

Divorcios y crecimiento económico en México. Un pronóstico

Divorces and economic growth in Mexico. A forecast

Eduardo Loría y Emmanuel Salas

*Centro de Modelística y Pronósticos Económicos (CEMPE), Facultad
de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México*

Jamás debemos casarnos si pretendemos seguir enamorados
Oscar Wilde

Resumen

El lento crecimiento de México es una gran preocupación en la academia y en los tomadores de decisiones. Varias hipótesis se han formulado para su explicación. Centramos nuestra atención en las deficiencias del capital humano generadas por la creciente tasa de divorcios. Arias *et al.* (2010) apuntan que el estrés social derivado del divorcio reduce el potencial intelectual y cognitivo de los niños y nosotros planteamos que también de los involucrados, por lo que en el largo plazo impacta negativamente la productividad factorial total, principal motor de crecimiento de largo plazo. Modelamos la tasa de divorcios en México (2005Q1-2016Q1) a partir de la hipótesis del “efecto independencia” con cinco modelos VEC(1). Encontramos que la Tasa de Participación Femenina, la Tasa de Condiciones Críticas de Ocupación de los hombres y que tener uno o dos hijos promueven los divorcios.

Palabras clave: Divorcio, crecimiento económico, productividad, cambio estructural, cointegración.

Abstract

The slow growth of Mexico is a major concern in academia and decision makers. Several hypotheses have been formulated for explanation. We focus our attention on the deficiencies of human capital generated by the increasing divorce rate. Arias *et al.* (2010) point out that the social stress derived from divorce reduces the intellectual and cognitive potential of children and we propose that also those involved, so that in the long term negatively impacts total factor productivity, the main driver of long-term growth. We modeled the divorce rate in Mexico (2005Q1-2016Q1) based on the “independence effect” hypothesis with five VEC (1) models. We found that the Female Participation Rate, the Critical Labor Conditions Rate for men and having one or two children promote divorces.

Keywords: Divorce, economic growth, productivity, structural change, cointegration.

INTRODUCCIÓN

En el mundo desarrollado la Revolución Industrial primero y la Segunda Guerra Mundial después provocaron profundos cambios sociales que entre muchas otras cosas involucró a las mujeres en la producción y derivó en cambios abruptos en los roles sociales y económicos, y disparó la tasa de divorcios (Greenstein, 1990). Las mujeres se empoderaron, y ya no fue suficiente que un hombre las mantuviera económicamente para continuar en una relación conyugal insatisfactoria.

Desde esta idea desprendemos la motivación del artículo que consiste en entender las razones del divorcio debido a que tiene una serie de efectos negativos en el tejido social y en variables económicas que afectan el crecimiento económico de largo plazo a través de la reducción de la productividad.

Becker *et al.* (1977), desde el modelo de especialización,¹ definen que una persona que es jefe de familia y es proveedora, en general, ganará menos dinero y/o dedicará menos tiempo a la crianza. De esta manera, desempeñar al mismo tiempo varios roles afectará negativamente su calidad y elevará la probabilidad de disfuncionalidad familiar y social. El divorcio² genera hogares uniparentales que incrementan la probabilidad de que los hijos se sometan a privaciones económicas, de educación y de atención que pueden desembocar después en conductas antisociales varias, como abandono escolar, ocio e inserción en actividades criminales que afectan a variables económicas que elevan el estrés social, definido como las presiones sociales y económicas que surgen de los muchos roles e identidades que las personas desempeñan (Burke, 1991). Sin embargo, y para nuestro caso, si bien los hombres también lo padecen, ser madre jefa de familia³ tendrá mayores efectos de estrés social y de calidad de crianza de los hijos,⁴

¹ Esto es, cuando se trata de una familia tradicional (Greenstein, 1990).

² Varsi (2007) define al divorcio como la disolución definitiva del vínculo matrimonial declarada judicialmente poniéndose fin a los deberes y beneficios conyugales. Mientras que en la separación, aunque sigue siendo predominante de disolución en el vínculo de convivencia de las parejas (Ojeda y González, 2008), no existe una sentencia judicial de por medio. En este artículo sólo nos referiremos a los divorcios.

³ Aún en países desarrollados la permanencia de los hijos con la madre es una circunstancia mayoritaria. En Estados Unidos 92 por ciento de los hijos de padres divorciados queda bajo la custodia de la madre y en Francia ese porcentaje es de 85 por ciento. De manera que al padre se le relega a un papel casi netamente económico, por lo que no es difícil aceptar que él acabe por alejarse completamente de los hijos (Luna-Santos, 2006).

⁴ En virtud de que la tasa de desempleo femenino tiende a ser mayor y su ingreso 30 por ciento menor (Alarcón y McKinley, 1994). De hecho Buvinic (1991: 8) menciona que los hogares con jefatura femenina tienden a ser “menos acomodados” que los que dependen de un varón que gana dinero, *ergo* también presentan un consumo menor.

lo cual afectará negativa y posteriormente al capital humano de ellos, teniendo así efectos de reducción del crecimiento económico de largo plazo.

También es plausible considerar que el rompimiento familiar afecta a todos sus miembros en múltiples aspectos funcionales, cognitivos y, fundamentalmente, en su desempeño económico en distintos plazos temporales (Nuñez *et al.*, 2017).

Los divorcios inciden en la economía de un país. Arias *et al.* (2010: 24) afirman que “los divorcios representan un factor de estrés social que afectan negativamente al capital humano lo que deprime la productividad total de los factores y, por ende, este fenómeno ofrece en este artículo una explicación alternativa adicional al lento crecimiento de la economía mexicana”.⁵

En las últimas décadas, México ha experimentado una tendencia creciente de la tasa de divorcios que refleja y produce profundos cambios en la estructura familiar, social y económica. La CEPAL (2004) analizó la tendencia persistente al aumento de las familias con jefatura femenina en América Latina y en el consecuente incremento de los hogares uniparentales. Concluye que los niños cada vez están sujetos a mayor estrés social por las malas condiciones de crianza que un solo padre o madre puede brindar.

Según la literatura, el rompimiento de la familia puede ser más perjudicial durante la primera infancia, debido a que durante los primeros años de vida existen factores neurológicos impostergables que ayudan al proceso de formación de habilidades de los niños en función del ambiente en el cual se desenvuelven (Gluckman y Hanson, 2004 y Rutter, 2006). Arias *et al.* (2010) apuntan que entre cero y tres años de edad se define un periodo crítico para el individuo, ya que las interacciones entre la nutrición, la estimulación y el medio ambiente juegan un papel crucial. Su futuro se apoya en las bases que se establecen en la infancia y todas sus habilidades y capacidades surgen y se desarrollan (o no) gracias a las experiencias que vivió de niño o niña, incluidas las cognitivas y no cognitivas, por lo que las experiencias vividas en la primera infancia tienen un papel crucial en su vida futura.

Existen diversos autores que han estudiado y abordado el fenómeno de los divorcios, las causas que los originan y la tendencia que ha mostrado desde el siglo XIX. En particular, Thwing y Thwing (1886) señalan que desde comienzos del siglo XIX ha cambiado la relación marital: de una unión permanente para toda la vida a otro tipo de relación en que perdura

⁵ Si bien la literatura que trata de explicar este complejo problema, generalmente lo atribuye a un solo factor de carácter económico. Sin embargo, consideramos que por su gran complejidad, debe atenderse de manera multifactorial.

mientras exista placer. Este cambio es revolucionario, ya que incluye bases de la sociedad humana como el aumento del individualismo “como producto directo de la Reforma Protestante, proceso que engloba los principios de libertad humana y responsabilidad” (Thwing y Thwing, 1886: 199), por lo que es posible atribuir el aumento de los divorcios a los cambios que la sociedad ha vivido de la transición a partir del cambio de la condición rural-agrícola a la urbana-industrial y postindustrial, especialmente para las mujeres y su papel en la sociedad. En palabras de los autores: “que los cambios que se han producido en la condición social y política de la mujer han tendido a un aumento en el divorcio, es obvio” (Thwing y Thwing, 1886: 162).

En ese sentido, el cambio social podría ser un factor global explicativo de la evolución de los divorcios en todas las sociedades. Por ejemplo, en las sociedades preindustriales y rurales prevalecía la familia extensa donde los roles tradicionales eran muy claros y definidos y se mantuvieron por siglos. Con la Revolución Industrial y luego con la Segunda Guerra Mundial se observaron profundos cambios en la constitución de ese tipo de familias y se han manifestado en una tendencia creciente a los divorcios en los países desarrollados desde entonces. Toffler (1983: 214) menciona que la quiebra de la familia nuclear se evidencia con el espectacular aumento de familias uniparentales: “Se han producido tantos divorcios durante los últimos años que en la actualidad uno de cada siete niños en Estados Unidos es criado exclusivamente por el padre o la madre”.

El resto de mundo, en particular América Latina, no ha sido ajeno a estas dinámicas (CEPAL, 2004). Arraigada (2007: 13) señala que son distintos procesos los que generan cambios en la estructura y comportamiento de las familias en Latinoamérica. Especifica que, desde un punto de vista económico, la incorporación de la región a la economía global ha modificado las formas de trabajo y de empleo, ya que fomentan la incorporación de las mujeres a la vida económica, social y política, lo cual impacta en la organización y distribución de responsabilidades y derechos entre hombres y mujeres, particularmente dentro de las familias, por lo que en las últimas décadas se observa una tendencia persistente al aumento de las familias con jefatura femenina. Dicha tendencia “obedece al aumento de la educación y a la creciente participación económica de las mujeres, lo cual les permite la independencia económica y la autonomía social para constituir o continuar en hogares sin parejas”.

En México el divorcio ha experimentado un notable crecimiento. En el año 2000 hubo 52 mil divorcios contra casi 140 mil en 2016. Eso ubicó la tasa de divorcios en 22.2 por cada 100 matrimonios.

En este trabajo se prueba la presencia del “efecto independencia” encontrado inicialmente por Thwing y Thwing en 1886 y quizá acuñado como tal por Greenstein en 1990, el cual refiere a que en una relación conyugal insatisfactoria el empoderamiento de las mujeres eleva la tasa de divorcios.

Probamos empíricamente esta hipótesis en términos de que el incremento de la Tasa de Participación Femenina tiene un efecto positivo y muy elástico en la tasa de divorcios. Por su parte, la Tasa de las Condiciones Críticas de Ocupación de los Hombres⁶ también tiene un efecto positivo, y que el tener entre uno y dos hijos es un factor de divorcio lo cual afecta centralmente a la calidad del capital humano. Con esto, concluimos que la dinámica de los divorcios en México es un factor explicativo de la caída de largo plazo de la Productividad Total de los Factores y, por ende, contribuye a explicar el lento crecimiento de México desde hace varias décadas (Loría *et al*, 2016). Todo esto se prueba con varios modelos de cointegración para el periodo 2005Q1-2016Q1.

A pesar de la gran importancia del divorcio, la serie oficial más larga que existe para México (que es anual) sólo abarca el periodo 1993-2016, y para observaciones trimestrales desde 2005, que además permite vincularla con las estadísticas del mercado laboral que también inician con esa misma observación. Esto limita seriamente el análisis, pero permite probar la hipótesis central del artículo que es congruente con lo que reporta la literatura internacional disponible.

El trabajo está dividido en cinco partes además de esta introducción. En la primera se hace una revisión de la literatura y se rescatan los elementos teóricos que fundamentan nuestra hipótesis. La segunda sección presenta los hechos estilizados para México. En la sección tres se presenta la metodología econométrica y se estiman cinco modelos de cointegración que contrastan estos hechos con la teoría revisada. En la sección cuatro se hace un análisis de escenarios y, por último, se presentan las conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA Y ASPECTOS TEÓRICOS

En esta sección revisamos la literatura que da cuenta del análisis de los determinantes del divorcio en México y en el mundo. Quilodrán (2011) menciona que la disminución de la mortalidad y la extensión de la esperan-

⁶ Véanse definiciones en el glosario de términos al final del artículo (Anexo 6).

za de vida implicaron que desde la última década del siglo XX en México el matrimonio llegara al final de un largo período de estabilidad.

Pérez (2008) menciona que el primer cambio relevante en la formación de parejas en México se dio en la década de los setenta, cuando las mujeres aumentaron la edad de casamiento que era de 21 años, lo que si bien potencialmente les permitió mayor escolaridad, se mantuvo una estabilidad relativa en las uniones conyugales debido a que el divorcio y la separación sólo se presentaban en una proporción menor. Fue al principio de la década de los noventa que inició un cambio en el “modelo de nupcialidad” mexicano debido a que en 1960 la tasa era de 3.1 divorcios por mil matrimonios y creció a 5.7 en 1995.

Ojeda (1986) apunta que en la década de los ochenta en México, con una sociedad más tradicional, la probabilidad de divorcio se reducía conforme el tiempo de la relación aumentaba, y que los matrimonios casados por la iglesia presentaban menor probabilidad de disolución que aquellos que estaban casados sólo civilmente. Pero en la década de los noventa la tasa de divorcios incrementó en matrimonios con 10 años de duración (Pérez, 2008) y esta tendencia se acentuó en la década siguiente, por lo que actualmente la probabilidad de divorcio también aumenta con la duración del matrimonio. Pérez (2008) menciona que otro aspecto que cambió dentro de la dinámica de los matrimonios fue que la edad de la mujer al inicio del matrimonio es un factor de peso para explicar la probabilidad de divorcio; a menor edad de la mujer, mayor es la probabilidad de divorcio.

De acuerdo con Greenstein (1990) hay dos factores económicos importantes que podrían estar relacionados con la disolución conyugal: i) que las esposas trabajen y tengan ingresos, y ii) que los ingresos de las esposas sean mayores a los ingresos de los esposos.

El autor menciona que las mujeres casadas si bien siempre han trabajado, antes de la industrialización y del cambio demográfico la mayoría de las mujeres lo hacían sin remuneración en el hogar produciendo bienes y servicios para la familia. Después, con la transición a una sociedad urbanizada e industrializada, las mujeres (casadas o no) incrementaron su tasa de participación en empleos remunerados fuera del hogar.⁷

⁷ La demanda de mujeres trabajadoras durante la Segunda Guerra Mundial, acompañada de los incentivos del gobierno para aumentar dicha participación, hizo que la tasa de participación femenina alcanzara un nivel superior a 20 por ciento para finales de la guerra” (Greenstein, 1990: 658). La tasa de divorcios alcanzó su nivel más alto hasta entonces después de concluida la Segunda Guerra Mundial, cuando cerca de 60 mil parejas se divorciaron en 1946 (Greenstein, 1990). Esta experiencia se vivió en el mismo periodo, en países como Canadá, Reino Unido, Australia, Países Bajos y la URSS.

Las mujeres tradicionales definidas por Greenstein (1995) son aquellas que aceptan la asignación de esferas de actividades separadas, donde el matrimonio consiste en un marido proveedor y una esposa dependiente que se encarga de la casa y de la crianza. Así, si una mujer que trabaja se encuentra en un matrimonio tradicional pero en un entorno conyugal insatisfactorio la expectativa de poder mantenerse por sí misma podría hacer que el divorcio se vuelva más atractivo.

Dentro de un matrimonio tradicional, si una mujer empieza a trabajar y deja de asumir sus tareas tradicionales, la pareja continuará sin tensiones si el hombre tolera el cambio. En caso contrario, si hay intolerancia al cambio de roles (en cualquiera de las partes) aparece “el efecto independencia” y se elevará rápidamente la probabilidad de que el matrimonio se disuelva.

Este planteamiento se puede rastrear desde el siglo XIX con el trabajo de Thwing y Thwing (1886) que apuntaba que los cambios producidos en la condición social, económica y política de la mujer (empoderamiento) habrían aumentado los divorcios. Analizan en particular la transición de una sociedad principalmente rural a una urbana e industrializada, en donde las mujeres casadas encontraron empleos remunerados fuera del hogar, lo que alteró el matrimonio tradicional. Relacionan la presencia del “efecto independencia” con el proceso de industrialización que existió en países como Australia, Inglaterra, Francia, Alemania y Suecia.⁸

Otro factor que explica la existencia del “efecto independencia” es la desigualdad inicial de género. Según Liu y Vikat (2007), cuanto menos igualitaria es la sociedad, dicho efecto se presenta más.

Ojeda (1986: 263) menciona que en México, en la década de los 80, el grado de escolaridad de la mujer y que “... tenga o no experiencia de ocupación prematrimonial” tienen efectos sobre la probabilidad de separación, aunque es marginal. Pero Pérez (2008) comenta que desde el 2000, el grado de escolaridad de la mujer y su incorporación al mercado laboral incrementaron su participación en la explicación de la probabilidad de divorcio.

Martin (2006) y Ono (1998) encontraron para los Estados Unidos una relación positiva entre el nivel educativo de las mujeres y la probabilidad de divorciarse. Poortman y Kalmijn (2002) encontraron el mismo resultado para Holanda, y De Rose (1992) para Italia.

Los resultados para países europeos tienen conclusiones variadas. Blossfeld *et al.* (1995) encontraron que el nivel educativo de las parejas afecta la probabilidad de divorcio de distinto modo en Suecia, Alemania e Italia, posiblemente porque esos países se encontraban en distintos mo-

⁸ Esta idea seminal también la encontramos mucho después en Greenstein (1990).

mentos de su transición sociodemográfica en la que las tasas de divorcio estaban incrementando de manera importante. En general, las diferencias en la forma en que la educación afecta el riesgo de divorcio se explica porque en países en donde los divorcios son poco frecuentes y socialmente mal vistos, los costos morales y sociales de la disolución marital son mayores que en aquellos en donde los divorcios son más comunes.⁹

Lyngstad (2004) y Tzeng y Mare (1995) descubrieron que el riesgo de divorcio aumenta a medida que las parejas van adquiriendo mayores niveles educativos, especialmente cuando el matrimonio está constituido.

Lyngstad y Jalovaara (2010) argumentan que muchos académicos concuerdan en que aunque los ingresos de la mujer no disminuyen los beneficios de la pareja,¹⁰ sí reducen las barreras que ella tiene para disolver un matrimonio conflictivo. Kalmijn y Poortman (2006) defienden que el incremento en el riesgo de divorcio derivado de que la mujer se encuentre empleada es mayor cuando es ella quien lo promueve.

South (2001) encontró que la relación entre el empleo de la mujer y la probabilidad de divorcio es positiva, pero sólo a partir de la segunda mitad de la década de 1980.

Brines y Joyner (1999) argumentan que el riesgo de divorcio es menor cuando cada integrante se especializa en una actividad.

Poortman (2005) encontró para los Estados Unidos que el riesgo de divorcio incrementa cuando algún miembro de la pareja trabaja a tiempo parcial, que puede explicarse por las presiones financieras que la pareja podría sufrir por la percepción de bajos ingresos. Conger *et al.* (1990), Lewin (2005) y Poortman (2005) descubrieron que la inestabilidad económica incrementa el riesgo de divorcio. Estudios posteriores han demostrado que el desempleo, ya sea que afecte al hombre o a la mujer, incrementa el riesgo de separación (Jalovaara, 2001, Kraft, 2001, Lewin, 2005 y Sander, 1992). Por otro lado, Böheim y Ermisch (2001) y Weiss y Willis (1997) encuentran que la probabilidad de divorcio aumenta sustancialmente tras cambios abruptos en los ingresos que perciben las parejas. Al respecto, Jalovaara (2003) encuentra que el riesgo de divorciarse es menor cuando los ingresos del hombre son más altos y viceversa.

El “efecto ingreso” refiere a la disminución del riesgo a divorciarse cuando aumentan los ingresos totales de los que goza una pareja, aun cuan-

⁹ A este planteamiento se le conoce como *Hipótesis de Goode* (Goode, 1962), que aquí no atenderemos.

¹⁰ Estos “beneficios” se refieren a la teoría microeconómica usada inicialmente por Becker *et al* (1977) que justifica la decisión de casarse o divorciarse en función de la “maximización” de una función de utilidad doméstica.

do provengan de un incremento en los ingresos de la mujer. Este efecto ocurre junto con el “efecto independencia” y, de acuerdo con Ross *et al.* (1975), el efecto neto es positivo respecto a la probabilidad de divorcios porque el “efecto independencia” supera las ventajas del “efecto ingreso”.

En favor de la hipótesis del “efecto independencia”, Svarer y Verner (2006) encontraron que el riesgo de divorcio aumenta a medida que también lo hace el ingreso de la mujer.

Además de los aspectos laborales, existen otros elementos que influyen directamente en la decisión de divorciarse. Uno de los principales es el tema de los hijos. De acuerdo con Andersson (1997) y Brines y Joyner (1999) el tener hijos en común reduce significativamente el riesgo de divorcio debido a que son una especie de capital familiar. Waite y Lillard (1991) explican que el efecto es especialmente fuerte cuando los hijos son pequeños y que se reduce a medida que crecen. Steele *et al.* (2005), por ejemplo, encuentran que tener hijos reduce el riesgo de divorcio cuando están en preescolar, pero aumenta cuando crecen.

Lillard y Waite (1993) encuentran para los Estados Unidos —entre los años 60 y 90— que mientras que el primer hijo reduce el riesgo de divorcio, los siguientes tienen justo el efecto contrario, aunque el resultado no es concluyente porque en otros estudios se ha demostrado que esto es válido sólo para algunos países.

En México, Solís y Medina (1996) reportan que la probabilidad de divorcio se reduce en parejas que tienen hijos pequeños; pero cuando los hijos crecen, ocurre lo contrario.

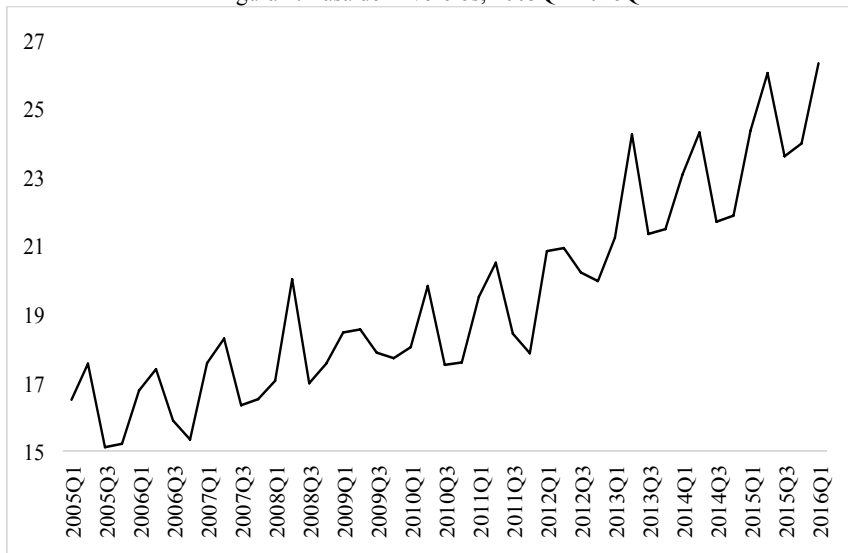
EL DIVORCIO EN MÉXICO. HECHOS ESTILIZADOS

En esta sección primero presentamos análisis descriptivos y de correlación que posteriormente son probados rigurosamente en la sección siguiente al hacer inferencia estadística que permite establecer relaciones de causalidad a partir de la estimación de cinco Vectores de Corrección de Error con un rezago VECM (1).

El hecho que motiva este artículo se aprecia en la Figura 1 que muestra que la tasa de divorcios está creciendo de manera clara y sostenida, al grado que en 2016 uno de cada cuatro matrimonios se disuelve.¹¹

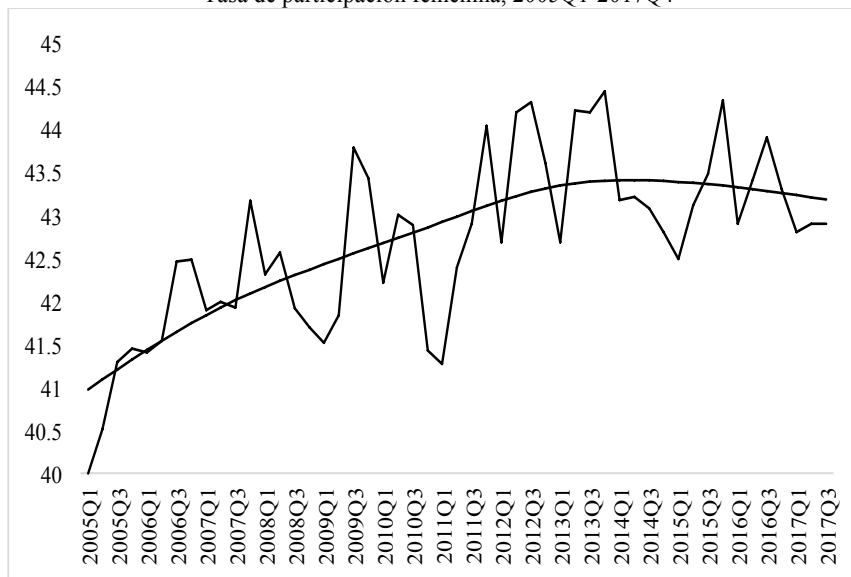
¹¹ Como ya advertimos, en México existe gran pobreza de información sobre el tema. No tenemos información disponible para series de mercado laboral previas a 2005Q1 ni tampoco seguimiento por cohortes de matrimonios ni ocurrencia de divorcios por edades o duración del matrimonio, como en el caso de los países desarrollados. Sin embargo, los datos disponibles permiten probar con cabalidad la hipótesis del artículo y plantear muchas preguntas a responder.

Figura 1: Tasa de Divorcios, 2005Q1-2016Q1



Fuente: INEGI (2018a). La tasa de divorcios refiere el número de eventos por cada 100 matrimonios.

Figura 2:
Tasa de participación femenina, 2005Q1-2017Q4



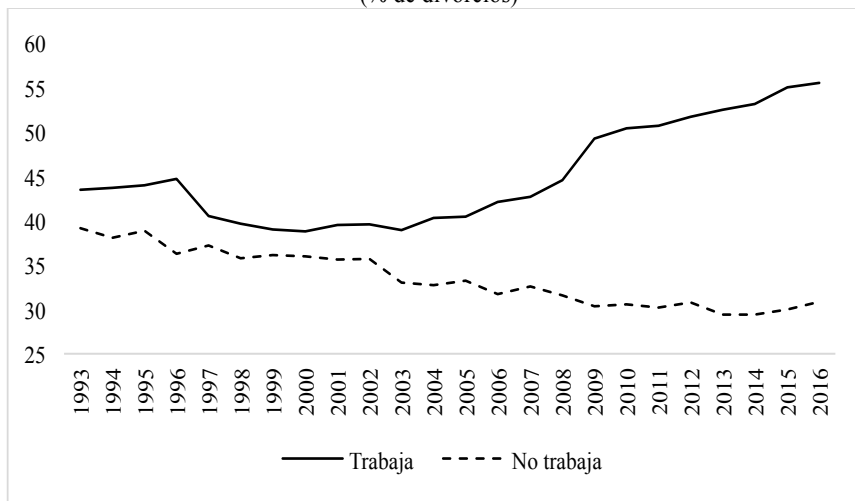
Fuente: ENOE (2018). Serie ajustada con filtro HP.

En términos de nuestra hipótesis del “efecto independencia”, postulamos que una variable importante a partir de la cual podemos medir el empoderamiento femenino es la Tasa de Participación Laboral Femenina (ver Figura 2).

Apreciamos un aumento constante hasta 2013.Q3 que posteriormente comienza a reducirse. Kaplan (2017) sugiere que esta reducción se explica por el aumento de la precarización de las condiciones laborales que han desalentado la participación de las mujeres aún a niveles muy bajos.¹² De mantenerse estas condiciones, es altamente probable que sea un factor que contrarreste la tendencia positiva de la tasa de divorcios.¹³

La Figura 3 presenta los divorcios por estatus laboral de las mujeres solicitantes. Se observa que las mujeres que mayoritaria y crecientemente solicitan divorcios están ocupadas, lo que de nuevo ofrece evidencia del “efecto independencia”.

Figura 3:
Mujeres solicitantes de divorcios por condición de ocupación, 1993-2016
(% de divorcios)



Nota: La suma no es del 100% por problemas de captura de la encuesta.
Fuente: Cálculos propios basados en INEGI (2018a).

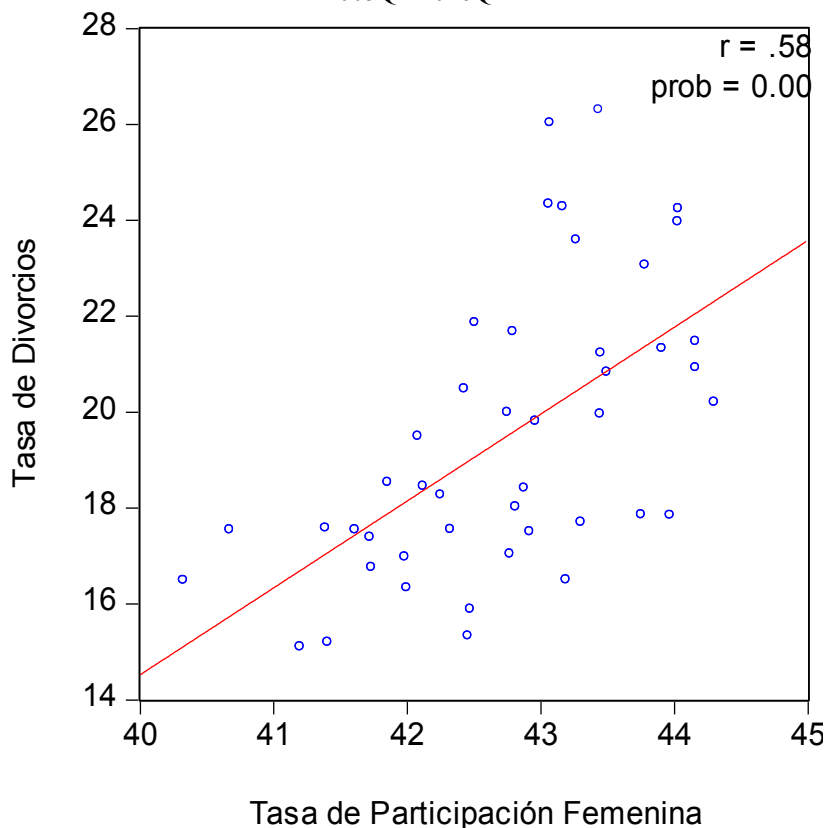
¹² La tasa de participación femenina en México es muy baja comparada no sólo con países de la OCDE, sino también con países de niveles de desarrollo similares como Brasil, Colombia y Chile.

¹³ Esto se prueba empíricamente al hacer análisis de escenarios en el apartado final.

La Figura 4 ilustra y fortalece nuestra hipótesis del “efecto independencia” en la medida que se encuentra correlación estadística positiva y significativa entre la tasa de participación femenina y la tasa de divorcios.

La Figura 5 muestra que las parejas que tienen entre uno y dos hijos destacan respecto a las demás, representando 52 por ciento del total de los divorcios, mientras que los divorcios en parejas que no tienen hijos es menor a 20 por ciento. Asimismo, llama la atención que los divorcios crecen cuando las parejas tienen más de tres hijos.¹⁴

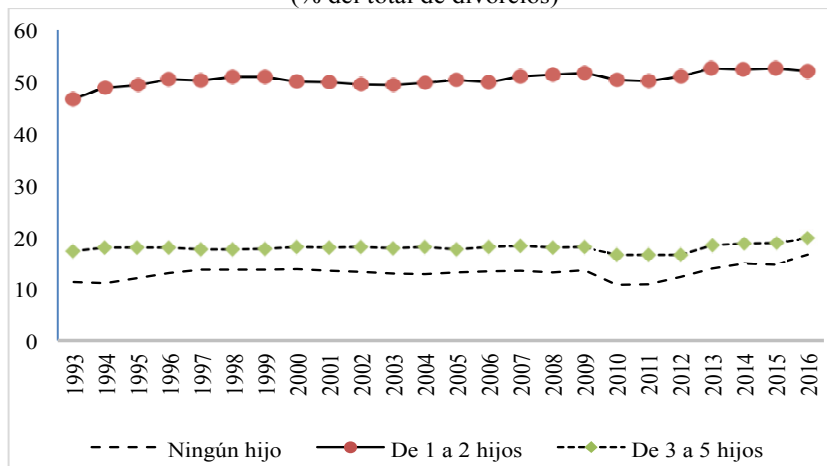
Figura 4:
Tasa de Participación Femenina y la Tasa de Divorcios,
2005Q1-2016Q1



Fuente: cálculos propios basados en ENOE (2018) e INEGI (2018a).

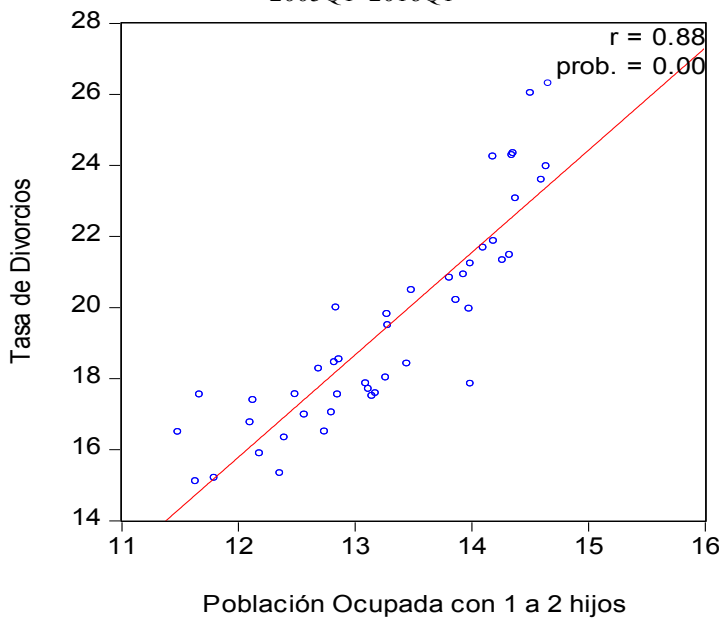
¹⁴ Esto parece contradecir lo que reporta la literatura, pero rebasa por completo el objetivo del artículo.

Figura 5:
Divorcios por número de hijos, 1993-2016
(% del total de divorcios)



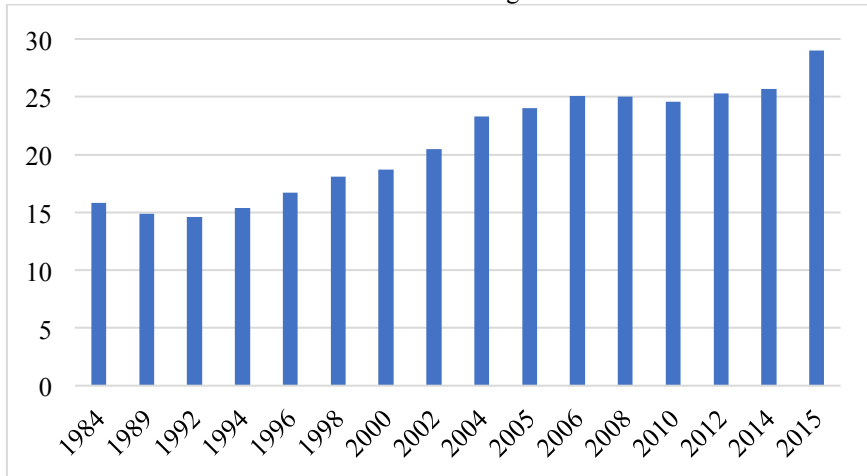
Fuente: INEGI (2018a).

Figura 6:
Tasa de Divorcios y la Población Ocupada con 1 a 2 hijos,
2005Q1–2016Q1



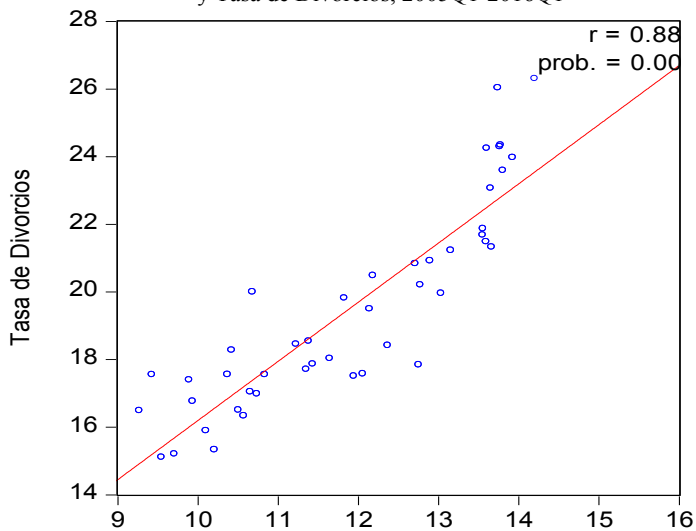
Fuente: cálculos propios basados en la ENOE (2016).

Figura 7:
 Porcentaje de hogares encabezados por mujeres, 1984-2015
 % del total de hogares



Fuente: cálculos propios basados en la ENOE (2016).

Figura 8:
 Mujeres Ocupadas con Educación Superior y Media Superior
 y Tasa de Divorcios, 2005Q1-2016Q1



Mujeres Ocupadas con Educación Media Superior y Superior

Fuente: cálculos propios basados en la ENOE (2016).

La Figura 6 refuerza los resultados anteriores en la medida que reporta una relación positiva, significativa y fuerte (88 por ciento) entre la población ocupada que tiene entre uno y dos hijos y la tasa de divorcios.

La Figura 7 muestra que para todo el periodo de análisis se ha duplicado el porcentaje de hogares encabezados por mujeres, lo que abona a favor de la hipótesis del estrés social.

La Figura 8 refuerza de nuevo nuestra hipótesis del “efecto independencia” en la medida que existe una correlación muy alta (88 por ciento) y significativa entre las mujeres más educadas y la tasa de divorcios.

ASPECTOS ECONÓMICOS

Especificación

De la revisión de la literatura, y a partir de la disponibilidad de información elegimos el siguiente conjunto de información (Y) para analizar los determinantes socioeconómicos de la tasa de divorcios en México (2005Q1-2016Q1):

$$Y = \{TDIV, TPF, TCCOH, MUJS, PIB, PO1y2H, POSH\} \quad (1)$$

Que significan: *TDIV*: Tasa de divorcios, *TPF*: Tasa de Participación Femenina, *TCCOH*: Tasa de Condiciones Críticas de Ocupación de los Hombres, *MUJS*: Porcentaje de Mujeres con Educación Media Superior y Superior, *PIB*: Producto Interno Bruto a precios de 2013, *PO1y2H*: es el porcentaje de la población ocupada con uno a dos hijos y *POSH*: porcentaje de la población ocupada sin hijos.¹⁵

Tenemos siete variables endógenas, además de la constante, lo cual impide hacer una sola estimación por los problemas de grados de libertad y de multicolinealidad.¹⁶

No sólo advertimos que las series utilizadas no son estacionarias en sus niveles, como se ve en el Anexo 1, sino que adicionalmente, como se aprecia con la prueba Zivot-Andrews (2002) en el Anexo 2, todas —a exceptuar del *PIB* y *PO1y2H*¹⁷— presentan cambio estructural después de la *Gran Recesión* de 2009.¹⁸ En particular destaca el hecho que en 2010Q3 *TDIV* presentó cambio estructural en intercepto y tendencia, lo mismo que *TCCOH* en 2015Q3 y *TPF* en intercepto en 2014Q1 y en tendencia en

¹⁵ Revisar el glosario de términos que se encuentra en el Anexo 6.

¹⁶ Loria y Salas (2016) analizan la naturaleza y el problema de multicolinealidad en un VEC.

¹⁷ Estas dos variables no reportan cambio estructural, aunque sí tienen raíz unitaria.

¹⁸ La falta de cambio estructural en *PIB* y *PO1y2H* se debe a lo reducido de la muestra, tal como está en el pie de página del Anexo 2, lo que también imposibilitó la aplicación de la prueba Lee-Strazicich (2003).

2013Q3, y *POSH* en intercepto en 2016Q1. En todo caso, llama la atención el cambio estructural de *TDIV* respecto a los que aquí consideramos que son sus determinantes, poco después de la *Gran Recesión*, lo que sugeriría que han empeorado las condiciones socioeconómicas que afectan la incidencia de los divorcios.

Una vez que hemos detectado que todas las variables que participan en el sistema de información son integradas de orden uno, es pertinente ver si existen relaciones estables (de cointegración) de largo plazo. Con el fin de probar nuestra hipótesis central y evitar incurrir en problemas de sobreparametrización y de multicolinealidad que conducen a resultados ineficientes y a signos contrarios, construimos cinco modelos alternativos y parsimoniosos que no son excluyentes, sino complementarios en términos de nuestra hipótesis central. Debido a la escasez de grados de libertad sólo empleamos un rezago, por lo que en todos los casos tenemos VECM (1).

El Anexo 3 muestra que para los cinco modelos seleccionados existen sendas relaciones de cointegración a partir de las pruebas de la traza y del Máximo Eigenvalor.¹⁹

Según el enfoque moderno de series de tiempo, es necesario tener en cuenta no sólo los parámetros de largo plazo, sino también el desequilibrio de corto plazo dejando hablar libremente a los datos (Juselius, 2006 y Lütkepohl y Krätzig, 2004). Esta es una característica específica de la metodología VEC.

La condición necesaria para que estos modelos tengan solución es que al menos exista un vector de cointegración ($r = 1$, Patterson, 2000) y que el sistema sea de rango reducido ($r < k$). En la medida que esto se cumpla, debe existir un mecanismo que asegure los ajustes dinámicos de corto plazo en términos de que los choques que sufre el sistema deben corregir la evolución de las variables endógenas hacia su relación de equilibrio de largo plazo en torno a la variable que hemos definido como dependiente o a explicar (*TDIV*).

El VEC general irrestricto de Johansen (1988) en forma reducida se puede expresar como:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{t-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

¹⁹ Los modelos 1 y 5 reportan 2 vectores de cointegración. Para fines de nuestro objetivo principal sólo usamos uno en cada caso, que son los que reportan resultados en el sentido de nuestra hipótesis.

Donde y_t es un vector de variables endógenas (que nosotros hemos definido previamente como conjunto de información (Y)), α es el mecanismo de corrección de error y sobre el que también se prueba exogeneidad débil, β es el número de relaciones (vectores) de cointegración, Γ_1 es la matriz de coeficientes del VAR de corto plazo en primeras diferencias, Bx_t refiere al conjunto de variables exógenas, y ε_t es un vector de innovaciones de comportamiento Gaussiano.

Todos los modelos se estimaron en forma doble logarítmica, por lo que en todos los casos los parámetros estimados representan elasticidades constantes de largo plazo. El procedimiento elegido fue seleccionar grupos de variables fuertemente asociadas a la hipótesis que no son excluyentes. En ese sentido, tomamos a *TPF* y *TCCOH* como variables de control e hicimos diversas combinaciones en torno de nuestra hipótesis.

Como se estimó más de un modelo, es importante definir los criterios de selección. La econometría aplicada enfrenta siempre el problema sobre la selección del modelo “verdadero” o el que más se aproxima al Proceso Generador de Información, que es totalmente desconocido por el investigador (Hendry, 1995). En ese sentido, se debe buscar simultáneamente el mejor modelo estadístico estimable y el más útil, que a fin de cuentas debe ser aquel que sea más parsimonioso, plausible e informativo (Feldstein, 1982: 829). Esto se consigue a partir de seguir el procedimiento iterativo de lo general a lo particular TTT de Hendry (1995).

En este trabajo nos enfrentamos al problema de cinco modelos alternativos y complementarios y, para discernir y seleccionar el modelo que mejor prueba nuestra hipótesis central, seguimos la siguiente estrategia: i) cumplir con los criterios habituales de correcta especificación, ii) los signos de los regresores son los que dicta la teoría (Hendry y Richard, 1983) y iii) que la simulación dentro de la muestra arroje el menor componente sistemático (sesgo) del Coeficiente de Theil.²⁰ También se consideró la prueba “en medio de los ojos” de Kennedy (2002).²¹

La normalización de los cinco modelos sobre *TDIV* es adecuada a partir de probar exogeneidad débil (véase Anexo 4), que es una exigencia de correcta especificación (Maddala, 1996 y Charemza y Deadman, 1999), y para efectos de pronóstico²² se requiere que además haya causalidad en el

²⁰ Pindyck y Rubinfeld (1991: 336-341). Se hizo la simulación dinámica y estocástica con el método de Broyden. Véase anexo.

²¹ ¿Los signos de los coeficientes son los esperados? ¿Las variables son estadísticamente significativas? ¿Las magnitudes de los coeficientes son razonables? ¿Los resultados son consistentes con la teoría?

²² Que es lo que se hizo en la sección cuatro.

sentido de Granger. De esta suerte, se cumplirá con la condición de exogeneidad fuerte.

Tabla 1: Modelos de Cointegración de la Tasa de Divorcios, 2005Q1-2017Q4

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	-7.93	-17.39	-6.94	1.84	-9.19
<i>TPF</i>	2.20	0.90	1.22	1.48	2.20
<i>TCCOH</i>	0.40	0.39	0.26	0.38	0.90
<i>MUJS</i>	0.66	0.31			0.66
<i>PIB</i>		0.92			
<i>PO1y2H</i>			1.79		
<i>POSH</i>				-2.28	
Mecanismo de corrección de error α_i^*	-0.68 (-3.85)	-0.99 (-6.07)	-0.85 (-4.80)	-0.69 (-2.31)	-0.70 (-4.67)
**Identificación Boswijk (1995)	0.95 (0.61)	7.52 (0.11)	2.92 (0.40)	3.84 (0.27)	4.67 (0.09)
Tendencias Comunes	2	4	3	3	2
***Raíz máxima del polinomio característico	0.76	0.81	0.60	0.87	0.74
(Normalidad) Lutkepohl	5.02 (0.75)	4.35 (0.92)	4.92 (0.76)	4.71 (0.78)	3.11 (0.92)
LM (6)	16.32 (0.43)	17.23 (0.87)	15.03 (0.52)	12.71 (0.69)	15.73 (0.47)
White NC	135.22 (0.80)	216.61 (0.64)	110.09 (0.89)	187.22 (0.86)	114.13 (0.98)
U^T	0.035	0.04	0.03	0.04	0.0478
U^M	0.20	0.52	0.23	0.59	0.5507
U^S	0.01	0.00	0.01	0.00	0.0065
U^C	0.79	0.48	0.76	0.41	0.4545

Nota: * Valor del estadístico t . ** Ningún modelo rechaza la imposición de restricciones conjuntas y vinculantes de cada variable involucrada, por lo que podemos decir que están especificados correctamente. Todos los modelos fueron identificados mediante el método de Boswijk (1995), que implica identificar de manera conjunta y vinculante los parámetros de largo plazo y los mecanismos de corrección de error a partir de imponer un conjunto de restricciones. En consecuencia, la significancia de cada parámetro y la bondad de ajuste se evalúan al mismo tiempo con la prueba χ^2

*** Implica la estabilidad dinámica de todos los VEC.

Todos los modelos presentan correcta especificación, por lo que usamos los criterios del coeficiente de Theil (U^T) para elegir al más adecuado en los términos referidos.

En una distribución ideal U^c que mide la contribución del error no sistemático (covarianza) debería ser 1 y el sistemático (sesgo) $U^M = U^s$ (varianza) = 0. De esto resulta que elegimos el modelo 3 que es sobre el que hacemos el análisis central y la construcción de escenarios. Sin embargo, los demás modelos permiten apoyar analíticamente nuestros resultados principales en torno a la hipótesis central del trabajo. En ningún caso se encuentran resultados contradictorios entre sí (Tabla 1).

Los anexos 4 y 5 presentan el cumplimiento de las pruebas de exogeneidad débil y fuerte del modelo 3.

La prueba de exogeneidad débil se refiere a que la variable que estamos considerando dependiente (que es explicada por el resto) realmente lo sea y no tenga capacidad de explicar a las demás.

Análisis y discusión de resultados

Con el afán de la especificidad, a continuación puntualizamos el análisis de los principales resultados de las relaciones de cointegración.

1. En todos los casos (en los cinco modelos) los parámetros tienen los signos correctos dictados por la teoría.
2. En todos los modelos TPF es una variable muy relevante en la medida que tiene una relación muy elástica sobre $TDIV$, con excepción del modelo 2 en donde el efecto es de 0.9. En los Modelos 1 y 5 presenta un notable efecto sobre $TDIV$ (2.2) y en todos los casos es mucho más trascendente que $TCCOH$ y $MUJS$. Llama la atención su enorme elasticidad, a pesar de que como vimos en los hechos estilizados esta variable ha perdido mucha fuerza desde el año 2013.
3. $TCCOH$ es positiva y presenta una relación importante y significativa, pero inelástica (menor que uno). En los cinco modelos sus parámetros son similares, con excepción del modelo 5 en que su elasticidad es sustancialmente mayor (0.90).
4. Observamos que $TDIV$ en el Modelo 3 es muy elástica a $POIy2H$ (1.79) y mayor que TPF , lo cual se refuerza y se complementa con el alto valor (negativo) de la elasticidad de $POSH$ en el Modelo 4.

El análisis de impulso-respuesta nos permite analizar la sensibilidad dinámica de las variables ante choques a las innovaciones aleatorias del sistema. Para evitar que el ordenamiento de las variables afectara la sen-

sibilidad de las respuestas, se utilizó el procedimiento de Pesaran y Shin (1998), con lo cual el conjunto ortogonal de innovaciones no depende del ordenamiento de las variables del VEC.

En la Figura 9 presentamos los impulsos-respuesta del Modelo 3 y verificamos que todos ellos son positivos, estadísticamente significativos y permanentes.

Con lo anterior, corroboramos nuestra hipótesis que indica que los factores de empoderamiento femenino y de relajamiento del rol masculino tradicional de proveedor (*TCCOH*) inciden positivamente en la evolución de *TDIV*. Asimismo, se observa el fenómeno de histéresis de los divorcios; esto es que una vez que son chocados por sí mismos, crecen y no se reducen o regresan a su nivel original.

En virtud de que mencionamos que las hipótesis de los otros modelos no son excluyentes, añadimos el análisis impulso-respuesta con las variables *MUJS*, *PIB* y *POSH*. Nuevamente las respuestas de *TDIV* son congruentes con nuestra hipótesis. En particular, se observa que la única variable que reduce *TDIV* es *POSH* (Figura 10).

Un aspecto muy importante a destacar y que se muestra en la Figura 11 es el efecto contractivo y permanente de *TCCOH* sobre el *PIB*, lo cual refuerza la hipótesis central de que la baja productividad de la ocupación de los empleos que se asocian a la *TCCOH* afecta negativamente el crecimiento económico de largo plazo.

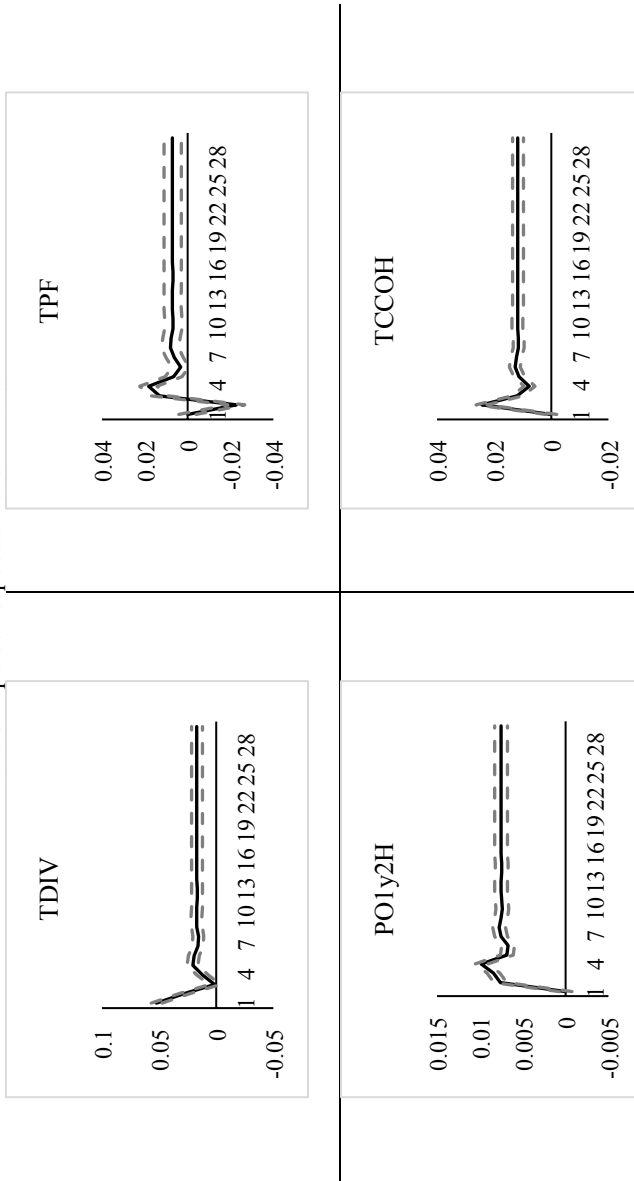
Otro aspecto fundamental del análisis inferencial del VEC es la descomposición de la varianza, Tabla 2, que muestra la importancia relativa de cada variación en las innovaciones de las variables endógenas en las fluctuaciones de *TDIV*.

Tabla 2: Modelo 3. Análisis de descomposición de varianza, 2005Q1-2017Q4

Periodos	<i>TDIV</i>	<i>PO1y2H</i>	<i>TCCOH</i>	<i>TPF</i>
1	62.265	27.516	9.880	0.339
5	30.885	27.529	25.078	16.508
10	23.181	32.290	30.241	14.289
20	16.238	36.604	34.350	12.808
30	13.038	38.594	36.232	12.136

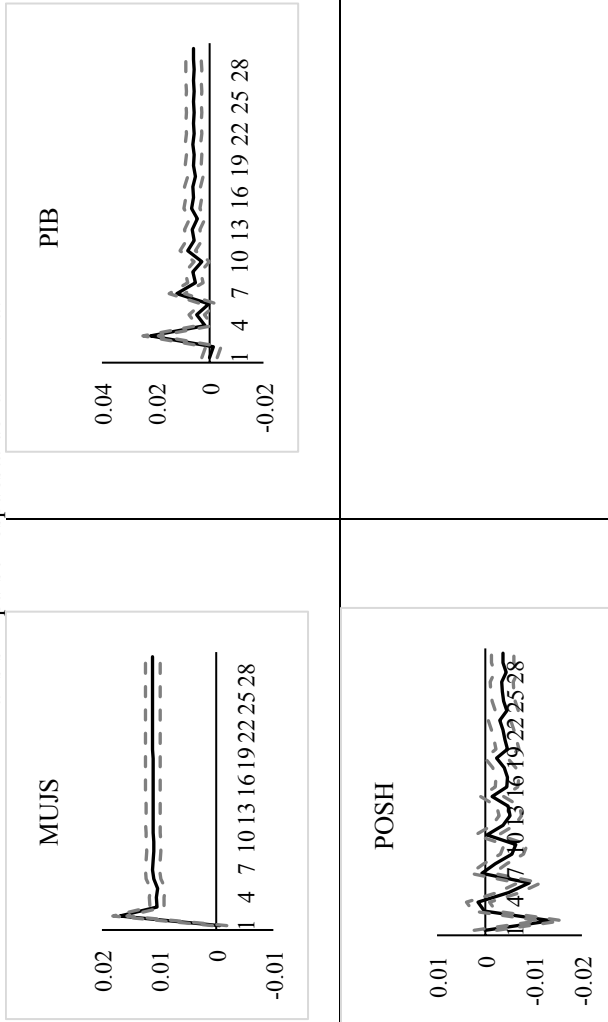
Fuente: elaboración propia.

Figura 9:
Análisis impulso-respuesta de la TDIV a:



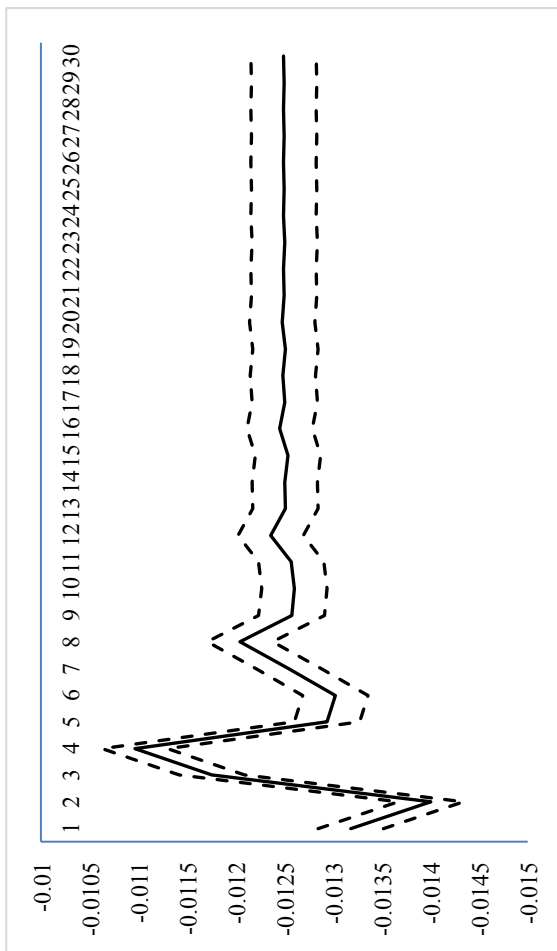
Nota: Las bandas de confianza se calcularon con el método de Bootstrap (método percentil) con mil iteraciones que permite obtener la desviación estándar de la muestra a 95% de confianza.

Figura 10:
Análisis impulso-respuesta de la *TDIV* a:



Nota: Las bandas de confianza se calcularon con el método de Bootstrap (método percentil) con mil iteraciones que permite obtener la desviación estándar de la muestra a 95% de confianza.

Figura 11:
Análisis impulso-respuesta de PIB a TCCOH



Nota: Las bandas de confianza se calcularon con el método de Bootstrap (método percentil) con mil iteraciones que permite obtener la desviación estándar de la muestra a 95% de confianza.

Para evitar que el ordenamiento influyera en el resultado, seguimos el criterio de ordenar las variables de la más exógena a la más endógena, colocando al final la variable que nos interesa explicar (*TDIV*).²³ Esto permitió que *TDIV* captara toda la dinámica del ordenamiento de Cholesky.

Es muy importante ver que la dinámica propia de *TDIV* disminuye rápidamente hasta llegar a explicar solamente 13 por ciento de su propia variación hacia el periodo 30. Por el contrario, *TCCOH* y *POIy2H* suman al final alrededor de 74 por ciento de la varianza total de *TDIV*. En particular, destaca que *TCCOH* pasa de 9.9 a 36 por ciento, mientras que la variación marginal de *POIy2H* es mucho menor. Esto nos habla de la capacidad que tienen las condiciones socioeconómicas de influir en la decisión de divorciarse, lo que ya preveíamos desde la revisión de literatura y los hechos estilizados. Por último, llama la atención que después de crecer extremadamente rápido hasta los primeros cinco periodos, se reduce en adelante la contribución de *TPF*, lo cual puede deberse a que esta variable viene cayendo desde 2013.

Por último, y con el afán de cerrar el análisis, estimamos la relación de largo plazo (también mediante cointegración) de la Productividad Total de los Factores (*PTF*) respecto a *TDIV* para el mismo periodo.

$$\begin{aligned} PTF_t &= 5.08 - 0.24 DIV_t + e_t & (3) \\ t & \quad \quad \quad (-2.23) \\ \alpha_{11} &= -0.001 \\ t & \quad \quad \quad (-2.13) \end{aligned}$$

La ecuación 3 refrenda nuestra hipótesis central en cuanto a que la reducción de *PTF* en el largo plazo se explica por la pérdida de calidad del capital humano generada por el aumento de los divorcios que provocan estrés y descomposición social. Llama la atención que el coeficiente de ajuste de corto plazo es muy bajo, pero significativo, lo cual refuerza la hipótesis de que el efecto de *TDIV* sobre *PTF* no es inmediato, sino de largo plazo. En virtud de que también se prueba exogeneidad fuerte de *TDIV* sobre *PTF* se concluye que este modelo también es robusto para hacer inferencia estadística y pronóstico.

ANÁLISIS DE ESCENARIOS

A partir del modelo 3, realizamos dos ejercicios econométricos de escenarios para el horizonte 2017Q4-2022Q4 a partir de hacer simulaciones

²³ Esto se hizo con la prueba de Causalidad de Granger (Anexo 5) y con los elementos provistos por la teoría.

dinámicas y estocásticas con el método de Broyden,²⁴ con un intervalo de confianza de 95%, ver Tabla 3.

Tabla 3: Análisis de Escenarios, 2017Q4-2022Q4

	Escenario 1			Escenario 2		
	2016.2	2022.4	Δ	2016.2	2022.4	Δ
TDIV	27.0	32.5	5.5	27.4	32.3	4.9
TPF	43.7	44.4	0.7	42.0	42.0	0.0
PO1y2H	14.7	16.6	1.9	14.6	16.4	1.8
TCCOH	14.8	16.3	1.5	14.3	14.6	0.3

Nota: cálculos propios basados en las simulaciones del modelo 3.

Escenario 1

No hicimos supuestos de comportamiento de las variables. Dejamos que el sistema libremente generara los valores de todas las variables endógenas del sistema y encontramos una clara tendencia positiva de las cuatro variables endógenas.

Escenario 2

Este escenario supone que la *TPF* se frena y se mantiene estable en 42 por ciento para todo el horizonte de pronóstico, lo cual supone una tasa muy baja, comparada con su evolución histórica media para 2005.1-2017.4 que fue de 42.7 por ciento. Esto lo hicimos para ver la sensibilidad del sistema debido a la alta elasticidad de *TDIV* respecto a *TPF*.

El análisis de la Tabla 3 indica con toda claridad que de elevarse *TPF*, aunque sea marginalmente (Escenario 1), todas las demás variables crecen de manera relevante, en particular la precarización del empleo masculino (1.5 contra 0.3 de variación) para todo el horizonte de pronóstico.

Por otro lado, para ambos escenarios no parece haber un cambio sustancial en *PO1y2H*, aunque se reduce marginalmente en el escenario 2.

Por último, es evidente que el freno de *TPF* tendría un efecto sensible en la evolución de *TDIV*, lo cual en este momento apuntaría a que el regreso a la familia nuclear —*ceteris paribus*— tendría menores efectos de descomposición familiar y social y por ende también sobre el crecimiento económico de largo plazo. Este resultado está en línea con la propuesta de Toffler (1983: 211).

²⁴ Revisar anexo.

De cualquier manera, se observa una dinámica muy fuerte de *TDIV* que aún el freno en *TPF* no puede revertir.

CONCLUSIONES

Hemos advertido que tanto el matrimonio como el divorcio son elecciones que toman los individuos a partir del conocimiento previo y de las expectativas que tienen de su pareja. Con el paso del tiempo el conocimiento de la pareja incide en la satisfacción. En la medida que este conocimiento se vuelva más completo y que revele más insatisfacción, y que las mujeres se empoderen económica y socialmente, la probabilidad y la ocurrencia de divorcios aumentan en el tiempo.

El divorcio tiene consecuencias emocionales negativas en todos los participantes de las familias que a su vez afectan la productividad total factorial, por lo que conducen a pérdidas económicas por depresión, ansiedad, afectaciones cognitivas y ausentismo laboral en el largo plazo.

En efecto, en la medida que hemos probado empíricamente que en México la población ocupada que tiene uno o dos hijos es la que más se divorcia, se genera una afectación social en el largo plazo en la medida que se multiplican los hogares uniparentales, principalmente encabezados por mujeres.

Este resultado es muy preocupante porque las mujeres mexicanas perciben hasta 30 por ciento menos ingreso que los hombres (Alarcón y McKinley, 1994). Al tener que trabajar, descuidan así en cantidad y calidad a los hijos. Entre otras muchas consecuencias, esto tiende a traducirse en descuido en la formación académica y personal de los hijos, que después redundará en baja calidad de capital humano y, por ende, en la obtención de empleos precarios o en la selección de actividades criminales que les reditúan mayores ingresos, pero a costa de empeorar el tejido y el estrés social. Al final, ambas elecciones afectan el crecimiento de largo plazo.

Estimaciones propias revelan que a largo plazo la tasa de divorcios impacta negativamente a la Productividad Total de los Factores, que es el motor de crecimiento de largo plazo, y la explicación de ese efecto deriva de considerar que una vez que los hijos crezcan, producto de los divorcios, tendrán menor capital humano. Pero también los divorciantes verán disminuidas sus capacidades cognitivas y emocionales por el rompimiento familiar. Con lo anterior, nos encontramos ante una explicación alternativa (adicional y complementaria) del lento crecimiento que ha tenido la economía mexicana en las últimas décadas. Si bien el análisis comprende un

periodo corto y reciente por la escasez de información, consideramos que las conclusiones pueden extenderse en el tiempo.

Hemos encontrado evidencia empírica sólida de que en México opera el “efecto independencia” que tiene que ver con que los divorcios crecen si se da la siguiente combinación de variables: i) las mujeres se encuentren en un matrimonio tradicional disfuncional, ii) puedan mantenerse a sí mismas y iii) si el hombre deja de cumplir su rol de proveedor por caer en condiciones laborales precarias.

En suma, todas las variables de cambio social asociadas al empoderamiento de las mujeres y precarización laboral de los hombres han tenido un efecto significativo en el aumento de los divorcios en México, al menos para el periodo 2005Q1-2016Q1.

Hicimos dos ejercicios de pronóstico y observamos que aun en el caso de mantener fija la tasa de participación femenina, la dinámica de los divorcios no se detiene, por lo cual a menos que otras variables no consideradas en este estudio se mejoren, la productividad factorial seguirá cayendo por el efecto de estrés social que genera la desintegración familiar.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alarcón, D. and McKinley, T., 1994, “Gender Differences in Wages and Human Capital: Case Study of Female and Male Urban Workers in Mexico from 1984 to 1992”, in *Frontera Norte*, 6(12), 41-50.
- Andersson, G., 1997, “The Impact of Children on Divorce Risks of Swedish Women”, in *European Journal of Population*, 13(2), 109-145.
- Arias, J., Azuara, O., Bernal, P., Heckman, J. J. and Villarreal, C., 2010, *Policies to Promote Growth and Economic Efficiency in Mexico*. National Bureau of Economic Research.
- Arraigada, I., 2007, “Familias latinoamericanas: cambiantes, diversas y desiguales”, en *Papeles de Población*, UAEMEX. 13(53), 9-22.
- Becker, G. S., Landes, E. M. and Michael, R. T., 1977, “An Economic Analysis of Marital Instability”, in *Journal of Political Economy*, 85(6), 1141-1187.
- Blossfeld, H. P., De Rose, A., Hoem, J. M. and Rohwer, G., 1995, “Education, Modernization, and the Risk of Marriage Disruption in Sweden, West Germany, and Italy”, in *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, 200-222.
- Böheim, R. and Ermisch, J., 2001, “Partnership Dissolution in the UK - the Role of Economic Circumstances”, in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(2), 197-208.
- Boswijk, H. P., 1995, “Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models”, in *Journal of Econometrics*, 69(1), 133-158.

- Brines, J. and Joyner, K., 1999, "The Ties that Bind: Principles of Cohesion in Cohabitation and Marriage", in *American Sociological Review*, 333-355.
- Burke, P. J., 1991, "Identity Processes and Social Stress", in *American Sociological Review*, 836-849.
- Buvinic, M., 1991, *La vulnerabilidad de los hogares con jefatura femenina: preguntas y opciones de política para América Latina y el Caribe*. CEPAL. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/5912/S9100142_es.pdf?sequence=1
- CEPAL, 2004, *Caminos hacia la equidad de género en América Latina y el Caribe*. Trabajo presentado en la 9a. Conferencia Regional sobre la Mujer de América Latina y el Caribe, Santiago de Chile.
- CEPAL, 2010, *Productividad y brechas estructurales en México*. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/40165/1/S1600553_es.pdf.
- Charemza, W. and Deadman, D., 1999, *New Directions in Econometrics Practice. General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autoregression*, Edward Elgar.
- Conger, R. D., Elder Jr., G. H., Lorenz, F. O., Conger, K. J., Simons, R. L., Whitbeck, L. B. and Melby, J. N., 1990, "Linking Economic Hardship to Marital Quality and Instability", in *Journal of Marriage and the Family*, 643-656.
- De Rose, A., 1992, "Socio-Economic Factors and Family Size as Determinants of Marital Dissolution in Italy", in *European Sociological Review*, 8(1), 71-91.
- Enders, W., 2004, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons. New York.
- ENOE, 2016, *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*. Recuperado de <http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/enoe/>
- ENOE, 2018, *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*. Recuperado de <http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/enoe/>
- Eviews, 2013, *Users Manual*. Disponible en <https://www3.nd.edu/~nmark/FinancialEconometrics/EViews%2010%20Users%20Guide%20I.pdf>
- Feldstein, M., 1982, "Inflation, Tax Rules and Investment: Some Econometric Evidence", in *Econometrica*, 50, 825-62.
- FRED, 2018, *Total Factor Productivity Level at Current Purchasing Power Parities for Mexico*. Recuperado de <https://fred.stlouisfed.org/series/CTFP-PPMXA669NRUG>
- Gluckman, P. D. and Hanson, M. A., 2004, *The Fetal Matrix: Evolution, Development and Disease*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Goode, W. J., 1962, "Marital Satisfaction and Instability. A Cross-Cultural Class Analysis of Divorce Rates", in *International Social Science Journal*, 14(3), 507-526.

- Greenstein, T. N., 1990, "Marital Disruption and the Employment of Married Women", in *Journal of Marriage and the Family*, 657-676.
- Greenstein, T. N., 1995, "Gender Ideology, Marital Disruption, and the Employment of Married Women", in *Journal of Marriage and the Family*, 31-42.
- Hendry, D. and Richard, J., 1983, "The Econometric Analysis of Economic Time Series", in *International Statistical Review*, 51.
- Hendry, D. F., 1995, *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- INEGI, 2018a, *Estadísticas de nupcialidad*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/nupcialidad/>
- INEGI, 2018b, *Producto Interno Bruto*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/temas/pib/default.html#Tabulados>
- Jalovaara, M., 2001, "Socio-economic Status and Divorce in First Marriages in Finland 1991-93". *Population Studies*, 55(2), 119-133.
- Jalovaara, M., 2003, "The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce", in *Demography*, 40(1), 67-81.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", in *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Juselius, K., 2006, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press.
- Kalmijn, M. and Poortman, A. R., 2006, "His or her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and its Determinants", in *European Sociological Review*, 22(2), 201-214.
- Kaplan, D., 2017, *La baja participación de mujeres en el mercado laboral*. Recuperado de <https://www.animalpolitico.com/blogueros-blog-mexico-como-vamos/2017/10/10/la-bajisima-participacion-mujeres-mercado-laboral/>. Consultado el 6/06/2018.
- Kennedy, P. E., 2002, "Sinning in the Basement: What are the Rules? The Ten Commandments of Applied Econometrics", in *Journal of Economic Surveys*, 16(4), 569-589.
- Kraft, K., 2001, "Unemployment and the Separation of Married Couples", in *Kyklos*, 54(1), 67-88.
- Lee, J. and Strazicich, M. C., 2003, "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks", in *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lewin, A. C., 2005, "The Effect of Economic Stability on Family Stability Among Welfare Recipients", in *Evaluation Review*, 29(3), 223-240.
- Lillard, L. and Waite, L., 1993, "A Joint Model of Marital Disruption and Marital Fertility", in *Demography*, 30(4), 653-681.

- Liu, G. and Vikat, A., 2007, "Does Divorce Risk in Sweden Depend on Spouses' Relative Income? A Study of Marriages From 1981 to 1998", in *Canadian Studies in Population*, 34(2), 217-240.
- Loría, E., Aupart, M. y Salas, E., 2016, "Informalidad, productividad y crecimiento en México, 2000Q2-2014Q4", en *Ensayos. Revista de Economía*, UANL. 35(2), 151-174.
- Loría, E. and Salas, E., 2016, "A SVEC Model to Forecast and Perform Structural Analysis (Shocks) for the Mexican Economy, 1985Q1-2014Q4", in Rojas, I. and Pomares, H., *Time Series Analysis and Forecasting*. Springer.
- Luna-Santos, S., 2006, "La recomposición familiar en México", en *Notas de Población*, CEPAL, 82, 5-32.
- Lütkepohl, H. and Krätzig, M., 2004, *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- Lyngstad, T. H., 2004, "The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway", in *Demographic Research*, 10, 121-142.
- Lyngstad, T. H. and Jalovaara, M., 2010, "A Review of the Antecedents of Union Dissolution", in *Demographic Research*, 23, 257.
- Maddala, G., 1996, *Introducción a la Econometría*, México: Prentice Hall.
- Martin, S. P., 2006, "Trends in Marital Dissolution by Women's Education in the United States", in *Demographic Research*, 15, 537-560.
- Núñez, C., Pérez, C. y Castro, M., 2017, "Consecuencias del divorcio-separación en niños de edad escolar y actitudes asumidas por los padres", en *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 33(3), 296-309.
- Ojeda, N., 1986, "Separación y divorcio en México: una perspectiva demográfica", en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 1(2), 227-265.
- Ojeda, N. y González, E., 2008, "Divorcio y separación conyugal en México en los albores del siglo XXI", en *Revista Mexicana de Sociología*, 70(1), 111-145.
- Ojeda, N. y González, R., 2017, "Niveles y tendencias del divorcio y la separación en el norte de México", en *Frontera Norte*, 4(7).
- Ono, H., 1998, "Husbands' and Wives' Resources and Marital Dissolution", in *Journal of Marriage and the Family*, 674-689.
- Patterson, K. D., 2000, *An Introduction to Applied Econometrics*. St. Martin's Press.
- Pérez, J., 2008, "Análisis multiestado multivariado de la formación y disolución de las parejas conyugales en México", en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 23(69), 481-511.
- Pesaran, H. H. and Shin, Y., 1998, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", in *Economics Letters*, 58(1), 17-29.

- Pindyck, R. and Rubinfeld, D., 1991, *Econometric Models & Economic Forecasts*, McGraw-Hill International Editions.
- Poortman, A.R. and Kalmijn, M., 2002, "Women's Labour Market Position and Divorce in the Netherlands: Evaluating Economic Interpretations of the Work Effect", in *European Journal of Population/Revue Europeenne de Demographie*, 18(2), 175-202.
- Poortman, A. R., 2005, "How Work Affects Divorce: The Mediating Role of Financial and Time Pressures", in *Journal of Family Issues*, 26(2), 168-195.
- Quilodrán, J., 2011, *Parejas conyugales en transformación: Una visión al finalizar el siglo XX*. El Colegio de México.
- Ross, H. L., Sawhill, I. V. and MacIntosh, A. R., 1975, *Time of Transition: The Growth of Families Headed by Women*. The Urban Institute.
- Rutter, M., 2006, *Genes and Behavior: Nature-Nurture Interplay Explained*. Oxford, UK: Blackwell Publishers.
- Sander, W., 1992, "Unemployment and Marital Status in Great Britain", in *Social Biology*, 39(3-4), 299-305.
- Solís, P. y Medina, M., 1996, "El efecto de la fecundidad sobre la disolución de uniones de México", en *Sociológica*, UAM. 11(32), 79-94.
- South, S. J., 2001, "Time-Dependent Effects of Wives' Employment on Marital Dissolution", in *American Sociological Review*, 226-245.
- Steele, F., Kallis, C., Goldstein, H. and Joshi, H., 2005, "The Relationship Between Childbearing and Transitions from Marriage and Cohabitation in Britain", in *Demography*, 42(4), 647-673.
- Svarer, M. and Verner, M., 2006, "Do Children Stabilize Danish Marriages?", in *Journal of Population Economics*, 21(2), 395-417.
- Thwing, C. F. and Thwing, C. F., 1886, *The Family: An Historical and Social Study*: Lothrop, Lee y Shepard Company.
- Toffler, A., 1983, *La tercera ola*. Diana.
- Tzeng, J. M. and Mare, R. D., 1995, "Labor Market and Socioeconomic Effects on Marital Stability", in *Social Science Research*, 24(4), 329-351.
- Varsi, E., 2007, *Divorcio y separación de cuerpos*. Editora Jurídica Grijley. Recuperado de http://repositorio.ulima.edu.pe/bitstream/handle/ulima/3235/Varsi_Rospigliosi_Enrique.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Waite, L. J. and Lillard, L. A., 1991, "Children and Marital Disruption", in *American Journal of Sociology*, 96(4), 930-953.
- Weiss, Y. and Willis, R. J., 1997, "Match Quality, New Information, and Marital Dissolution", in *Journal of Labor Economics*, 15(1, Part 2), S293-S329.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K., 2002, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", in *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(1), 25-44.

Anexo I:
Pruebas de Raíz Unitaria, 2005Q1-2017Q4

	TDIV		MUJS		PIB		TCCOH		POLy2H		TPF		POSH	
	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ
TI	-0.369*	-14.095	-2.610*	-7.33	-2.578*	-3.251*	-3.048*	-8.326	-3.962	-10.344	-0.372*	-5.837	-5.864	-8.215
Cons	2.477*	-12.802	-0.084*	-7.424	0.379*	-3.114	-2.348*	-7.686	-1.496*	-10.262	2.454*	-5.689	-0.920*	-8.353
N	5.593*	-0.902*	6.148*	-1.005*	2.042*	-2.04	-0.349*	-7.775	4.048*	-8.073	6.393*	0.087*	-3.451	-3.36
	ADF													
	PP													
TI	-4.974	-18.372	-2.610*	-7.394	-4.632	-40.512	-3.019*	-8.356	-3.844	-13.291	-0.246*	-6.175	-5.864	-15.388
Cons	-1.144*	-12.894	0.059*	-7.511	-1.397*	-27.576	-2.357*	-7.721	-2.460*	-12.129	2.854*	-5.627	-0.870*	-15.684
N	3.210*	-8.636	7.097*	-4.387	2.747*	-15.306	-0.348*	-7.816	5.375*	-7.99	6.805*	-3.625	-2.197	-10.502

Nota: * indica raíz unitaria al 95% de confianza

TI U tendencia e intercepto

Cons = constante

N = nada

Concluimos que todas las series son de orden de integración 1.

Anexo 2: Prueba Zivot-Andrews (2002), 2005Q1-2017Q4

	Intercepto			Tendencia			Ambos		
	t-Statistic	Prob	Obs.	t-Statistic	Prob	Obs.	t-Statistic	Prob	Obs.
TDIV*	-2.204	0.003	2009Q2	-2.752	0.008	2011Q4	-3.006	0.100	2010Q3*
MUJS	-4.687	0.000	2014Q3	-2.738	0.218	2012Q1*	-4.080	0.000	2014Q3
PIB	-7.020	0.000	2009Q1	-4.639	0.000	2009Q3	-8.365	0.000	2009Q1
TCCOH	-3.823	0.013	2015Q3**	-3.740	0.021	2014Q2**	-3.756	0.123	2015Q3*
PO1y2H	-5.039	0.015	2014Q3	-4.776	0.054	2013Q3	-5.277	0.000	2011Q4
POSH	-2.079	0.243	2016Q1*	-2.755	0.031	2016Q1	-3.295	0.011	2014Q2**
TPF	-5.127	0.034	2014Q1*	-5.049	0.046	2013Q3**	-5.422	0.016	2011Q4**

Nota: Ho: β raíz unitaria con cambio estructural, * indica que no se puede rechazar Ho al 95% y ** al 90%. Lo reducido de la muestra no permitió calcular la presencia de dos cambios estructurales mediante la prueba Lee-Strazicich (2003).

* Con excepción de esta variable, que sólo llega hasta 2016Q1, todas las demás se estimaron hasta 2017Q4.

Anexo 3: Pruebas de cointegración, 2005Q1-2017Q4

	No. of CE(s)	Trace			Maximum Eigenvalue		
		None	At most 1	At most 2	None	At most 1	At most 2
Modelo 1	Eigenvalue	0.64	0.43	0.18	0.64	0.43	0.18
	Statistic	76.27	32.5	8.46	43.76	24.04	8.34
	Critical Value	47.86	29.8	15.49	27.58	21.13	14.26
	Prob	0	0.02	0.42	0	0.02	0.35
Modelo 2	Eigenvalue	0.79	0.47	0.28	0.79	0.47	0.28
	Statistic	116.33	49.55	22.62	66.78	26.93	14.28
	Critical Value	69.82	47.86	29.8	33.88	27.58	21.13
	Prob	0	0.03	0.27	0	0.06	0.34
Modelo 3	Eigenvalue	0.59	0.32	0.23	0.59	0.32	0.23
	Statistic	65.93	27.97	11.57	37.96	16.4	11.38
	Critical Value	47.86	29.8	15.49	27.58	21.13	14.26
	Prob	0	0.08	0.18	0	0.2	0.14
Modelo 4	Eigenvalue	0.42	0.38	0.14	0.42	0.38	0.14
	Statistic	51.17	28.46	8.24	22.71	20.22	6.33
	Critical Value	47.86	29.8	15.49	27.58	21.13	14.26
	Prob	0.02	0.07	0.44	0.19	0.07	0.57
Modelo 5	Eigenvalue	0.54	0.46	0.22	0.54	0.46	0.22
	Statistic	70.95	37.76	11.07	33.19	26.69	10.94
	Critical Value	47.86	29.80	15.49	27.58	21.13	14.26
	Prob	0.00	0.00	0.21	0.01	0.01	0.16

Nota: el modelo 1 y 5 muestran 2 vectores de cointegración. Para no distraer la atención del lector, se reportaron los valores de la estimación de los vectores de cointegración que tiene sentido analítico para los propósitos del artículo.

Anexo 4: Modelo 3. Pruebas de exogeneidad débil de TDIV, 2005Q1-2016Q1

	α_{po1y2}	α_{TCCOH}	α_{TPF}
Valor de corrección de error	-0.005	-0.012	0.169
χ^2	0.028	0.005	11.320
$P(\alpha_i = 0)$	0.866	0.93	0.00

Nota: se muestra exogeneidad débil de *POIY2H* y de *TCCOH* a *TDIV*. En el caso de *TPF* no podemos aceptar la hipótesis nula de que sea igual a cero, lo que implica que debería ser modelada. Sin embargo, al hacerlo con el conjunto de información aquí utilizado la corrección de error es explosiva y rebasa nuestro objetivo central.

Anexo 5: Modelo 3. Causalidad en el Sentido de Granger, 2005Q1-2016Q1

	χ^2	prob
<i>DIVTASA</i>	7.92	0.047
<i>POIY2H</i>	1.95	0.580
<i>TCCOH</i>	1.61	0.650
<i>TPF</i>	5.14	0.165

Nota: $H_0: \nexists$ causalidad en el sentido de Granger. Sólo *TDIV* es causada en el sentido de Granger por las demás variables. En ningún caso ocurre lo mismo con las demás variables. Las variables están en primeras diferencias dentro del VAR de cointegración, con lo cual y, por construcción, se evita el problema de espuriedad.

Anexo 6: Glosario de Términos y Fuente

Acrónimo	Significado	Definición	Fuente
<i>TDIV</i>	Tasa de Divorcios	Número de divorcios por cada 100 matrimonios.	INEGI (2018a)
<i>TPF</i>	Tasa de Participación Femenina	Cociente de la población femenina económicamente activa (definida como las personas que trabajan o buscan trabajo) de 15 años y más respecto a la población total de 15 años y más, multiplicado por 100.	ENOE (2018)
<i>TCCOH</i>	Tasa de Condiciones Críticas de Ocupación de los Hombres	Porcentaje de hombres empleados que trabajan menos de 35 horas a la semana por razones ajenas a sus decisiones, más los que trabajan más de 35 horas semanales con ingresos mensuales inferiores a un salario mínimo y los que laboran más de 48 horas semanales ganando hasta dos salarios mínimos.	ENOE (2018)
<i>MUJS</i>	Mujeres con Educación Superior	Porcentaje de Mujeres Ocupadas con Educación Media Superior y Superior respecto al total.	ENOE (2016)
<i>PIB</i>	Producto interno bruto	Producto Interno Bruto a precios de 2013	INEGI (2018b)
<i>PO1y2H</i>	Población Ocupada con Uno o Dos Hijos	Es el porcentaje de la Población Ocupada con 1 a 2 hijos.	ENOE (2016)
<i>POSH</i>	Población Ocupada sin Hijos	Es el porcentaje de la Población Ocupada sin hijos.	ENOE (2016)
<i>PTF</i>	Productividad Total de los Factores	Es la diferencia de la tasa de crecimiento del producto y la tasa de crecimiento de los factores, usualmente trabajo y capital. La PTF no se mide directamente, sino como el factor residual después de estimar las contribuciones de los factores productivos (CEPAL, 2010: 10).	FRED (2018)

Método de Broyden

Es una modificación del método de Newton que utiliza una aproximación al Jacobiano para la linealización del modelo. Esta aproximación se actualiza en cada iteración comparando los residuos de la ecuación obtenidos en los nuevos valores de las variables endógenas con los residuos de la ecuación predichos por el modelo lineal basado en la aproximación del Jacobiano. Dado que cada iteración en el método de Broyden está basada en menos información que en el método de Newton, por lo regular requiere más iteraciones para converger a una solución, por lo cual asintóticamente puede generar una solución más precisa (Eviews, 2013: 671).

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos la asistencia de Javier Valdez y en una versión inicial de Fernando Sánchez, Estefany Licon y Elena Álvarez. Agradecemos los valiosos comentarios de los árbitros de la revista. Sin embargo las aseveraciones, errores y omisiones que prevalezcan son de nuestra total responsabilidad. Este artículo es parte del proyecto de investigación *Política monetaria y precarización del mercado laboral en México, una explicación alternativa al lento crecimiento 2000-2020* (IN300218), DGAPA, UNAM.”

RESUMEN CURRICULAR DE LOS AUTORES

Eduardo Loría

Profesor Investigador de Tiempo Completo, Facultad de Economía, UNAM desde 1997. Fundador (2001) y Coordinador del Centro de Modelística y Pronósticos Económicos (CEMPE) de la Facultad de Economía, UNAM y desde entonces Coordinador. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores desde 1987. Investigador Nacional III desde el 1 de enero de 2018. Doctor en Economía, UNAM. Maestro en Economía (Centro de Investigación y Docencia Económicas CIDE). Especialista en Productivity Management, Japan International Cooperation Agency (JICA) and Japan Productivity Center, Tokio, Japón; y especialista en Econometría por la Facultad de Economía. UNAM. En los últimos diez años ha publicado más de setenta artículos en revistas nacionales y de un enorme prestigio internacional como: North American Journal of Economics and Finance, Journal of International Money & Finance, International Advanced in Economic Research, Modern Economy, y en International work-conference on Time Series (SPRINGER ITISE).

Dirección electrónica: quijano6919@hotmail.com

Registro ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-1597-3847>

Emmanuel Gerardo Salas González

Técnico Académico TIT C, Facultad de Economía, UNAM. Investigador del Centro de Modelística y Pronósticos Económicos (CEMPE) de la Facultad de Economía, UNAM. Investigador Nacional I. Doctor, Maestro y Licenciado en Economía por la Facultad de Economía. UNAM.

Dirección electrónica: salas.emmanuel@gmail.com

Registro ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-6130-1195>

Artículo recibido el 4 de octubre de 2018 y aprobado el 29 de mayo de 2019.