\theta) \ln E_t + \varepsilon \quad (6)$$

Después de reformular los parámetros de la ecuación 6, el modelo de regresión a estimar es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(Y/L)_t &= \beta_0 + \beta_1 \ln V_t + \beta_2 \ln E_t + \dots \\ &\quad \beta_3 \ln(K/L)_t + \varepsilon \quad (7) \end{aligned}$$

Al igual que en la literatura, se espera que los signos de los estimadores de los parámetros sean $\beta_1 < 0$, $\beta_2, \beta_3 > 0$. Esto es

que la relación entre el producto y la violencia sea negativa, y que al aumentar la violencia disminuya el PIB. También que la relación entre el capital humano y físico con el PIB sea positiva, así al aumentar el capital físico o humano, el producto también lo haga en la misma dirección.

Las series en la muestra son de frecuencia anual y cubren el periodo 1975-2013. Todas las variables se utilizan en logaritmos naturales. La Tabla I resume las variables dependientes e independientes del modelo econométrico especificado en la ecuación 7.

Para el caso del producto (Y_t) se utilizó la serie estadística anual del Producto Interno Bruto Real con año base 2010 como medida de la actividad económica del país, cuya fuente fue el Banco Mundial. Para la variable trabajo (L_t) se utilizó la serie estadística de Población Económicamente Activa (PEA) la cual se obtuvo de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

La variable $(Y/L)_t$ tiene un comportamiento irregular que evidencia dos periodos diferenciados. Por un lado, el primer periodo que va desde 1975 a 1981, el PIB por trabajador creció en forma constante y a una tasa relativamente alta. De hecho, el PIB total creció desde 1930 hasta 1981 a una tasa promedio anual de 6.2 por ciento. En cambio, el periodo que va de 1981 a 2013 el PIB por trabajador tuvo un comportamiento errático, en el cual hubo una combinación de cuatro cortos periodos de crecimiento con igual número de caídas en el producto.

Por su parte, la variable explicativa del capital humano en este trabajo se aproxima a través de la variable educación, más concretamente con los años promedio de escolaridad o los años de educación

Tabla I. Variables utilizadas (Fuente: Elaboración propia).

Variable	Descripción	Fuente
PIB (Y/T) t	Producto Interno Bruto a precios de 2010 en términos del trabajo.	Banco Mundial, INEGI
Violencia Vt	Tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes	Aguirre (2016)
Capital Humano Et	Años de escolaridad promedio (Número de años que, en promedio, aprobaron las personas de 15 años y más edad en el Sistema Educativo Nacional).	Sexto Informe de Gobierno, Presidencia de la Republica (2006), INEGI.
Capital físico (K /L) t	Capital Físico en términos del trabajo.	Banco Mundial, INEGI

formal, tal y como se ha utilizado en trabajos de Mankiw *et al.* (1992) y Barro & Lee (2010). De acuerdo con Becker (1993) la acumulación de capital humano o *stock* de conocimiento y habilidades humanas dependen de la educación. En este sentido, la escolaridad promedio se utiliza como variable aproximada del Capital Humano (E_t). Las fuentes de esta variable fueron diversas. Para el periodo 1970 a 2005, se obtuvo de la información proporcionada por la Presidencia de la Republica en el Anexo I Desarrollo Humano y Social del Sexto Informe de Gobierno en 2006. Para 2008, la información estadística se obtuvo del INEE con cálculos con base en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2008 del INEGI.

La variable violencia (V_t) se representa a través de la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes como una variable aproximada. La información estadística de esta variable fue obtenida a partir de los datos presentados por Aguirre (2016). Cabe señalar que para construir esta serie se recopiló información proveniente de las estadísticas de mortalidad del INEGI; sin embargo, para el periodo anterior a 1990 se recurrió al Sistema Nacional de Información de Salud donde se ubica una base de datos sobre causas de mortalidad. De igual manera, las cifras de la población se obtuvieron de los Censos Nacionales de

Población del INEGI y los valores intermedios fueron calculados por la media geométrica.

En cuanto al Capital Físico (K_t) esta variable representó una dificultad porque en México no existen series estadísticas oficiales de acervos de capital, por lo que se utilizó el Método de Inventarios Perpetuos (MIP) para obtener una medida aproximada del stock de capital con una tasa de depreciación geométrica. El factor de ajuste de Almon (1999) se utiliza en Shiau *et al.* (2002) y plantea que la cantidad de stock de capital existente en el momento t puede generarse a partir de la serie temporal de inversión. La técnica comúnmente utilizada para hacer esto es asumir una cierta tasa de depreciación del *stock* de capital y acumular la inversión a través de la siguiente identidad:

$$KS_t = (1 - \delta)KS_{t-1} + I_t \quad (8)$$

Dónde: KS_t = Stock de capital real, δ = Depreciación y I_t = inversión real o Formación Bruta de Capital Fijo. De acuerdo con Loría & De Jesús (2007) esta técnica supone que el *stock* de capital es cero en el primer año de los datos de inversión, es decir, $KS_0=0$ y $KS_1=I_1$ y así sucesivamente. Este procedimiento representa una desventaja técnica porque la tasa de depreciación comienza a aplicarse varias observaciones después puesto que sólo a

partir de la observación número tres se comienza a acumular el capital estimado a la inversión.

La serie resultante estará muy subestimada hasta que el capital existente en el primer año de la serie de inversiones ya no esté en uso. Para el propósito de este estudio, se aplica por conveniencia una tasa de depreciación supuesta del ocho por ciento ($\delta = 0.08$). Se incorpora un factor de ajuste (Adj_t) que tiene como función normalizar la serie de KS que resulta del MIP.

El factor de ajuste se expresa de la siguiente manera (Almon 1989):

$$Adj_t = (1 - \delta)Adj_{t-1} + 1 \quad (9)$$

Se asume que $Adj_t = 1$ para la observación inicial y crece hasta alcanzar el valor de equilibrio de la tasa de depreciación promedio igual a $1/\delta$. Aplicando el factor de ajuste sobre la serie del capital obtenido con el MIP se estima una nueva serie llamada *stock* de capital físico real ajustado que se expresa de la siguiente manera:

$$K_t = \frac{KS_t / Adj_t}{\delta} \quad (10)$$

De acuerdo con los autores, los resultados de esta nueva serie (K_t) se tienen resultados consistentes. Esta serie no inicia en cero y la serie presenta las fluctuaciones de la actividad económica y la tendencia de la Formación Bruta de Capital Fija. De igual manera se observa que existe una brecha considerable en las primeras observaciones que va desapareciendo a medida que el factor de ajuste se aproxima a la tasa de depreciación ($1/\delta$). En la figura 1 se observan las series de la Formación Bruta de Capital Fijo en niveles y el stock de capital físico ajustado ya normalizadas.

En cuanto al método de estimación se utiliza la cointegración. El análisis de cointegración fue formalizado por Engle & Granger (1987). Estos autores definen a la

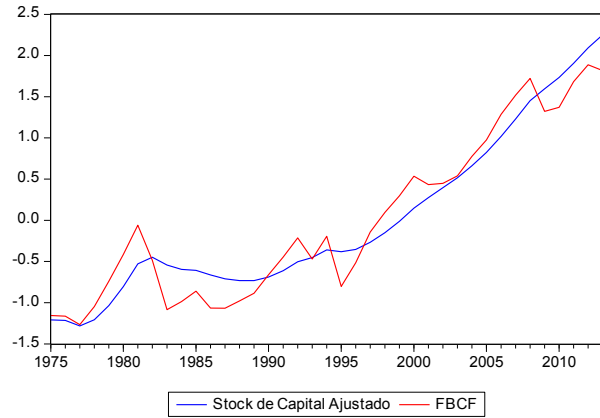


Figura 1. Stock de Capital ajustado y Formación Bruta de Capital Fijo, 1975-2013 (Fuente: Elaboración propia).

cointegración como relación de largo plazo entre variables que se mueven juntas. Para examinar series de tiempo en datos financieros usando cointegración, las series en su forma de nivel deben ser no estacionarias e integradas de orden uno, escritas como $I(1)$. A su vez, se señala que una variable es de orden uno cuando se vuelve estacionaria después de diferenciarla una vez. Se dice también que las variables están cointegradas si son $I(1)$ y tienen una combinación lineal, que es estacionario sin la necesidad de diferenciar los datos.

El punto de partida para el método de cointegración propuesto por Johansen & Juselius (1990) es un VAR (Vector Autorregresivo) sin restricciones. El VAR fue introducido por Sims (1980) como una técnica que podía ser utilizada en los estudios macroeconómicos para caracterizar el comportamiento dinámico conjunto de una colección de variables sin requerir fuertes restricciones del tipo necesario para identificar parámetros estructurales subyacentes. Se ha convertido en un método predominante de modelado de series de tiempo.

La cuestión importante es conocer la manera de detectar el número de vectores de cointegración. El método de Johansen

proporciona no sólo las estimaciones directas de los vectores de cointegración, sino que también nos permite construir pruebas para el orden (o rango) de cointegración, r .

El método anterior requiere de la condición de que todas las variables incluidas en la ecuación a estimar deben ser integradas del mismo orden por lo que se procede a verificar esta condición. Si se encuentra que las variables presentan el mismo orden y que existe una ecuación de cointegración entre ellas, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre ellas y que se puede estimar un modelo de corrección de error que describa el comportamiento de las variables a lo largo del tiempo.

El método de cointegración de Johansen requiere el análisis de las series para determinar si presentan o no raíz unitaria. La literatura señala que una serie estadística no tiene raíz unitaria cuando el proceso estocástico generador de la serie es estacionario, es decir, "si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende solo de la distancia o rezago entre estos dos periodos y no del tiempo en el que se calculó la covarianza" (Gujarati 2010, 740).

Es necesario conocer con seguridad si los regresores son variables $I(0)$ o $I(1)$ y si la variable dependiente es $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis sea $I(d)$, con $d \geq 2$. Para ello, comenzamos examinando el grado de integración de las series, mediante la utilización de una combinación de contrastes de estacionariedad. Por una parte, se emplean los contrastes no paramétricos de raíces unitarias propuestos por Phillips & Perron (1998) que, como es bien sabido, generalizan la especificación del proceso generador de datos, abandonando el supuesto simplicador de perturbaciones idénticas e

independientemente distribuidas subyacente en los contrastes clásicos de Dickey & Fuller (1979), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación. Por otra parte, se complementa el análisis con los contrastes propuestos por Kwiatkowski *et al.* (1992) cuya hipótesis nula es la estacionariedad (es decir, la inversa de los contrastes de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller).

Los contrastes de Phillips-Perron sugieren que la hipótesis nula de que las variables contienen una raíz unitaria no puede rechazarse en ningún caso a los niveles usuales de significatividad, mientras que la existencia de una segunda raíz unitaria se rechaza para todas las series estudiadas. Por su parte, los resultados obtenidos para los contrastes de KPSS rechazan la hipótesis nula de estacionariedad en las series en niveles al uno por ciento, mientras que sólo rechazarían esta hipótesis al 10 % para el estadístico $\eta\mu$ de la primera diferencia de nuestra variable aproximativa del empleo (l_t).

Lo que se busca es que las series sean estacionarias y evitar las regresiones espurias, es decir, que dos variables completamente independientes pueden aparecer como significativamente asociadas entre sí en una regresión, únicamente por tener ambas una tendencia y crecer a lo largo del tiempo Granger (1988). Además, se busca que las series analizadas sean del mismo orden de integración y contengan una tendencia estocástica, que puedan compartir la misma tendencia común.

El análisis de estacionariedad es fundamental para todo el análisis de cointegración por lo que primero se analiza la naturaleza de la tendencia del PIB en términos del trabajo a través de la evaluación de la existencia de raíces unitarias en esta serie con base en las pruebas anteriormente descritas. El análisis se lleva a cabo

para el periodo muestral completo (1975-2013). El mismo análisis se lleva a cabo para las otras variables aquí consideradas. Las pruebas se realizan para el logaritmo natural de la serie en nivel y para su primera diferencia.

La tabla II muestra los resultados de las pruebas realizadas de detección de raíces unitarias para determinar el orden de integración de las series estudiadas. La

hipótesis nula (H_0) de esta prueba es que la serie tiene raíz unitaria, y la hipótesis alternativa (H_a) es que la serie es estacionaria. Al no poder rechazar la hipótesis nula se asume que la serie es no estacionaria o de orden uno, I (1). Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF) de raíces unitarias para todas las series indican que tienen una raíz unitaria, ya que cuando se realizó la prueba en niveles no se pudo

Tabla II. Pruebas de raíces unitarias para las series, 1975-2013.

Variable	Modelo	Pruebas			
		ADF	DF-GLS	PP	KPPSS
$(Y/T)_t$	1	-0.0307 (-1.9509) *	-	-0.2611 (-1.9498)	-
	2	-1.7169 (-2.9511) *	-1.7697 (-1.9498)	-1.9326 (-2.9411)	0.1539 (0.4630)
	3	-1.5478 (-3.5484) *	-1.7719 (-3.1900)	-1.8180 (-3.5330)	0.1516 (0.1460)
$\Delta(Y/T)_t$	1	-3.4738 (-1.9513) *	-	-5.1706 (-1.9501)	-
	2	-3.4135 (-2.9540) *	-5.1633 (-1.9501)	-5.1064 (-2.9434)	0.1193 (0.4630)
	3	-3.7127 (-3.5529) *	-5.2004 (-3.1900)	-5.0803 (-3.5366)	0.0614 (0.1460)
E_t	1	2.1211 (-1.9509) *	-	3.2606 (-1.9498)	-
	2	-2.6364 (-2.9511) *	-0.2307 (-1.9516)	-0.4385 (-2.9411)	0.7335 (0.4630)
	3	-1.3134 (-3.5484) *	-1.5959 (-3.1900)	-2.3227 (-3.5330)	0.1721 (0.1460)
ΔE_t	1	-1.8697 (-1.9513) *	-	-5.3529 (-1.9501)	-
	2	-3.8985 (-2.9540) *	-2.7350 (-1.9513)	-6.3146 (-2.9434)	0.0892 (0.4630)
	3	-5.9971 (-3.5529) *	-5.4725 (-3.1900)	-6.2333 (-3.5366)	0.0871 (0.1460)
$(K/L)_t$	1	0.1586 (-1.9500) *	-	0.6885 (-1.9498)	-
	2	-1.7868 (-2.9511) *	-0.8957 (-1.9503)	-2.2095 (-2.9411)	0.3925 (0.4630)
	3	-1.7868 (-2.9511) *	-0.6719 (-3.1900)	-0.6391 (-3.5330)	0.1911 (0.1460)
$\Delta(K/L)_t$	1	-2.9609 (-1.9501) **	-	-2.9688 (-1.9501)	-
	2	-2.9718 (-2.9484) ***	-2.2341 (-1.9506)	-2.8508 (-2.9434)	0.5681 (0.4630)
	3	-4.0282 (-3.5442) *	-3.9842 (-3.1900)	-3.4710 (-3.5366)	0.0701 (0.1460)
V_t	1	-0.1785 (-1.951000) *	-	-0.0472 (-1.9498)	-
	2	-1.8503 (-2.9511) *	-1.8709 (-1.9501)	-1.6434 (-2.9411)	0.2452 (0.4630)
	3	-2.3434 (-3.5484) *	-2.0560 (-3.1900)	-1.5314 (-3.5330)	0.1005 (0.1460)
ΔV_t	1	-2.6089 (-1.9513) *	-	-4.2462 (-1.9501)	-
	2	-4.1762 (-2.9434) **	-3.9835 (-1.9501)	-4.1907 (-2.9434)	0.1341 (0.4630)
	3	-4.0962 (-3.5366) **	-4.2113 (-3.1900)	-4.1125 (-3.5366)	0.1051 (0.1460)

Las series se tomaron en logaritmos. Las pruebas realizadas son Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (*con cuatro rezagos, ** cinco rezagos, *** tres rezagos), Dickey-Fuller con Mínimos Cuadrados Generalizados (DF-GLS), Phillip-Perron (PP), Kwtkowsky, Phillips, Phillips y Shin (KPPS) en el cual se contemplan los modelos: 1) Sin intercepto y sin tendencia, 2) con intercepto y 3) con intercepto y tendencia. En Pruebas ADF, DF-GLS y PP: Hipótesis nula: Raíz unitaria. En prueba KPPS, Hipótesis nula: estacionariedad. En paréntesis se anota el valor crítico al nivel del 5 por ciento. Las letras en negritas indican que la prueba de raíz unitaria es significativa al 95 por ciento de confianza. Pruebas realizadas en Eviews.

rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en ninguno de los casos. En cambio, cuando la prueba se realizó en las primeras diferencias de las series en la mayoría de los casos se rechazó la hipótesis nula. La misma conclusión se tuvo cuando se utilizó la prueba DF-GLS de raíz unitaria y que corrobora los resultados de la prueba anterior, es decir, en todas las variables, cuando se aplicó la prueba en primeras diferencias en todas las variables, se rechazó la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria.

Los resultados de la prueba Phillip-Perron sugieren de igual manera que todas las series tienen una raíz unitaria en sus niveles y que son estacionarias en primeras diferencias. También al aplicar la prueba KPSS de estacionariedad a las series en cuestión se obtuvo que, a partir de las pruebas en niveles, los resultados indican que en la mayoría de los casos poseen una raíz unitaria, mientras que sucede lo contrario con las series en primeras diferencias, corroborando que las series son del orden uno.

Tabla III. Estimación del VAR. Muestra ajustada: 1976-2013. Observaciones incluidas: 38 después de ajustes Error estándar en () y estadístico t en [] (Fuente: Elaboración propia).

Variable	LYL	LV	LKSAL	LE
LYL (-1)	0.819893	-0.375047	0.461227	0.350843
	-0.17062	-0.61456	-0.13112	-0.15084
	[4.80540]	[-0.61027]	[3.51748]	[2.32596]
LV (-1)	0.819893	-0.008322	0.006594	0.033979
	-0.17062	-0.08574	-0.01829	-0.02104
	[4.80540]	[10.2749]	[0.36044]	[1.61462]
LKSAL (-1)	-0.000662	0.584641	0.798629	-0.190946
	-0.08461	-0.30478	-0.06503	-0.0748
	[-0.00783]	[1.91826]	[12.2812]	[-2.55258]
LE (-1)	-0.00525	0.222037	0.006159	0.942932
	-0.03842	-0.1384	-0.02953	-0.03397
	[-0.13663]	[1.60429]	[0.20856]	[27.7581]
C	-0.660523	0.300262	1.108308	0.782048
	-0.47476	-1.71006	-0.36486	-0.41972
	[-1.39128]	[0.17559]	[3.03759]	[1.86327]
R-Cuadrada	0.667191	0.849897	0.966272	0.984288
R-Cuadrada Ajustada	0.667191	0.849897	0.966272	0.984288
Sumatoria residuales	0.036645	0.475432	0.021644	0.028641
Error estándar	0.033324	0.120029	0.02561	0.02946
Prueba de F	16.539	46.71244	236.3528	516.8369
Log Probabilidad	78.01747	29.32156	88.02235	82.70006
Criterio AIC Akaike	-3.843025	-1.280082	-4.369598	-4.089477
Criterio SC Schwarz	-3.627553	-1.06461	-4.154126	-3.874005
Media dependiente	-3.844263	2.769985	-3.131559	1.893795
Desviación estándar dependiente	0.054552	0.292583	0.131694	0.221963

De la Tabla II se desprende que en la mayoría de los casos las variables estudiadas no resultaron estacionarias en niveles, lo que determinó que se aplicara la primera diferencia del logaritmo para poder rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, significando que las series analizadas son integradas de orden uno $I(1)$. Este procedimiento, además de las ventajas estadísticas que tiene, posee el atractivo adicional, que la primera diferencia del logaritmo constituye una aproximación a la tasa de crecimiento.

Una vez determinado que las variables consideradas poseen el mismo orden de integración encontrando que las series son del mismo orden integración $I(1)$ en niveles y de orden $I(0)$ en primeras diferencias, es decir, son estacionarias en primeras diferencias podría entonces existir una relación estable entre las variables integradas lo que sugiere una posible cointegración entre las series y se procede a aplicar el enfoque de Cointegración de Johansen.

Siguiendo a Loría (2010) el punto de partida es el Vector Autorregresivo (VAR), por lo que se procede a especificar un modelo para el caso de las variables analizadas (Tabla III). Luego se determina el retardo óptimo del VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco. La longitud del retardo no es recomendable que sea corto ni muy largo. Si el retardo es muy corto probablemente no capture la dinámica del sistema que está siendo modelada. Por otra parte, si es muy larga, se corre el riesgo de perder grados de libertad y tener que estimar un número muy grande de parámetros. El retardo óptimo es esencial por cuanto es la base para el cálculo del número de vectores de cointegración.

Es complicado realizar inferencia estadística a partir de los coeficientes estimados

de los parámetros del VAR, debido a que algunos no son estadísticamente significativos. Sin embargo, como señala Loría (2010) la falta de significancia estadística no necesariamente implica la inexistencia de una relación o que no aporten información para explicar la variable dependiente.

Se realizó con la prueba de Wald que consiste en realizar una prueba de significancia estadística F para cada conjunto de los coeficientes de la misma variable. La hipótesis nula plantea que cada variable no aporta información para explicar el producto. De acuerdo con los resultados se rechaza la hipótesis nula para el caso de las variables (Y/L) y (K/L) , lo que se traduce en que las demás variables con sus respectivos rezagos contienen información importante para explicar a la variable (Y/L) . Una de las ventajas de los resultados obtenidos es que podemos examinar la raíz inversa del polinomio autorregresivo del VAR. Esto actúa como una prueba de estabilidad del modelo estimado. Estas raíces se pueden representar también como puntos en el círculo unitario.

La condición suficiente para que un modelo VAR sea estable y estacionario es que los eigenvalores de las matrices de los coeficientes sean menores a uno. En el modelo las raíces invertidas reales e imaginarias del polinomio característico autorregresivo tienen un módulo inferior a uno. Lo que indica que el sistema es estable y estacionario. Lo que se concluye que hay una tendencia común, por lo que hay que esperar la existencia de un vector de cointegración.

Para determinar el orden de los rezagos a ser incluidos en el VEC, se analiza el VAR en niveles, y a través de los criterios de información se realiza la selección de rezagos adecuados. El software utilizado proporciona los valores de los criterios de razón de verosimilitud (LR), error de

predicción (FPE), Akaike (AIC) *Schwartz* (SC) y *Hannan-Quinn* (HQ). La prueba se realizó especificando un máximo posible de seis rezagos. Los criterios LR, SC y HQ indican un retardo. Los criterios FPE y AIC señalan tres retardos. El número de retardos en el modelo de VAR se tomaron utilizando el criterio de *Schwartz*, es decir un retardo, este criterio es utilizado en la cointegración de *Johansen*. Los resultados de la prueba de selección de rezagos del VAR que indica que el orden de rezagos es uno, por lo tanto, los datos pueden representarse en un VAR de primer orden, VAR (1).

La siguiente prueba consistió en determinar si los residuos siguen una distribución normal multivariada. El criterio de decisión señala que se rechace a H_0 si Prob es menor o igual a 0.05 y no se rechace a H_0 si Prob es mayor que 0.05. En este caso tomadas en conjunto las variables analizadas no siguen una distribución normal multivariada. No obstante, Fernández-Corugedo (2003) señala que resulta más importante que el VAR cumpla con la prueba de errores no autocorrelacionados que con la normalidad multivariada.

Otro supuesto del modelo de regresión lineal es que todos los términos errores tienen la misma varianza. Si este supuesto se satisface, entonces se dice que los errores del modelo son homocedásticos de lo contrario son heteroscedásticos. De acuerdo con los resultados de la probabilidad asociada al estadístico de Chi cuadrada de *White* del modelo VAR especificado, a un nivel de significancia del 5 por ciento, se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad en los residuos del modelo ya que la probabilidad de manera conjunta de dicha prueba es mayor al 0.05. Los resultados de esta prueba sugieren que no se puede rechazar la hipótesis nula de residuos homocedásticos puesto que

la probabilidad asociada al estadístico de prueba (Joint Test) es mayor a 0.05. Con base en el análisis econométrico y de los residuos, se concluye que existe evidencia suficiente para argumentar que la longitud óptima del sistema VAR es de un retardo, que conduce a cumplir con el requisito de estabilidad del sistema y que los residuos cumplen con los supuestos de *Gauss Markov*, relativos a la ausencia de autocorrelación y la heterocedasticidad.

La prueba de Cointegración de Johansen

La prueba de Johansen (1988, 1991) es un método aplicable a series de tiempo que tienen indicios de cointegración. Se aplica a sistemas de ecuaciones y se basa en modelos de Vectores Autorregresivos (VAR). Se trata de una prueba de Máxima Verosimilitud. En nuestro caso se tiene que las variables analizadas se encuentran contenidas en el vector siguiente:

$$Y_t/L_t = (V_t, E_t, (K/L))'$$

Su equilibrio de largo plazo, o ecuación de cointegración, será:

$$\beta' Y/L_t = \beta \ln V_t + \beta \ln E_t + \beta \ln(K/L)_t = 0$$

Donde $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3) \neq 0$ es el vector de cointegración.

Si las variables del vector Y_t son integradas de orden uno se procede a probar si existe ese vector, es decir, si las variables están cointegradas. Con la prueba de Johansen se procede a estimar la matriz de coeficientes a partir de un VAR sin restricciones, para luego probar las hipótesis nulas correspondientes al rango reducido de dicha matriz. Si se encuentra que las variables tienen el mismo orden de integración, y que existe una ecuación de cointegración entre ellas, se podrá concluir que existe una relación de largo plazo entre ellas. Además de dicho resultado permitiría estimar un modelo de corrección de

Tabla IV. Resultados de la prueba de la Traza y Valor Característico Máximo de Johansen.

Periodo	Ho: rango = r	Estadístico de la traza (LRT)	Valor de p	Valor crítico al 5%	Valor característico máximo	Valor de p	Valor crítico al 5%
1975-2013	r = 0	56.18649*	0.0068	47.85613	35.62349*	0.0038	27.58434
	r ≤ 1	20.56300	0.3854	29.79707	16.16690	0.2153	21.13162
	r ≤ 2	4.396097	0.8473	15.49471	4.112505	0.8473	14.26460
	r ≤ 3	0.283593	0.5944	3.841466	0.283593	0.5944	3.841466

* Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5 por ciento de significancia.
Fuente: Elaboración propia en Eviews 9.

Tabla IV. Pruebas de causalidad de Granger y de exogeneidad de bloque.

Hipótesis nula:	χ^2	Probabilidad
Violencia no causa a Producto	0.122227	0.7266
Capital humano no causa a Producto	0.018667	0.8913
Capital físico no causa a Producto	6.12E-05	0.9938
Producto no causa a Violencia	0.372430	0.5417
Capital humano no causa a Violencia	2.573744	0.1087
Capital físico no causa a Violencia	3.679705	0.0551
Producto no causa a Capital humano	5.410078*	0.0200
Violencia no causa a Capital humano	2.606991	0.1064
Capital físico no causa a Capital humano	6.515659*	0.0107
Producto no causa a Capital físico	12.37264*	0.0004
Violencia no causa a Capital físico	0.129916	0.7185
Capital humano no causa a Capital físico	0.043496	0.8348

* Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5 por ciento de significancia. Fuente: Elaboración propia.

error que reporte el comportamiento de dichas variables a lo largo del tiempo.

Aplicando la prueba de cointegración de Johansen el software nos proporciona seis opciones. Dado que no se tiene certeza con respecto a cuál opción usar se procede a analizar todos los propuestos por la prueba. Dada la información

proporcionada por los resultados obtenidos del uso del caso seis y la regla práctica de Katarzyna (2007), en nuestro caso utilizamos la opción tres de la prueba, es decir, se asumió intercepto en la ecuación de cointegración. Como ya se mencionó, el planteamiento de la hipótesis para las Prueba de la Traza (r) y del Máximo Valor Propio es el siguiente. La hipótesis nula se muestra como *NONE* (ninguna) en el *software* utilizado: $H_0: r = 0$ (no existen vectores de cointegración) y $H_a: r=1$ (existe un vector de cointegración). La regla de decisión señala que debe rechazarse H_0 cuando el valor estadístico de la Traza o el Máximo Valor Propio sea mayor que el valor crítico seleccionado; y debe aceptarse H_0 cuando el valor estadístico de la Traza o el Máximo Valor Propio sea menor que el valor crítico seleccionado.

Los resultados reportados en la Tabla IV indican la existencia de al menos un vector de cointegración entre las variables. Esto implica que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la violencia, el capital humano, el capital físico y el crecimiento del producto.

El procedimiento de Johansen (1988) señala que existe al menos un vector de cointegración de acuerdo con el estadístico de la prueba de la traza. Al mismo tiempo, la prueba de Máximo Valor Propio indica que existe un solo vector o relación de cointegración dado que al nivel

del cinco por ciento es mayor el estadístico de prueba ($56.18 > 35.62$). Lo anterior significa que existe al menos una relación estable de largo plazo entre las variables estudiadas. De acuerdo con la prueba de Johansen bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración, tendencia lineal en los datos y un rezago en los términos del VAR se procedió a estimar el modelo de Vector de Corrección de Error (VEC).

Como las variables están cointegradas, las relaciones dinámicas de largo plazo solamente pueden estudiarse con este tipo de modelos, ya que permiten ajustar los desequilibrios que se presentan en el corto plazo con respecto a las relaciones de largo plazo, incorporando parámetros de ajuste que permiten que las variables retornen o converjan a su relación de equilibrio de largo plazo.

Por otro lado, el método de Johansen no permite conocer la posible causalidad de las variables, solo indica la asociación a largo plazo. La causalidad fue formalizada de forma pionera por la prueba de causalidad en el sentido de Granger. Esta es una técnica utilizada que acompaña al método de cointegración de Johansen para determinar si una serie de tiempo es significativa para pronosticar otra (Granger 1969 In: Kumari & Malhotra 2014). La prueba de causalidad busca determinar si los valores pasados de una variable ayudan a predecir los cambios en otra variable. En general, se puede señalar que la prueba en el sentido de Granger establece que una variable X causa a Y si los valores pasados de X pueden explicar el comportamiento de Y. Sin embargo, lo anterior no garantiza que X cause Y, es por ello por lo que se señala "causalidad en el sentido de Granger" en lugar de solo "causalidad". Si los valores pasados de X tienen poder explicativo para los valores actuales de Y,

al menos sugiere que X podría estar causando Y.

La Tabla V muestra los resultados de dicha prueba de causalidad. La hipótesis nula plantea que la violencia y cada una de las otras variables no causan el producto y viceversa. La prueba consiste en determinar estadísticamente si el pasado de estas variables contiene información que preceda al comportamiento de las otras variables y, por tanto, contribuyen a su explicación. Con los valores p estimados no es posible rechazar las hipótesis nulas de que existe relación causal entre las variables consideradas.

En la tabla anterior se puede observar que no existe causalidad de la violencia, capital físico y capital humano hacia el producto, aunque sí en sentido inverso con respecto al producto hacia el capital humano y capital físico y de este último hacia el capital humano. Sin embargo, lo anterior no significa que las variables no ejerzan una causalidad de manera mutua, sino que no es clara la relación (Loría 2010). Un análisis alternativo a éste tendría que incluir otras variables que, sin embargo, quedan fuera del alcance de este trabajo.

Resultados del VEC con y sin restricciones

La estimación de un modelo VEC para las variables se lleva a cabo en dos etapas. En el primer paso, estimamos las relaciones de cointegración del procedimiento de Johansen como se usan en el ensayo de cointegración. A continuación, construimos los términos de corrección de errores a partir de las relaciones de cointegración estimadas y estimamos un VAR en las primeras diferencias incluyendo los términos de corrección de errores como regresores. En la Tabla VI se presentan los resultados del modelo VEC.

Tabla VI. Resultados del modelo VEC sin restricciones.

VARIABLES DEL SISTEMA	CONSTANTE	β_1	β_2	β_3	β_4
Componentes del vector Cointegración estimado β'	2.449940	1	0.038508 (0.01163)	-0.053976 (0.02062)	-0.44400 (0.02974)
		α_1	α_2	α_3	α_4
Componentes del vector de velocidades de ajuste estimado α'		-0.544972 (0.2846)	-1.65189 (1.11616)	0.659422 (0.26466)	-0.44400 (0.02974)

Entre paréntesis se presenta la desviación estándar de los estadísticos. La longitud del rezago del VAR es uno. Fuente: Estimación propia utilizando Eviews 9.

El vector de cointegración estimado fue:

$$\beta' = (1 \ -0.038508 \ + \ 0.053976 \ + \ 0.444006)'$$

Puede notarse que el vector ha sido normalizado para que el coeficiente de β_1 sea 1. Con el ordenamiento del vector de variables cointegradas se tiene que el equilibrio de largo plazo del sistema puede representarse como:

$$\ln(Y/L)_t = -2.449940 - 0.038508 \ln V_t + 0.444006(K/L)_t + 0.053976 \ln E_t + \varepsilon$$

Con respecto al vector α estimado de velocidades de ajuste es posible reescribirlo como:

$$\alpha' = (-0.544972 \ -1.651895 \ 0.659422 \ 0.214529)'$$

De acuerdo con la estimación anterior, se muestra que la variable violencia responde más rápido ante desequilibrios de corto plazo, convergiendo más rápidamente al equilibrio de largo plazo que las demás variables analizadas.

Se observa que los signos de los coeficientes estimados son los esperados. La ecuación de cointegración representa una ecuación del PIB en términos del trabajo empleado cuyos signos de los coeficientes obtenidos son los propuestos inicialmente, por lo que se comprueba la hipótesis inicial. Los aumentos en las variables de capital físico estimado por el Método de Inventarios Perpetuos y capital humano

medido por la escolaridad promedio tienen un impacto positivo en el largo plazo, mientras que un aumento de la violencia medida por la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes se relaciona de forma negativa.

De acuerdo con los coeficientes estimados, con un aumento de un año de escolaridad promedio el producto por trabajador tiende a crecer alrededor de un 0.05 por ciento, mientras que el capital físico si crece en uno por ciento, la economía tiende a crecer cerca de un 0.44 por ciento lo que se observa que la participación del capital es positiva y de mayor impacto que el capital humano. Por último, un incremento de la violencia en uno por ciento tiende a reducir al producto en un 0.03 por ciento.

Es de notar que la elasticidad del producto al capital físico estimado (0.44) resulta estar en niveles por encima al de otros estudios en el ámbito internacional que oscilan entre 0.246 y 0.35. Por su parte, la elasticidad del producto al capital humano (0.053976) se ubica muy por debajo de los encontrados en estudios como Molina (2011), Posada (1993), González *et al.* (1999) y Castro (2014) en el cual las estimaciones son de 0.77, 0.84 y 0.99 respectivamente. En el caso de Gaviria (2005) el valor encontrado fue de 0.85.

Un resultado interesante es el coeficiente estimado de la violencia. De acuerdo con

las estimaciones de este trabajo encontramos un coeficiente que se ubica dentro del rango encontrado en otros trabajos que es relativamente elevado, lo que se traduce en una alta correlación del producto respecto a la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes. Por cada punto porcentual que aumente la violencia, el producto baja 0.03 por ciento. En otros trabajos (Cárdenas 2007, Molina 2011, Cotte 2012) que utilizan la misma metodología el coeficiente de la tasa de homicidios resultó menor al encontrado aquí.

A continuación, se estimó un modelo inicial de corrección de errores en el que se incluyó la relación de cointegración en la estimación. El coeficiente asociado a β_1 en los componentes del vector de velocidades de ajuste indica que alrededor de 0.16 de la discrepancia del logaritmo del producto del presente y de largo plazo (equilibrio) tiende a ser corregido cada año. Este resultado es muy parecido al encontrado por Molina (2011) que es del 13 por ciento y el encontrado por Gaviria (2005) que estima una velocidad de ajuste del 15 por ciento.

Se observa que el término corrección

de error de la ecuación $D(LKSAL)$ no fue significativamente diferente de cero en términos estadísticos, lo que se traduce en que esta ecuación no contribuye a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando este es perturbado por la ocurrencia de un shock inesperado en el corto plazo que hace que estas se desvíen temporalmente de él. Sin embargo, las otras dos ecuaciones si contribuyen a la consecución del equilibrio en el largo plazo. En particular, la ecuación $D(LV)$ corrige un 62 por ciento del desequilibrio por periodo y la ecuación $D(LE)$ un 11 por ciento.

Lo anterior significa que las desviaciones a partir de la tendencia (de largo plazo) compartida por las cuatro variables (cointegradas) del modelo describen mejor con movimientos transitorios del capital humano y la violencia, que con movimientos transitorios del capital. Es decir, que cuando esta última variable se desvía de su razón habitual con las restantes, son el capital humano y la violencia, las que proyectan el ajuste hasta que la relación de equilibrio se restaure de nuevo.

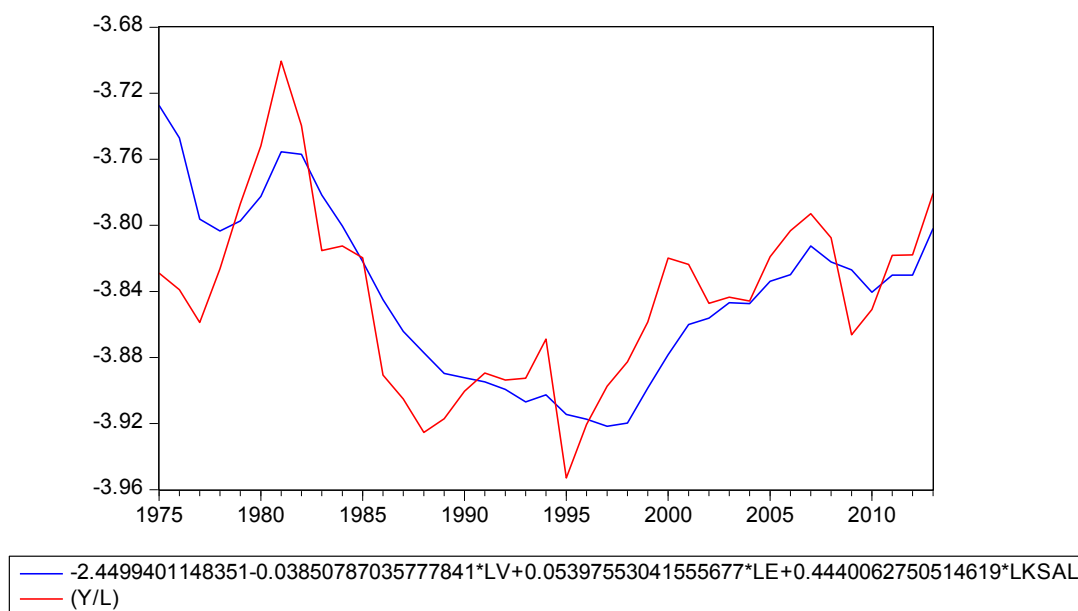


Figura 2. Bondad de ajuste de la ecuación de cointegración de Johansen, 1975-2013 (Fuente: Elaboración).

Para observar la capacidad de reproducción del proceso generador de información de la ecuación estimada utilizamos el vector de cointegración normalizado y despejando la variable (Y/K) lo graficamos contra la variable observada, mostrándose en el siguiente gráfico. La figura 2 muestra el (Y/L) observado y el que se generó de la ecuación de cointegración y a partir de este contraste se evalúa visualmente el grado de ajuste de la estimación.

Se puede observar en la Figura 2 que la estimación logra un aceptable ajuste porque capta la tendencia histórica y la mayoría de los quiebres de la muestra, aunque no con mucha precisión. De ahí que podemos aceptar que este modelo estadístico es una aproximación al proceso generador de información.

Por otro lado, el análisis de impulso-repuesta es un instrumento útil para evaluar la congruencia y la sensibilidad dinámica de las variables incluidas en el modelo (Loría 2010). Este análisis muestra la respuesta dinámica de la variable de interés en el sistema VAR ante choques en los términos de error o innovaciones de todas las variables endógenas, excluyendo el efecto de las variables consideradas exógenas.

Debido a que nuestro objetivo se centra en el producto y sus relaciones con el capital físico, humano y la violencia, se presentan los resultados de respuesta de la variable producto ante un choque de la misma variable, la violencia, el capital humano y el capital físico. El horizonte utilizado fue de 10 periodos. Un choque positivo de la variable (Y/L) en el periodo t de 0.033 puntos porcentuales (pp) (cambio en los errores equivalente al valor de su desviación estándar) produce un aumento de 0.27 pp en el periodo t+1, 0.022 pp en el periodo t+2, 0.018 pp en el periodo t+3, 0.015 pp en el periodo t+4 y a partir de ahí

se amortigua hasta desaparecer. Por otra parte, un choque negativo de la variable violencia de 0.0082 pp sobre el producto en el periodo t produce una disminución de 0.0077 pp en el periodo t+1, induce un efecto negativo en el periodo t+2 (-0.0072 pp) para seguir negativo hasta el periodo t+9 y luego desaparecer.

Resulta de acuerdo con lo esperado la respuesta del producto ante choques del capital humano y el capital físico. Un choque positivo del capital humano en el periodo t de 0.0053 pp sobre el producto produce un aumento de 0.0043 pp en el periodo t+1, 0.0043 pp en el periodo t+2, 0.0034 en el periodo t+3, y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer para luego pasa a ser negativo. Finalmente, se obtuvo que un choque positivo del Capital físico en el periodo t de 0.0227 pp produce un aumento de 0.0027 pp en el periodo t+1, de 0.185 pp en el periodo t+2, y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer en el periodo t+9.

Para validar los resultados obtenidos se realizaron las pruebas comunes de correcta especificación, como son normalidad, homocedasticidad y no correlación serial, en un contexto multivariado. En particular se realizaron las pruebas de independencia serial multivariada (LM) para evaluar la autocorrelación multivariada hasta el orden h, siendo h el orden de rezago del modelo; y la prueba de Portmanteau para evaluar autocorrelación de orden mayor a h. Ambas pruebas indican la aceptación de las hipótesis nulas, verificando que los residuales son independientes, por lo que hay confianza de que no se puede cometer errores sistemáticos y los resultados son consistentes. Las pruebas de heterocedasticidad para términos cruzados y no cruzados suponen que no existe este problema, aunque si el de normalidad. Al verificar la hipótesis de

distribución normal de los residuos de la especificación VEC, se determinó que este supuesto no se cumple. Pero como ya se ha mencionado arriba lo más importante en esta clase de modelos es que se cumpla con los supuestos de no autocorrelación (Fernández-Corugedo 2003).

La prueba de autocorrelación se utiliza para determinar la presencia de autocorrelación de cualquier orden. Según la prueba aplicada al sistema VEC, las probabilidades asociadas al estadístico LM no es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación hasta el rezago de orden dos. Lo anterior significa que, con la especificación hecha y el número de rezagos incluidos, el modelo cumple con el supuesto de no correlación serial en los residuos a un nivel de significancia del cinco por ciento.

También se obtiene la ecuación de corrector de errores (ECE) para la ecuación de cointegración estimada. Para ello se genera una nueva variable la cual contiene la ecuación de cointegración con corrector de errores. Una vez generado el vector, lo introducimos en el modelo especificado. El mecanismo de corrector de errores estimado implica que la variable generada es significativa y el valor de su coeficiente. Sin embargo, realizamos un proceso en el cual eliminamos

las variables menos significativas hasta lograr que todas las variables del modelo estimado fueran estadísticamente significativas. También se realizaron las pruebas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad para evaluando que si se cumple con los supuestos comunes de correcta especificación.

Utilizamos la misma especificación que se hizo en la ecuación de cointegración y se le agregan restricciones en el VCE. Estas restricciones se aplican a la matriz α o de coeficientes de ajuste y supone que su elemento i -ésimo es cero. De acuerdo con Loría (2010) de cumplirse tal condición se acepta a hipótesis nula de que la variable representada por este coeficiente es exógena respecto al vector de cointegración β , lo que se traduce en que no hay información relevante en los demás elementos o variables de ese vector que explique su comportamiento.

De acuerdo con los resultados obtenidos se muestra que con los valores probabilísticos obtenidos de la χ^2 todas las variables son significativas en el vector de cointegración (β), lo que significa que todas las variables aportan información relevante al modelo en el largo plazo. En cuanto al vector de ajuste (α) encontramos que solo con las variables producto y capital humano se puede rechazar la hipótesis

Tabla VIII. Resultados del modelo VEC sin restricciones.

VARIABLES DEL SISTEMA	CONSTANTE	β_1	β_2	β_3	β_4
Componentes del vector Cointegración estimado β'	-139.3359	-55.49310	-1.725703	2.772540	23.78903
		α_1	α_2	α_3	α_4
Componentes del vector de velocidades de ajuste estimado α'		0.016214 (0.00261) [6.22151]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.008971 (0.00474) [-1.89117]	0.000000 (0.00000) [NA]

Entre paréntesis se presenta la desviación estándar de los estadísticos. Longitud del rezago del VAR es 1. Fuente: Estimación propia utilizando Eviews 9.

nula de exogeneidad débil en el sentido de que estas variables en lo individual son endógenas respecto a β .

En virtud de que las velocidades de ajuste de la violencia y el capital físico no fueron significativas en términos estadísticos, se estimó un modelo restringido alternativo suponiendo que éstas son cero. Los resultados del segundo VEC se muestran en la Tabla VII.

Como se puede observar dicha tabla la nueva estimación muestra grandes cambios en relación con los resultados del modelo sin restricciones. Cambian los signos y los coeficientes de la ecuación de cointegración son distintos y al realizar las pruebas comunes en los modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios se detectaron problemas de autocorrelación en los residuos. Las pruebas realizadas tampoco aportan evidencia del cumplimiento del supuesto de distribución normal de los residuos.

Se observa también que los coeficientes de velocidad de ajuste del VEC restringido fueron menores a las del modelo VEC sin restricciones, siendo este último modelo más eficiente en ese sentido. Es importante señalar que el modelo VEC sin restricciones presentó las mejores características econométricas de acuerdo con las pruebas realizadas.

Conclusiones

En este documento se buscó determinar si el capital humano medido como años de escolaridad promedio y el capital físico, por un lado, tienen un impacto positivo en el crecimiento económico; y, por otro lado, si la violencia, medida como la tasa de homicidios por cada 100 mil habitantes tiene una relación negativa con el producto en el largo plazo para el periodo

1975 - 2016. Usando series de tiempo se buscó determinar la relación de largo plazo entre el capital, medido como formación bruta de capital fijo, el capital humano y el producto interno bruto. Usando la técnica de cointegración de Johansen (1988, 1991) y los modelos de corrección de errores (MCE). Las estimaciones de los modelos de crecimiento económico han empleado variables macroeconómicas para determinar los componentes del crecimiento económico, partiendo del modelo neoclásico de Solow (1956), teniendo en cuenta los postulados de Mankiw et al. (1992).

Este trabajo se centró en investigar la relación entre la violencia, el capital físico, capital humano y el producto en México. El estudio cubrió el periodo de 1975 a 2013. La estacionariedad de las series de tiempo se examinó con las pruebas de raíces unitarias ADF, ADF-GLS, KPSS y PP. Luego se realizó la prueba de causalidad en el sentido de Granger para conocer la dirección de la causalidad entre las variables y, se realizó la prueba de Máxima Verosimilitud de Johansen de Cointegración. Los resultados obtenidos sugieren que las variables estudiadas, es decir, la violencia, el capital humano, capital físico y el PIB real son integrados de orden uno. También los resultados obtenidos en el sentido de Granger sugieren que no existe causalidad de la violencia, capital físico y capital humano hacia el producto, aunque sí en sentido inverso con respecto al producto hacia el capital humano y capital físico y de este último hacia el capital humano.

Otra conclusión de este trabajo es que existe una relación de largo plazo entre las variables estudiadas de acuerdo con la prueba de Johansen y los resultados nos permiten identificar el comportamiento de las variables y cómo es su impacto en el largo plazo. Luego se procedió a estimar

el modelo de Vector de Corrección de Error (VEC) con y sin restricciones. En este modelo estimado se observa que las dinámicas de las variables analizadas se ajustan a una relación de equilibrio estable en el largo plazo. La evidencia empírica mostrada en este trabajo sugiere que, en México durante el periodo 1975-2013, tanto el capital físico como el humano tienen un impacto positivo al producto por trabajador. Caso contrario el de la variable violencia que lo afecta negativamente.

Agradecimientos

Los autores agradecen las observaciones de dos revisores anónimos que proporcionaron valiosos comentarios.

Referencias

- Aguirre Botello, M. 2016.** México, tasa de homicidios por 100 mil habitantes desde 1931 a 2016. Consultado en 29 de enero de 2021: www.mexico-maxico.org/Voto/Homicidios100M.htm,
- Almon, C. 1999.** The craft of economic modeling, Needham Heights, Ginn Press, 4ta edition.
- Amodio, F. & M. Di Maio. 2014.** Making do with what you have: Conflict, firm performance, and input misallocation in Palestine. Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies Working Paper 379.
- Andrade González, S. 2014.** Criminalidad y crecimiento económico regional en México, Frontera Norte, Vol. 26, núm. 51, enero-junio.
- Ashby, N. J. & M. A. Ramos. 2013.** Foreign direct investment and industry response to organized crime: The Mexican case. *European Journal of Political Economy* 30:80-91.
- Bassanini, A. & S. Scarpetta. 2001.** Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? Evidence from Pooled Mean-Group Estimates, OECD Economics Department Working Papers, No. 282, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/424300244276>
- Barro, R. & L. Jong-Wha. 2010.** A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. NBER Working Paper No. 15902.
- Benhabib J. & Spiegel M.M. 1994.** The Role of human capital in economic development. Evidence from aggregate cross-country time, *Journal of Monetary Economics* 34, 1994 pp.143-173.
- Becker, Gary. 1993.** Human Capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. US: The University of Chicago Press.
- Bozzoli, C., T. Bruck & N. Wald. 2012.** Self-employment and Conflict in Colombia. *Journal of Conflict Resolution*, 57(1), 117-142.
- Camacho, A. & C. Rodríguez. 2013.** Firm exit and armed conflict in Colombia. *Journal of Conflict Resolution*, 57(1):89-116.
- Cárdenas, M. 2007.** Economic Growth in Columbia: A Reversal of Fortune?. Working Papers Series- Documentos de trabajo, febrero, No. 36. Disponible en <https://cutt.ly/djDuvxP>
- Castro Tapias, J. 2014.** Crecimiento económico y capital humano: Un análisis de cointegración para Colombia en el periodo 1960 - 2012. Documentos de trabajo. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad Católica de Chile. No. 31.
- Cotte Poveda, A. 2012.** Violence and economic development in Colombian cities: a dynamic panel data analysis. *Journal of International Development* 24: 809-827
- Cotte Poveda, A. & M. R. Castro Rebolledo. 2014.** Pobreza, violencia y desarrollo económico en la provincia de Sugamuxi: Un análisis para el periodo 2000-2010, *Revista Latinoamericana de Bioética*, Volumen 14, Número 1, Edición 26.
- De la Fuente, A & A. Domenéch. 2000.** A Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? Economic Department Working Paper No. 262, Paris: OECD.
- Dell, M. 2015.** Trafficking networks and the Mexican drug war. *American economic review*. Vol. 105, Num. 6, pp. 1738-1779.
- Detotto, C. & E. Otranto. 2010.** Does crime affect economic growth? *Kyklos*, 63(3), pp. 330-345.
- Driffield, N., C. Jones & J. Crotty. 2013.** International business research and risky investments, an analysis of FDI in conflict zones. *International business review*, 22(1), pp. 140- 155.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller. 1979.** Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association* 74(366a): 427- 431.

- Duran Pabón, I. M. 2011.** Conflicto armado y crecimiento económico municipal en Colombia, Tesis de maestría, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia.
- Enamorado, T., L. F. López-Calva & C. Rodríguez-Castelán. 2014.** Crime and growth convergence: Evidence from Mexico. *Economics Letters* 125(1): 9-13.
- Engle, R. F. & W. J. Granger. 1987.** Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Fernández- Corugedo, E. 2003.** Exercise on unit roots (including structural breaks), estimating a VECM and the implications of the VECM. Curso publicado por Center for Central Banking Studies (CCBS), Bank of England, CEMLA y el Banco Central de Argentina.
- Funke M., & H. Strulik. 2000.** On endogenous growth with physical capital, human capital and product variety, *European Economic Review* 44(3): 491-515.
- Gaviria Ríos, M. A. 2005.** Capital humano, externalidades y crecimiento económico en Colombia. *Ensayos de Economía* 15(27): 25-74.
- Granger, C. W. 1988.** Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3): 551-559.
- Gujarati, D. 2010.** *Econometría*, Mexico: Mc Graw Hill.
- Johansen, S. 1988.** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics and Control*. Volume 12, Issues 2-3, June-September.
- Johansen, S. 1991.** Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59: 1551- 1580.
- Johansen, S. & K. Juselius. 1990.** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
- Katarzyna, L. & P. Wójcik. 2007.** VEC model, the influence of export on economic growth, notas de clase. Disponible en <https://cutt.ly/8kUkKPE>
- Kumari, D. & N. Malhotra. 2014.** Export-Led Growth in India: Cointegration and Causality Analysis, *Journal of Economics and Development Studies* 2(2): 297-310.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin. 1992.** Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178.
- Loría, E. 2010.** *Econometría con aplicaciones*. México: Editorial Pearson.
- Loría, E. & L. De Jesús. 2007.** Los acervos de capital de México: una estimación, 1980-2004. *El trimestre económico* LXXIV (2): 475-485
- Mankiw, G., R. David & W. David. 1992.** A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 407-437.
- Mihalache-O'Keef, A. & T. Vashchilko. 2010.** Foreign direct investors in conflict zones. *Adelphi Paper* 50(412-413): 137-156.
- Mincer, J. 1974.** *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Molina, L. A. 2011.** El capital humano, la violencia y el crecimiento económico: un análisis de cointegración para Colombia (1950-2010). *Económicas CUC*. 38(1): 55-78. Doi: <http://dx.doi.org/10.17981/econcuc.38.1.03>
- Phillips, P. C., & P. Perron. 1988.** Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2): 335-346.
- Posada, C. E. 1993.** Crecimiento económico, capital humano y educación: la teoría y el caso colombiano posterior a 1945. *Revista Planeación y Desarrollo*. XXIV (edición especial).
- Romer, P. 1990.** Human capital and growth: theory and evidence, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 32, pp.251-286.
- Sims, C. A. 1980.** *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica* 48 (1): 1-48.
- Shiau, A., K. Kilpatrick & M. Matthews. 2002.** Seven percent growth for Mexico? A quantitative assessment of Mexico's investment requirement. *Journal of Policy Modeling* 24: 781-798.
- Solow, R. M. 1956.** A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65-94.
- Schultz, T. W. 1953.** The investment in Man: An Economist's View. *The Social Service Review* 33(2): 109-117