

# Determinantes del crédito y la morosidad en México

## Determinants of credit and defaulting in Mexico

---

Reyna Susana García-Ruiz\*<sup>1</sup>

Francisco López-Herrera\*\*

Salvador Cruz-Aké\*\*\*

(Fecha de recepción: 21 de septiembre de 2017. Fecha de aceptación: 9 de enero de 2018)

### RESUMEN

En este trabajo se analiza, tanto a corto como a largo plazo, los factores que influyen en el incumplimiento de las obligaciones derivadas de los créditos contraídos por parte de las empresas y las personas mexicanas. El análisis de corto plazo se realiza mediante un modelo de Correlación Dinámica Condicional asimétrico no normal que aporta evidencia empírica sobre la importancia de la volatilidad de la manufactura de los EUA y el tipo de cambio peso-dólar sobre la volatilidad del consumo y el incumplimiento local. El trabajo también aporta evidencia empírica sobre la relación cointegrante o de largo plazo entre los niveles de estas variables, dónde la manufac-

---

\* División de Investigación, Facultad de Contaduría e Investigación, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México  
grreinas@yahoo.com.mx

\*\* División de Investigación, Facultad de Contaduría e Investigación, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México  
francisco\_lopez\_herrera@yahoo.com

\*\*\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México  
salvador.ake22@gmail.com

<sup>1</sup> La Dra. Reyna Susana García Ruiz agradece al Programa de Becas Posdoctorales en la UNAM el apoyo financiero recibido para llevar a cabo la investigación que da origen a la elaboración de este artículo.

tura de los EUA es la variable externa que desencadena los cambios al interior del sistema formado por el consumo y la industria mexicana, la tasa de interés a 91 días, el tipo de cambio y los créditos vigentes y vencidos.

Clasificación JEL: E51, E52, E58

**Palabras Clave:** Determinantes de la morosidad, derrame de volatilidad, determinantes del crédito

#### ABSTRACT

*A short and long run analysis of the factors that influence the credit default of Mexican companies and individuals is carried out. The short-run analysis is performed using a Non-normal Asymmetric Conditional Dynamic Correlation Model that provides empirical evidence on the importance of US manufacturing volatility and the peso-dollar exchange rate on consumption volatility and local default. The paper also provides empirical evidence on the cointegrated or long-run relationship between the levels of these variables, where the US manufacture is the external variable that triggers the changes within the system formed by consumption and Mexican industry, the 91 days interest rate, the exchange rate and current and past due loans.*

*JEL classification: E51, E52, E58*

**Keywords:** *default determinants, volatility spillover, credit determinants*

## Introducción

La capacidad de transferir voluntariamente recursos de una unidad económica superavitaria a otra deficitaria a cambio de una promesa de pago del principal y los intereses previamente acordados entre las partes, es la base de cualquier sistema financiero. Inherente a este proceso de reasignación de activos se encuentra el riesgo de que el proyecto al que se dedicaron los fondos fracase, lo que conlleva la posibilidad de impago incluso en el caso en que no se haya actuado de mala fe. Esta probabilidad de incumplimiento es tradicionalmente medida (de acuerdo con el enfoque frecuentista) como el número de incumplimientos dentro de un conjunto de préstamos y es muchas veces asociada con eventos externos al proyecto tales como movimientos en los precios de insumos o del producto vendido, a movimientos súbitos en la demanda asociada con la capacidad de pago de los clientes o con algún cambio en el entorno de la empresa. Por ejemplo, Ali y Daly (2010), Hackbarth *et al.* (2006) y Bonfim (2009) aportan evidencia empírica sobre la importancia

de las condiciones macroeconómicas en el incumplimiento de las empresas, aunque estos estudios se concentran en el corto y mediano plazos. Por su parte, King y Levine (1993), Castro (2013) y Bikker y Hu (2012) analizan la relación de largo plazo del crédito privado (tanto comercial como personal) con diversas variables macroeconómicas; en especial el crecimiento del PIB y las tasas de interés.

Martínez *et al.*, (2001) estudian los efectos de la instrumentación de la política monetaria mexicana a la luz de los cambios que la han llevado a ser una política conducida de acuerdo con objetivos de inflación. Entre los hallazgos de su estudio, destaca la evidencia que la tasa de interés, en términos reales, afecta al crédito como consecuencia de los cambios en la política monetaria. Como sabemos, actualmente la tasa de interés es el instrumento primordial mediante el cual dicha política busca alcanzar los objetivos en las tasas de inflación, afectando la inversión productiva al tener impacto en el costo del financiamiento. De acuerdo con argumentos convencionales de la teoría, los efectos del costo del financiamiento sobre la inversión se dan por medio de los canales de la demanda agregada, del crédito y de los títulos que cotizan en el mercado de valores. Otro canal por el cual la política monetaria afecta a la inflación es por medio de sus efectos en el tipo de cambio. Santillán-Salgado *et al.* (2015) estudian la interacción entre el mercado de valores mexicano y la tasa de interés, encontrando que existen efectos bidireccionales. Santillán-Salgado *et al.* (2017) encuentran evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés, el tipo de cambio y el mercado de valores, concluyendo que debido a que la evidencia sugiere la existencia de un proceso de cointegración fraccionaria el ajuste a dicha relación puede ocurrir en un tiempo mayor que bajo un proceso de cointegración lineal convencional. Lo que parece estar faltando para entender mejor el efecto que tienen en México las variables macroeconómicas y financieras sobre el crédito es analizar los efectos de transmisión de las volatilidades de esas variables a la volatilidad del propio crédito. En México es relevante estudiar esas relaciones tomando en cuenta la dependencia de su economía respecto a la industria manufacturera de los Estados Unidos de Norteamérica (EUA), ya que Moreno-Brid (2013), Calderón *et al.* (2017) y Bair y Dussel-Peters (2006) muestran evidencia empírica sobre esta dependencia a lo largo de la vida del TLCAN.

En el presente trabajo se postula como una hipótesis que existen derrames de volatilidad entre el crédito y los incumplimientos privados (empresas y personales) con variables macroeconómicas como la tasa de interés

interbancaria, el crecimiento del PIB, el tipo de cambio y la actividad manufacturera de los EUA, y que estos derrames de volatilidad generan relaciones de largo plazo que integran el ciclo crediticio mexicano al sistema económico liderado por la manufactura de los EUA. Es conveniente destacar que las implicaciones de la evidencia empírica aportada por este artículo son varias e importantes. En primer lugar, la transmisión de volatilidad de variables monetarias a variables reales y su posterior relación de largo plazo implica no sólo la no neutralidad del dinero, sino efectos de largo plazo entre ambas clases de variables. Al respecto, autores como Schmitt-Grohé y Uribe (2004), Cincotti, *et al.* (2011) así como Nakamura y Steinsson (2010) han analizado los efectos de la volatilidad en diversas variables monetarias sobre variables reales, ya sea mediante un modelo de equilibrio estocástico con volatilidad en la inflación, mediante modelos de simulación por agentes o costos de menú multisectoriales respectivamente.

Por otra parte, es importante señalar que existen artículos que presentan evidencia empírica en contra de la hipótesis de no neutralidad; como ejemplos se tiene a Bernanke y Mihov (1998) y Serletis y Koustas (1998). Por lo tanto, se puede decir que la cuestión aún está abierta y que está sujeta a los supuestos del modelo usado, por lo que un análisis empírico resulta importante para contribuir a avanzar en la dilucidación de la cuestión. Es necesario enfatizar que trabajos como los de Baur y Tran (2014), Al-Majali y Al-Assaf (2014) y Cavalcanti, *et al.* (2015) analizan la relación entre la volatilidad de corto plazo y las relaciones de largo plazo entre distintos conjuntos de variables con técnicas como la cointegración tradicional, la cointegración fraccional, modelos de la familia GARCH, aunque no con modelos de correlación dinámica, por lo que un análisis econométrico como el presentado en estas páginas resulta innovador tanto por el tema analizado como por la combinación de técnicas econométricas usadas.

La hipótesis principal de este trabajo es que existe una relación de largo plazo entre las variables nominales como el tipo de cambio y las tasas de interés y las variables reales como la producción industrial y que la conexión se da a través de variables crediticias (colocación e incumplimiento). Como se ha indicado ya, adicionalmente se postula que los contagios de volatilidad de corto plazo entre estas variables transmiten la información entre variables nominales y reales creando los efectos de expectativas o contención de demanda que postulan las escuelas heterodoxas que abogan por la no neutralidad del dinero o de las variables monetarias. Al respecto, autores como Aghion, *et al.* (2010) y Schularick y Taylor (2012) sostienen

que la volatilidad en los mercados afecta la inversión y que mayor volatilidad monetaria redundaría en menor crecimiento. En la siguiente sección se presenta una breve explicación de las técnicas econométricas usadas y de su pertinencia en el análisis, mientras que en la tercera sección se muestran los resultados del análisis econométrico. Finalmente se presentan las conclusiones sugiriendo posibles líneas futuras de investigación.

## 1. Modelado econométrico

La comprobación de la hipótesis de trabajo requiere del uso de dos herramientas econométricas distintas, una para comprobar la hipótesis del derrame de volatilidades de corto plazo (modelo de correlación dinámica condicional) y otra para probar la relación de largo plazo (análisis de cointegración). En este trabajo se postula que los derrames de volatilidad entre las variables analizadas representan el mecanismo de transmisión entre las variables nominales y las variables reales. En efecto, un análisis de correlación dinámica condicional permite analizar la forma en que se relacionan las volatilidades de las variables analizadas a través de sus correlaciones contemporáneas, controlando tanto por sus estructuras de dependencia en media,  $\mu_t(\theta_m)$ , como de varianza individual,  $\sigma_t(\theta_\sigma)$ , similar a un modelo GARCH en media Engle y Kroner (1995), de la forma.

$$y_t = \mu_t(\theta_m) + z_t; \quad (1)$$

$$z_t = \sigma_t(\theta_\sigma)\varepsilon_t,$$

Los modelos de correlación dinámica condicional (DCC) fueron originalmente propuestos por Engle (2002) como una forma de explicar la inestabilidad (heterocedasticidad) mostrada en las matrices de varianza covarianza de modelos conjuntos de series de tiempo como los modelos de Vectores Auto Regresivos propuestos por (Sims, 1980). El modelo de Correlación Dinámica Condicional (DCC) supone que cada uno de los procesos estocásticos modelados puede ser caracterizado (individualmente) mediante

$$y_t = \mu(\theta) + z_t; \quad (2)$$

$$z_t = \sigma_t(\Theta)\varepsilon_t,$$

donde  $\varepsilon$  es una contaminación independiente e idénticamente distribuida, la cual determina la matriz de varianza-covarianza al combinarse con la volatilidad de cada serie. Dicha matriz depende de una serie de parámetros,  $\Theta$ , que incluyen volatilidades de otras variables en el sistema, lo que a su vez genera una matriz de varianza covarianza condicional,  $H_t(\theta)$ , que da pie a una serie de innovaciones en la cual influyen los movimientos de todo el sistema. Estas innovaciones están dadas por:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta)z_t. \quad (3)$$

En el modelo DCC, la matriz de varianza covarianza,  $H_t(\theta)$ , se descompone en una matriz diagonalizable,  $D_t$ , que recupera las varianzas individuales y una matriz de correlaciones  $R_t$ , de donde se tiene que

$$\begin{aligned} H_t &= D_t R D_t, \\ D_t &= \text{diag}(h_{11,t}^{1/2} \dots h_{NN,t}^{1/2}), \\ R_t &= \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}), \\ Q_t &= (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}' + \beta Q_{t-1}. \end{aligned} \quad (4)$$

En este caso  $\bar{Q}$ , es la matriz incondicional de varianza covarianza (varianza de largo plazo).

Para más detalles en la estimación del modelo a través de máxima verosimilitud bietápica, véase Engle (2002). Del mismo modo, si se desea profundizar en la familia de los modelos de correlación dinámica, se sugieren los trabajos de Bauwens, *et al.* (2006) y Caporin y McAleer (2013).

Dada la relación entre los modelos VAR y DCC, en la siguiente sección se muestran algunos de los cálculos realizados sobre el sistema de Vectores Auto Regresivos (VAR) análogo al modelo DCC propuesto, además de los problemas de heterocedasticidad y correlaciones que dan pie a la aplicación del modelo DCC.

Por otra parte, el conocido modelo de cointegración propuesto en Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) supone que las innovaciones de un sistema de vectores autorregresivos (VAR) están relacionadas entre sí y

que estos se comportan como un modelo estacionario. En general, el modelo puede ser visto como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

el cual se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_k X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \\ \Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i+1, \dots, k-1), \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k). \end{aligned} \quad (6)$$

Bajo esta representación de vector de corrección de errores (VEC), el modelo presenta tres casos posibles, a saber:

- a) La matriz  $\Pi$  es de rango completo, lo que implica que el sistema de ecuaciones es estacionario y por tanto un sistema VAR es adecuado para su análisis.
- b) La matriz  $\Pi$  es una matriz nula, lo que implica que el sistema de ecuaciones es diferenciado y por tanto se requiere seguir el algoritmo propuesto por (Toda y Yamamoto, 1995).
- c) El rango de la matriz  $\Pi$  es estrictamente mayor que cero pero menor al de rango completo y por tanto se tiene un sistema cointegrante,<sup>2</sup> tal y como ocurre en el sistema propuesto en este artículo.

La idea de usar un modelo de cointegración para el estudio de las dependencias de largo plazo entre las variables analizadas surge de una manera natural dadas las características propias del mismo, en particular la capacidad de analizar la estabilidad conjunta de los residuos del sistema (por tanto del modelo) en el largo plazo. Adicionalmente, el modelo de cointegración es capaz de describir los subsistemas de la relación empírica de las variables mediante el análisis de la construcción de los vectores cointegrantes del sistema y las variables que resultan estadísticamente significativas en este.

<sup>2</sup> Para mayores referencias sobre la naturaleza de los sistemas VEC y su estimación, véase Johansen y Juselius (1990)

## 2. Resultados econométricos

Con la finalidad de hacer replicable el trabajo, se inicia el análisis econométrico mostrando en la Tabla 1 una relación de las variables analizadas, sus acrónimos y las fuentes de las mismas. La base de datos usada comprende el periodo que inicia en diciembre de 2000 y termina en febrero de 2016 con un total de 193 observaciones mensuales. La elección del periodo de muestra obedece a la entrada en vigor de la mayor parte de los capítulos del Tratado de Libre Comercio, así como a la integración económica registrada a partir de este momento; para mayores detalles respecto a esos eventos se pueden consultar los trabajos de Calderón y Hernández (2011) y Calderón *et al.* (2017).

El análisis de corto plazo de los efectos conjuntos en el subsistema económico del crédito, las variables económicas nominales y las reales se inició con un modelo VAR como el propuesto por Sims (1980). Este modelo se muestra en la Tabla 2 junto con pruebas de heterocedasticidad (Tabla 3) y autocorrelación serial (Tabla 4). El modelo VAR abajo propuesto fue elegido usando las pruebas estándar de rezago óptimo y de exclusión de

Tabla 1. Variables usadas y sus fuentes

Serie	Acrónimo	Fuente
Tasa de Interés Inter Bancaria	S_BANCARIA91	BANXICO
Consumo Privado	S_CONSUMOP	INEGI, BIE
Índice de Actividad Industrial	S_INDUSTRIAL	INEGI, BIE
Tipo de Cambio FIX	S_TIPO_CAMBIO	BANXICO
Índice de Actividad Manufacturera USA	S_USA_MANUF	INEGI, BIE
Créditos vigentes al consumo	S_VIG_CONSUMO	CNBV
Créditos vencidos al consumo	S_VTO_CONSUMO	CNBV
Índice de morosidad para empresas	R_IMOR_EMPRESA	CNBV
Índice de morosidad para consumo	R_IMOR_CONS	CNBV
Inflación mensual anualizada	R_INFLACION	BANXICO

Fuente: Elaboración propia

variables de esta clase de modelos. Todas las variables presentadas son estacionarias, aunque no todas tomadas en tasas de crecimiento relativo. Es necesario hacer notar que en el modelo VAR propuesto, el índice de producción manufacturera de los EUA es tomada como una variable exógena y que se omiten algunos resultados asociados al modelo debido a su heterocedasticidad y autocorrelación. En conjunto, las pruebas de la especificación estimada, cuyos resultados se muestran también en la Tabla 2, indican que el modelo tiene problemas de heterocedasticidad (sobre todo cruzada), lo que es un indicador de problemas de estabilidad en la matriz varianza-covarianza del modelo. Adicionalmente, el modelo muestra problemas de autocorrelación de primer orden.<sup>3</sup>

Dada la evidencia empírica de problemas de estabilidad en los efectos cruzados de la matriz de varianza covarianza, la falta de normalidad en el modelo, se estimó un modelo que controle los efectos cruzados sobre la matriz de varianza covarianza y la posible no normalidad tanto de los procesos de volatilidad asociados como del proceso común de derrame de volatilidad. El modelo es de correlación dinámica condicional asimétrico (aDCC, Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, por sus siglas en inglés), con innovaciones conjuntas que siguen una distribución *t* multivariada con sesgo. Se capturan efectos de derrame de volatilidad dados por rezagos de las covarianzas conjuntas (*dcca1*) a un periodo, por innovaciones en las covarianzas conjuntas (*dccb1*) en el periodo pasado y un coeficiente de asimetría en los derrames conjuntos de covarianza (*dccg1*). En este caso, el parámetro de forma del modelo está dado por el parámetro, *mshape*. Es importante recordar que todos estos parámetros están precedidos por la palabra [*Joint*], denotando que se trata de parámetros asociados a la distribución conjunta. Por otro lado, especificamos que cada variable del sistema es modelada como un proceso con media dada por un proceso ARMA (1, 0, 1) con intercepto (*mu*) y un proceso GARCH (*alpha1*, *beta1*) con intercepto en la varianza (*omega*) e innovaciones dadas por un proceso *t* de student con un coeficiente de asimetría (*gamma*) y un parámetro de forma (*shape*). Las estimaciones paramétricas del modelo están mostradas en la Tabla 3.

---

<sup>3</sup> Aunque se ensayaron otras posibilidades de rezagos y variables para el modelo VAR (sugeridos por las pruebas respectivas), estos mostraban propiedades aún más volátiles en la matriz varianza covarianza. Por tanto, esos modelos fueron descartados. Todos los cálculos asociados, así como las series de tiempo están a disposición de los lectores interesados a vuelta de correo electrónico.

Tabla 2. VAR estimado

	R_CONSUMOP	R_INDUSTRIAL	INFLACION	R_I_MOR_EMPRESA
R_CONSUMOP(-1)	-0.1245	0.0855	3.0170***	-0.4103
R_CONSUMOP(-2)	-0.7259	-0.4480	-1.7204	1.5930
R_INDUSTRIAL(-1)	-0.2071	-0.6591	-3.2903	-0.1200
R_INDUSTRIAL(-2)	0.7305***	0.276392***	-1.8119	-1.5079
INFLACION(-1)	0.0094*	-0.0110	0.5085***	-0.340625
INFLACION(-2)	-0.0200	-0.0124	-0.1811	0.2876**
R_I_MOR_EMPRESA(-1)	-0.0014	0.0048	0.0269	0.9593***
R_I_MOR_EMPRESA(-2)	0.0014	-0.0042	-0.0257	-0.0065
C	0.0076*	0.0093***	0.236794***	0.117451
R_USA_MANUF	0.2110***	0.1593***	-0.5803	0.9771
R-cuad	0.460046	0.525855	0.331329	0.983172
R- cuad aj	0.429674	0.499185	0.293716	0.982226
Sum res. Cuad	0.12523	0.086658	13.01044	41.99102
S.E. ecua.	0.027977	0.023273	0.285158	0.512293
Estadístico F	15.14685	19.71663	8.80895	1038.681
Log Verosim.	371.9194	403.2154	-22.7656	-122.3604
Akaike AIC	-4.257875	-4.626063	0.385478	1.557181
Normalidad	20381***	Criterio de Akaike		-7.474206
Heteroscedasticidad	920.3268***	Autocorrelación		71.36581***
***, ** y *, indican, respectivamente el 1%, 5% y 10% de significancia				

Fuente: Elaboración propia con E-Views 9

Los resultados más importantes del modelo representado en la Tabla 3 son la no normalidad de cada uno de los procesos de volatilidad asociados (se modelaron mediante e-GARCH con errores dados por una distribución t sesgada), así como la existencia de un solo canal de transmisión para las innovaciones conjuntas en el modelo (aDCC), el cual también es no normal. Es necesario remarcar el hecho de que aunque el sistema completo de variables fue usado en la primera estimación del modelo, el uso de pruebas de signi-

Tabla 3. Modelo aDCC con distribución t multivariada en los errores

Parámetro	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
[Y_R_I_MOR_CONS].mu	0.009509	0.009887	9.62E-01	0.336142
[Y_R_I_MOR_CONS].ar1	0.939207	0.029806	3.15E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].ma1	-0.797824	0.031903	-2.50E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].omega	-0.579656	0.146982	-3.94E+00	0.00008
[Y_R_I_MOR_CONS].alpha1	-0.180604	0.179407	-1.01E+00	0.314093
[Y_R_I_MOR_CONS].beta1	0.903517	0.022793	3.96E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].gamma1	0.059931	0.107411	5.58E-01	0.576872
[Y_R_I_MOR_CONS].shape	2.712347	0.446962	6.07E+00	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].mu	-0.004553	0.006794	-6.70E-01	0.50277
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].ar1	0.97371	0.015316	6.36E+01	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].ma1	-0.95317	0.017508	-5.44E+01	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].omega	-1.219137	0.481514	-2.53E+00	0.011345
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].alpha1	0.34907	0.276004	1.26E+00	0.205969
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].beta1	0.678893	0.104929	6.47E+00	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].gamma1	0.365161	0.162405	2.25E+00	0.024547
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].shape	2.162221	0.148206	1.46E+01	0
[Y_INDUSTRIAL].mu	0.001264	0.001359	9.30E-01	0.352303
[Y_INDUSTRIAL].ar1	-0.432339	0.093443	-4.63E+00	0.000004
[Y_INDUSTRIAL].ma1	-0.11612	0.114893	-1.01E+00	0.312172
[Y_INDUSTRIAL].omega	-4.061572	0.554254	-7.33E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].alpha1	-0.572777	0.077368	-7.40E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].beta1	0.448159	0.073857	6.07E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].gamma1	0.102355	0.13828	7.40E-01	0.459179
[Y_INDUSTRIAL].shape	99.999999	11.364323	8.80E+00	0
[D_R_INFLACION].mu	-0.00207	0.000016	-1.29E+02	0
[D_R_INFLACION].ar1	0.402347	0.000014	2.92E+04	0
[D_R_INFLACION].ma1	-0.973925	0.000043	-2.27E+04	0
[D_R_INFLACION].omega	-0.022815	0.000002	-1.08E+04	0
[D_R_INFLACION].alpha1	-0.029071	0.000001	-4.44E+04	0
[D_R_INFLACION].beta1	0.989198	0	2.75E+06	0
[D_R_INFLACION].gamma1	-0.107973	0.000009	-1.16E+04	0

Continúa

[D_R_INFLACION].shape	28.366537	0.339943	8.34E+01	0
[Y_TIPO_CAMBIO].mu	0.00201	0.000373	5.39E+00	0
[Y_TIPO_CAMBIO].ar1	0.95462	0.034809	2.74E+01	0
[Y_TIPO_CAMBIO].ma1	-0.995131	0.000324	-3.07E+03	0
[Y_TIPO_CAMBIO].omega	-4.733723	1.511046	-3.13E+00	0.001732
[Y_TIPO_CAMBIO].alpha1	0.489467	0.154276	3.17E+00	0.00151
[Y_TIPO_CAMBIO].beta1	0.36231	0.205065	1.77E+00	0.077261
[Y_TIPO_CAMBIO].gamma1	0.18298	0.379396	4.82E-01	0.629597
[Y_TIPO_CAMBIO].shape	8.786461	2.546531	3.45E+00	0.00056
[Y_USA_MANUF].mu	0.002054	0.000761	2.70E+00	0.007
[Y_USA_MANUF].ar1	-0.203852	0.088922	-2.29E+00	0.021879
[Y_USA_MANUF].ma1	-0.178611	0.074573	-2.40E+00	0.016616
[Y_USA_MANUF].omega	-0.574529	0.003715	-1.55E+02	0
[Y_USA_MANUF].alpha1	-0.168189	0.046537	-3.61E+00	0.000301
[Y_USA_MANUF].beta1	0.91868	0.000014	66794	0
[Y_USA_MANUF].gamma1	-0.069017	0.066725	-1.0343	0.300979
[Y_USA_MANUF].shape	14.861089	11.238621	1.3223	0.186061
[Y_VTO_CONSUMO].mu	0.014258	0.027333	0.52166	0.601904
[Y_VTO_CONSUMO].ar1	0.966235	0.029245	33.039	0
[Y_VTO_CONSUMO].ma1	-0.769911	0.021021	-36.626	0
[Y_VTO_CONSUMO].omega	-5.589056	0.932808	-5.9916	0
[Y_VTO_CONSUMO].alpha1	0.512284	0.182283	2.8104	0.004948
[Y_VTO_CONSUMO].beta1	0.077429	0.150679	0.51387	0.607344
[Y_VTO_CONSUMO].gamma1	1.214407	0.268567	4.5218	0.000006
[Y_VTO_CONSUMO].shape	3.477212	1.026688	3.3868	0.000707
[Joint]dcca1	0	0.002211	0.000002	0.999999
[Joint]dccb1	0.950371	0.030662	30.995	0
[Joint]dccc1	0	0.005875	0.000005	0.999996
[Joint]mshape	7.196029	1.028622	6.9958	0
Akaike -18.778		Shibata -18.948		
Bayes -17.675		Hanna-Quinn -18.331		

Fuente: Elaboración propia con el Software estadístico R (R Core Team, 2015), paquetes rmgarch (Ghalanos, 2015) y rugarch (Ghalanos, 2015).

ficancia individual, así como pruebas de estabilidad del mismo descartaron a un número importante de variables, dando como resultado el modelo reducido que se estimó. Como subproducto del modelo, se muestra la matriz de derrames de volatilidades asociada al modelo anterior. Esta matriz simétrica resume la forma en que las innovaciones se permean al interior del sistema. Un resultado es el fuerte componente de la diagonal principal (lo que explica que sólo exista una fuente de derrame) y que los principales vasos comunicantes de la volatilidad del sistema están dados por los canales de consumo privado con producción industrial, consumo privado con el índice manufacturero de los EUA y la producción industrial con la manufactura de los EUA.

Una vez analizadas las dependencias de corto plazo, así como los canales de transmisión de la volatilidad, ha quedado de manifiesto que las principales fuentes de transmisión de volatilidad están dadas por la manufactura de los EUA, el consumo privado y la producción industrial mexicana, teniendo como variable en común (posible variable de impulso al sistema) a la primera de esas variables. En la siguiente parte del trabajo se presenta un análisis de largo plazo que verifica tanto la permanencia de la relación entre estas variables como el sentido de su movimiento.

Para iniciar el análisis de las relaciones de largo plazo, se muestran en la Tabla 5 los resultados de las pruebas de cointegración aplicada una vez mostrada la existencia de raíces unitarias en cada una de las variables del mismo mediante pruebas de raíz unitaria KPSS, Kwiatkowski *et al.* (1992).

Tabla 4. Derrame de volatilidades en el sistema aDCC

	Y_CONSUMOP	Y_R_I_MOR_EMPRESA	Y_INDUSTRIAL	D_R_INFLACION	Y_TIPO_CAMBIO	Y_USA_MANUF
Y_CONSUMOP	0.98566	-0.059424	0.538837	0.131654	0.04254549	0.2737283
Y_R_I_MOR_EMPRESA	-0.05942	0.5118389	-0.11159	0.042928	0.03784334	-0.0151725
Y_INDUSTRIAL	0.53883	-0.111587	0.995451	0.025001	0.01847171	0.2114464
.D_R_INFLACION	0.13165	0.0429276	0.025001	0.82119	0.08907599	-0.0326386
Y_TIPO_CAMBIO	0.04254	0.0378433	0.018472	0.089076	0.9718544	-0.1011436
Y_USA_MANUF	0.27372	-0.015173	0.211446	-0.03264	-0.1011436	0.9848558

Fuente: Elaboración propia con R (R Core Team, 2015), paquetes rmgarch (Ghalanos, 2015) y rugarch (Ghalanos, 2015).

Tabla 5. Pruebas de cointegración

Series: S_BANCARIA91, S_CONSUMOP, S_INDUSTRIAL, S_TIPO_CAMBIO, S_USA_MANUF, S_VTO_CONSUMO, S_VIG_CONSUMO					
Número de ecuaciones cointegrantes por modelo					
Tendencia de los datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Prueba	Sin intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Tendencia	Tendencia
Traza	4	5	5	5	7
Eigenvalor Máximo	4	5	5	5	5
Rezagos de Intervalos: de 1 a 4					
* Valores críticos basados en (MacKinnon, <i>et al.</i> 1999)					

Fuente: Elaboración propia mediante E-Views9.

La Tabla 5 muestra que existen cinco relaciones cointegrantes en el sistema de variables propuesto (el sistema muestra tendencia e intercepto), por lo cual se realizó un análisis de cointegración que; después de pasar las pruebas de rezagos, significancia individual, significancia global y estacionariedad en los residuos da como resultado el sistema presentado en la Tabla 6. Entre los resultados más importantes del modelo de corrección de errores (VEC) propuesto, se tiene la presencia de cinco ecuaciones cointegrantes que incluyen a las variables de mayor derrame de volatilidad del modelo de corto plazo (la producción industrial y el consumo privado nacional). A estas variables, se le agregan los créditos vigentes y vencidos del consumo, así como la tasa bancaria a 91 días. Entre los resultados más importantes de este modelo destaca la inclusión de largo plazo de las variables crediticias (crédito vigente y vencido al consumo) y monetarias (tasa de interés a 91 días y el tipo de cambio). En el caso del tipo de cambio, esta resulta ser la variable que conecta al resto de las variables cointegrantes (es estadísticamente significativa en las cinco ecuaciones cointegrantes). Es decir, el tipo de cambio es el mecanismo de largo plazo que vincula a las variables monetarias con las crediticias y después a éstas con las reales.

En la Tabla 7 se muestra una prueba de normalidad de los residuos del modelo con ortogonalización de Cholesky.

Tabla 6. Modelo VECM

	DS_CONSUMOP	DS_INDUSTRIAL	DS_VTO_CONSUMO	DS_VIG_CONSUMO	DS_BANCARIA91
Eq. CoInt 1	-0.7982	-0.0762	-111.4127	-315.7096	0.0296***
Eq. CoInt 2	0.3816***	-0.5097	72.6489	-30.6350	0.0104
Eq. CoInt 3	-4.34E-05	0.0002***	-0.1037	-0.5750	1.68E-05***
Eq. CoInt 4	3.42E-05***	-4.31E-06	0.0121***	0.0405**	-3.40E-06
Eq. CoInt 5	-0.1336	-0.7133	29.6497	-4.9307	-0.1094
D(S_CONSUMOP(-1))	0.4005***	0.3237***	-19.6452	83.6951	-0.0319
D(S_CONSUMOP(-2))	-0.2757	-0.2360	-6.0458	447.2452***	-0.0299
D(S_INDUSTRIAL(-1))	-0.7339	-0.5555	-42.3397	261.5858	0.0138
D(S_INDUSTRIAL(-2))	0.2316*	0.1937*	-35.3927	-224.5712	0.0259***
D(S_VTO_CONSUMO(-1))	-0.0008	-9.46E-05	0.1723**	1.2410***	1.67E-05
D(S_VTO_CONSUMO(-2))	2.90E-05	0.0001	0.0457	-0.1938	9.33E-06
D(S_VIG_CONSUMO(-1))	9.71E-05	0.0003***	-0.0691	0.0514	4.50E-06
D(S_VIG_CONSUMO(-2))	0.0001*	0.0001*	0.0051	0.0362	2.11E-06
D(S_BANCARIA91(-1))	-0.7602	-0.6851	-272.8223	1783.11	0.1837**
D(S_BANCARIA91(-2))	-0.6511	-1.0932	257.1697	-1336.758	0.135646**
D(S_TIPO_CAMBIO(-1))	-0.0337	-0.1697	337.758*	-513.3188	0.0547
D(S_TIPO_CAMBIO(-2))	0.5437	-0.0167	35.0206	-2319.262	-0.0380
C	0.3265	-14.2042	279.6166	-7978.804	-0.3734
S_USA_MANUF	-1.47E-05	0.0002***	0.0018	0.1887**	5.46E-06
R - cuadrada	0.605235	0.693902	0.370479	0.658026	0.435619
R – cuad. ajust	0.558177	0.657414	0.295437	0.617261	0.368341
Estadístico F	12.86145	19.01702	4.936943	16.1419	6.474977
Log verosimilitud	-375.4632	-335.0688	-1373.018	-1606.821	84.06529
Akaike AIC	4.640744	4.165515	16.37668	19.12731	-0.765474

Fuente: Elaboración propia mediante E - Views9

Tabla 7. Prueba de normalidad de los residuos del VEC

Componente	Sesgo	Chi-cuad	g de l	Prob.
1	0.131468	0.489711	1	0.4841
2	-0.155366	0.683928	1	0.4082
3	-0.570553	9.223381	1	0.0024
4	-0.066388	0.124874	1	0.7238
5	-0.326866	3.027175	1	0.0819
6	0.860946	21.00145	1	0
Conjunta		34.55051	6	0

Se puede decir que el modelo en general explica adecuadamente el sistema propuesto y que aporta evidencia empírica sobre la no neutralidad del dinero tanto en el corto (por el derrame de volatilidad) como en el largo plazo.

## Conclusiones

A lo largo del trabajo se ha presentado evidencia empírica que apoya la hipótesis de la existencia de una relación tanto de corto como de largo plazo entre la industria manufacturera de los EUA, la industria y el consumo nacionales. La comprobación de esta hipótesis ha dado lugar a una confirmación indirecta de la hipótesis de no neutralidad del dinero (al menos en este subsistema económico) tanto en el corto como en el largo plazo.

El modelo aDCC propuesto recoge los efectos en media de cada variable individual mediante un modelo ARMA(1,1) que es posteriormente ajustado con un modelo GARCH(1,1) para las tasas de crecimiento de las variables seleccionadas (lo que llevó a su estacionariedad) con innovaciones dadas por procesos  $t$  de student sesgados. En este modelo se propone una estructura de innovación conjunta de los residuos dados por una distribución  $t$  multivariada que muestra que la única vía de derrame de volatilidad está dada por las innovaciones conjuntas del modelo, el cual incluye a la inflación y al tipo de cambio (variables nominales). Este derrame resulta importante pues demuestra que las innovaciones pasan tanto por las innovaciones (errores) en la manufactura de los EUA como por el consumo y la manufactura mexicana, mostrando tanto la dependencia de la manufactura Mexicana respecto a la

de los EUA, como a la relación del consumo nacional con ambas variables. Esto aporta evidencia empírica sobre la primera hipótesis del trabajo: una relación de orden superior entre las variables.

Para probar la segunda hipótesis, se realizó un modelo de cointegración. Este modelo mostró la relación funcional entre los niveles del sistema propuesto y por tanto aporta evidencia empírica sobre la no neutralidad del dinero en el largo plazo. En particular, es notable el hecho de la significancia estadística del tipo de cambio respecto a las cinco ecuaciones cointegrantes, también llama la atención la significancia estadística de la manufactura de los EUA como variable exógena sobre todo el sistema.

Ambos modelos muestran que existe una relación entre las variables nominales (tipo de cambio y tasa de interés) y las crediticias (créditos vigentes y vencidos), al mismo tiempo que estas últimas afectan a las variables reales (consumo e industria). Como consecuencia, se puede concluir que el dinero no es neutral en el corto ni en el largo plazo.

Los modelos aquí propuestos adolecen de problemas de normalidad y posibles efectos de orden superior mostrados en la complejidad de los modelos GARCH usados. Como posible solución se propone el uso de derrames de volatilidad vía cópula o el uso de modelos de derrame de integración fraccional, mientras que para el largo plazo se propone el uso de cointegración fraccional. Todo esto queda como posible línea de investigación futura.

## Referencias bibliográficas

- Aghion, P., Angeletos, G.-M., Banerjee, A. Y Manova, K. (2010). "Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment". *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, núm. 3, pp. 246-265.
- Ali, A. y Daly, K. (2010). "Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study". *International Review of Financial Analysis*, vol. 19, núm. 3, pp. 165-171.
- Al-Majali, A. A. y Al-Assaf, G. I. (2014). "Long-run and short-run relationship between stock market index and main macroeconomic variables performance in Jordan". *European Scientific Journal* 10.10 (2014), pp. 156-171.
- Bair, J. y Dussel-Peters, E. (2006). "Global commodity chains and endogenous growth: Export dynamism and development in Mexico and Honduras". *World Development*, vol. 34, núm. 2, pp. 203-221.

- Baur, D. G. y Tran, D. T. (2014). "The long-run relationship of gold and silver and the influence of bubbles and financial crises". *Empirical Economics*, vol. 47, núm. 4, pp. 1525-1541.
- Bauwens, L., Laurent, S. y Rombouts, J. V. (2006). "Multivariate GARCH models: a survey". *Journal of applied econometrics*, vol. 21, núm. 1, pp. 79-109.
- Bernanke, B. S. y Mihov, I. (1998). "The liquidity effect and long-run neutrality". *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, vol. 49, núm. 1, pp. 149-194.
- Bikker, J. A. y Hu, H. (2012). "Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new Basel capital requirements". *PSL Quarterly Review*, vol. 55, núm. 221, p. on line.
- Bonfim, D. (2009). "Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics". *Journal of Banking y Finance*, vol. 33, núm. 2, pp. 281-299.
- Calderón Villareal, C., García Ruiz, R. S. y Cruz Aké, S. (2017). "Sincronización comercial e industrial en el TLCAN, un estudio de sincronización de fase". *Economía, Teoría y Práctica*, núm. 46, pp. 5-40.
- Calderón Villarreal, C. y Hernández Bielma, L. (2011). "El TLCAN una forma de integración económica dualista: comercio externo e inversión extranjera directa". *Estudios sociales*, vol. 19, núm. 37, pp. 91-118.
- Caporin, M. y McAleer, M. (2013). "Ten things you should know about the dynamic conditional correlation representation". *Econometrics*, vol. 1, núm. 1, pp. 115-126.
- Castro, V. (2013). "Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI". *Economic Modelling*, vol. 31, pp. 672-683.
- Cavalcanti, D. V., Tiago, V., Mohaddes, K. y Raissi, M. (2015). "Commodity price volatility and the sources of growth". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30, núm. 6, pp. 857-873.
- Cincotti, S., Raberto, M. y Teglio, A. (2011). "Credit money and macroeconomic instability in the agent-based model and simulator Eurace. Economics: The Open-Access", *Open-Assessment E-Journal*, vol. 26, núm. 1, pp. 1-34.
- Engle, R. (2002). "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models". *Journal of Business y Economic Statistics*, vol. 20, núm. 3, pp. 339-350.
- Engle, R. F. y Kroner, K. F. (1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH". *Econometric Theory*, vol. 11, núm. 01, pp. 122-150.
- Engle, R. F. y Sheppard, K. (2001). "Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH". No. 8554. [En línea]

- Available at: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.196.3196&rep=rep1&type=pdf>.
- Ghalanos, A. (2015). *rmgarch: Multivariate GARCH models*. s.l.:R package version 1.3-0.
- Ghalanos, A. (2015). *rugarch: Univariate GARCH models*. s.l.:R package version 1.3-6.
- Hackbarth, D., Miao, J. y Morellec, E. (2006). "Capital structure, credit risk, and macroeconomic conditions". *Journal of Financial Economics*, vol. 82, núm. 3, pp. 519-550.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of economic dynamics and control*, vol. 12, núm. 2, pp. 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, vol. 52, núm. 2, pp. 169-210.
- King, R. G. y Levine, R. (1993). "Finance and growth: Schumpeter might be right". *The quarterly journal of economics*, vol. 108, núm. 3, pp. 717-737.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. y Shin, Y. (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*, vol. 54, núm. 1-3, pp. 159-178.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A. y Michelis, L. (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of applied Econometrics* (1999): 563-577., 14(5), pp. 563-577.
- Martínez, Lorena; Oscar Sánchez y Alejandro Werner (2001). "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México", Documento de Investigación, núm 2001-02, marzo, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- Moreno-Brid, J. C. (2013). "Industrial Policy: A Missing Link in Mexico's Quest for Export-led Growth". *Latin American Policy*, vol. 4, núm. 2, pp. 216-237.
- Nakamura, E. y Steinsson, J. (2010). "Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model". *The Quarterly journal of economics*, vol. 125, núm. 3, pp. 961-1013.
- R Core Team, (2015). "R: A Language and Environment for Statistical Computing". Vienna, Austria: *R Foundation for Statistical Computing*.
- Santillán-Salgado, Roberto J.; Francisco López-Herrera e Ignacio Perrotini-Hernández (2015). "Política monetaria y rendimientos bursátiles en México: análisis mediante un VAR bayesiano". En Trejo García, J. Carlos; Miguel A. Martínez y Francisco Venegas-Martínez (coord.) *Contribuciones de política*

- fiscal y monetaria en el México contemporáneo*, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, México. 130-163. ISBN: 978-607-96826-1-3.
- Santillán-Salgado Roberto J., Francisco López-Herrera y Alejandro Fonseca-Ramírez (2017). "Cointegración fraccionaria entre el tipo de cambio, la bolsa mexicana de valores y la TIEE". En: Ruiz Porras, Antonio y Francisco Venegas Martínez (coord.) *Avances en economía financiera y desarrollo económico. Modelos analíticos y estudios cuantitativos*. Universidad de Guadalajara: Guadalajara, 87-114, ISBN 978-607-742-760-5.
- Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2004). "Optimal fiscal and monetary policy under sticky prices". *Journal of Economic Theory*, vol. 114, núm. 2, pp. 198-230.
- Schularick, M. y Taylor, A. M. (2012). "Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008". *The American Economic Review*, vol. 102, núm. 2, pp. 1029-1061.
- Serletis, A. y Koustas, Z. (1998). "International evidence on the neutrality of money". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 30, núm. 1, pp. 1-25.
- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 48, núm. 1, pp. 1-48.
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes". *Journal of econometrics*, vol. 66, núm. 1, pp. 225-250.