



Papeles de Población  
ISSN: 1405-7425  
rpapeles@uaemex.mx  
Universidad Autónoma del Estado de México  
México

# Estacionariedad, rompimientos y tendencias de la migración internacional de México: causas y consecuencias

Hernández Veleros, Zeus Salvador; Serrano Avilés, Tomás

Estacionariedad, rompimientos y tendencias de la migración internacional de México: causas y consecuencias

Papeles de Población, vol. 24, núm. 95, 2018

Universidad Autónoma del Estado de México, México

**Disponible en:** <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11255298006>

**DOI:** <https://doi.org/10.22185/24487147.2018.95.06>



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivar 4.0 Internacional.

## Estacionariedad, rompimientos y tendencias de la migración internacional de México: causas y consecuencias

*Stationarity, breaks and trends of the international migration of Mexico: causes and consequences*

Zeus Salvador Hernández Veleros \*

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México

zshveleros@yahoo.com

DOI: <https://doi.org/10.22185/24487147.2018.95.06>

Redalyc: [https://www.redalyc.org/articulo.oa?](https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11255298006)

id=11255298006

Tomás Serrano Avilés \*\*

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México

tomascongreso@hotmail.com

Recepción: 13 Febrero 2017

Aprobación: 22 Febrero 2018

### RESUMEN:

El artículo analiza el proceso generador de datos de las series temporales migratorias internacionales de México por sexo para el periodo 1960-2010, bajo la consideración de estacionariedad con rompimientos y la búsqueda de una relación de largo plazo entre los flujos netos femenino y masculino; para determinar las fechas de cambio, los intervalos de las mismas y los posibles sucesos asociados con tales cambios. Son aplicadas pruebas de estacionariedad panel con múltiples rompimientos y modelos ARDL; además, son planteadas algunas de sus consecuencias, así como pronósticos de los diferentes flujos migratorios, bajo la consideración de no presencia de nuevos rompimientos, otros se basan en dinámicas donde habrán cambios de tendencias, en tanto otros pronósticos tienen sustento en datos de acervos demográficos, crecimiento económico, situaciones de control migratorio e inseguridad.

**PALABRAS CLAVE:** Migración, estacionariedad, rompimientos, ARDL.

### ABSTRACT:

Stationarity, breaks and trends of the international migration of Mexico: causes and consequences In the paper we analyze the data generation process of the time series of international migrations for Mexico by sex during the period 1960-2010, under the consideration of stationarity with breaks and the definition of a long term relationship between female net migration and male net migration; with the aim to define the break date, the confidence intervals of them, the possible facts related with the breaks. We employ stationarity panel test and a ARDL model, and else some consequences of these facts are mentioned; we forecast the different international flows under the assumption of no new breaks, other forecasts considers a dynamics with changes in trends, other projections have a root in demographic stocks, economic growth, immigration enforcement and insecurity problems.

**KEYWORDS:** Migration, stationarity, breaks, ARDL.

---

### NOTAS DE AUTOR

\* Profesor investigador de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Doctor en Economía por la Universidad de Barcelona. Título de tesis "Crecimiento Económico y Fluctuaciones Cíclicas: La Importancia de la Estabilidad Macroeconómica". Subdirector de Métodos Cuantitativos en el Instituto Nacional de Migración (1996-1997). Publicaciones recientes: "Modelos de crecimiento, estacionariedad y rompimientos: comparación entre las tendencias de crecimiento de las economías de la OCDE y las de los países menos desarrollados." *El Trimestre Económico*, vol. LXXXIII (4), núm. 332, octubre-diciembre de 2016, pp. 635-678. Artículo: "El puerto del cuarto polo de desarrollo: relación de largo plazo entre la API de Lázaro Cárdenas y el PIB de México, 1995-2013." *Paradigma Económico*, 7,1, 2015. Dirección electrónica: zshveleros@yahoo.com

\*\* Profesor investigador de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Doctor en Ciencias Sociales por el Colegio de la Frontera Norte, Profesor investigador de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, cultiva la línea migración internacional y ambiente. Coordinador del Área Académica de Sociología y Demografía de la UAEH. Dirección electrónica: tomascongreso@hotmail.com

## INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es determinar si las series de migración internacional de México por sexo del periodo 1960-2010 presentan cambios significativos en su dinámica, los cuales se puedan interpretar como rompimientos, y en tal caso, evaluar si ello afecta a la estacionariedad de las series consideradas; asimismo, serán definidas algunas de las situaciones particulares ocurridas dentro de los intervalos de confianza de las fechas de los rompimientos como sus posibles causas o bien las consecuencias de estos cambios sobre la migración internacional y otros flujos migratorios; por último, serán expuestos tres escenarios de tendencias de la migración internacional.

En la primera sección de este artículo son retomados diversos estudios sobre los flujos migratorios internacionales de México y es presentado un análisis propio sobre la migración internacional de este país y su dinámica cambiante observada en las décadas más recientes, basados en registros o estimaciones de instituciones como el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), el Consejo Nacional de Población (CONAPO), la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE), el Instituto Nacional de Migración (INM), o estadounidenses como Inmigración y Control de Aduanas (ICE, por las siglas en inglés de *Immigration and Customs Enforcement*).

En el apartado segundo, dividido en tres subsecciones, primero se muestran los aspectos referentes a la estacionariedad de las series temporales y cómo aquélla puede ser afectada por la presencia de rompimientos; en segundo lugar son mencionadas las particularidades de la prueba econométrica panel de estacionariedad hasta con ocho rompimientos a aplicar, la cual define los estadísticos críticos con rompimientos y dependencia entre las series mediante el uso de técnicas *bootstrap*. En la tercera subsección, es presentada la técnica econométrica de modelos autorregresivos y de rezagos distribuidos, ARDL, la cual puede ser empleada cuando se tienen dudas sobre si las series son estacionarias o no y se pretende evaluar la hipótesis nula de una relación de largo plazo entre las mismas.

A continuación, son presentados los datos a emplear en la investigación econométrica y cómo fueron obtenidos.

La cuarta y penúltima división confirma los resultados de la prueba de estacionariedad panel con rompimientos múltiples y del modelo ARDL, así como cuatro proyecciones: una lineal, basada en la prueba de estacionariedad; otra dinámica basado en el modelo ARDL; otra más definida a partir de la relación entre migración neta total y repatriados, y entre emigración total y repatriados, estos registrados por el Instituto Nacional de Migración (INM) y, por último, una definida mediante relaciones históricas, de acervos y flujos demográficos, de políticas de control de inmigración e inseguridad enfrentada por los migrantes entre México y Estados Unidos de América.

Cerramos con una serie de conclusiones en torno a los resultados obtenidos.

## ESTUDIOS SOBRE LA MIGRACIÓN INTERNACIONAL DE MÉXICO

El patrón migratorio hacia Estados Unidos es un proceso social que abarca más de dos siglos, caracterizado por un constante cambio. De manera muy breve resumiremos estos avatares. Desde 1930 Gamio escribía que los mexicanos se insertaban en espacios donde no era fácil conseguir empleo, en esos años 35 por ciento de la mano de obra de la industria siderúrgica de la ciudad de Chicago provenía de México (Calavitia, 1989).

La entrada de Estados Unidos a la Segunda Guerra Mundial obligó a ese país a establecer un convenio bilateral (el Programa Bracero 1942-1964) para administrar la corriente de trabajadores mexicanos al sector agrícola. Aunque en un principio se pensó para abastecer mano de obra a la actividad agrícola, más adelante fue ampliado a otros sectores como el minero y el ferroviario. El Programa Bracero terminó en 1964. A lo largo de 22 años habían sido contratados poco más de cuatro millones y medios de braceros y los ilegales reportados fueron poco menos de cinco millones.

La terminación del Programa Bracero no influyó en el requerimiento de mano de obra por parte de los empleadores estadounidense, a partir de esa época comienzan los desplazamientos de mexicanos a buscar trabajo en los mercados urbanos. López (1986) señala que buscar refugio en las ciudades sobre todo para los trabajadores mexicanos sin documentos, se debió, a que en las ciudades tenían más probabilidades para ocultarse y pasar desapercibidos y, por otra, de tener un empleo usualmente con un mayor pago. Según Bustamante (1986) en este periodo la emigración de mexicanos hacia Estados Unidos consistía en un flujo circular, realizado por hombres de origen rural con escasa preparación escolar, quienes sólo permanencia algunos meses (normalmente menos de seis meses) y luego retornaban a sus comunidades de origen. El origen de estos migrantes se localizaba en los estados de Michoacán, Jalisco, Guanajuato y Zacatecas.

Por su parte, Figueroa-Hernández y Pérez-Soto (2011) destacan que a partir de la década de los años setenta se requirió de un volumen ascendente de mano de obra, más diversificado con respecto a su perfil tradicional y factible de integrarse en los sectores de actividad económica en expansión por todo el territorio de Estados Unidos: servicios y manufactura. De este modo, a partir de finales de los años setenta e inicios de los ochenta se observó un cambio ocupacional de los migrantes mexicanos desde actividades agrícolas y estacionales hacia otras de carácter urbano, menos sujetas a variaciones de demanda y, por ende, más permanentes.

Fue en la década de los ochenta cuando se presenta la mayor legalización de mexicanos en Estados Unidos según Massey et al. (2009): más de dos millones de mexicanos fueron beneficiados con la Ley de Reforma de Inmigración y Control (IRCA por las siglas en inglés de *Immigration Reform and Control Act*) de 1986, y de los procesos de reunificación familiar derivados de la regularización y posterior naturalización de muchos mexicanos, quienes podían traer legalmente a sus hijos, esposas y parientes cercanos, estos procesos provocaron una consolidación de las redes de apoyo para futuros migrantes impulsando la masificación del flujo en los años noventa; en esta década los migrantes mexicanos tienden a permanecer más tiempo en Estados Unidos, mientras nuevas entidades federativas de México se incorporan al fenómeno migratorio.

De acuerdo con Massey et al. (2009) es a partir de IRCA que empieza el proceso de militarización de la frontera, el cual se incrementa año con año; pero el control fronterizo crece dramáticamente después del ataque terrorista de 2001, y aumentan las deportaciones y la persecución al interior del país. Con la crisis económica de 2007 en Estados Unidos la migración comienza una nueva tendencia, es el final de la migración masiva hacia ese país.

Las cifras obtenidas por instituciones en estas dos naciones muestran esta tendencia, por el lado mexicano las tasas de migración internacional anualizadas calculados con base en las estimaciones de ENOE, indican que para el periodo 2008 a 2014, la tasa de emigración internacional disminuyó 45.5 por ciento su nivel, al pasar de 64.1 a 34.9 por cada 10 mil habitantes. Para la inmigración internacional, la tasa anual mantiene un descenso constante desde 2008, en ese año la tasa fue de 43.6 inmigrantes por cada 10 mil habitantes; en tanto que para 2014 el indicador fue de 14.1; esto es, un descenso acumulado de 67.6 por ciento desde aquel año; por ende, el saldo neto migratorio en 2008 es muy parecido al de 2014: -20.4 y -20.8 personas por cada 10 mil, respectivamente (INEGI, 2016).

Por su parte, el Instituto Nacional de Migración (INM, 2016) en sus cifras históricas de repatriaciones (eventos, no personas) del periodo 1996-2015 presenta un mínimo histórico para este último año: sólo 207 398, comparadas con el máximo histórico en el año 2000 con 1 150 906 repatriaciones, o con el dato del primer año de periodo señalado: 853 365 devoluciones (Figura 1).

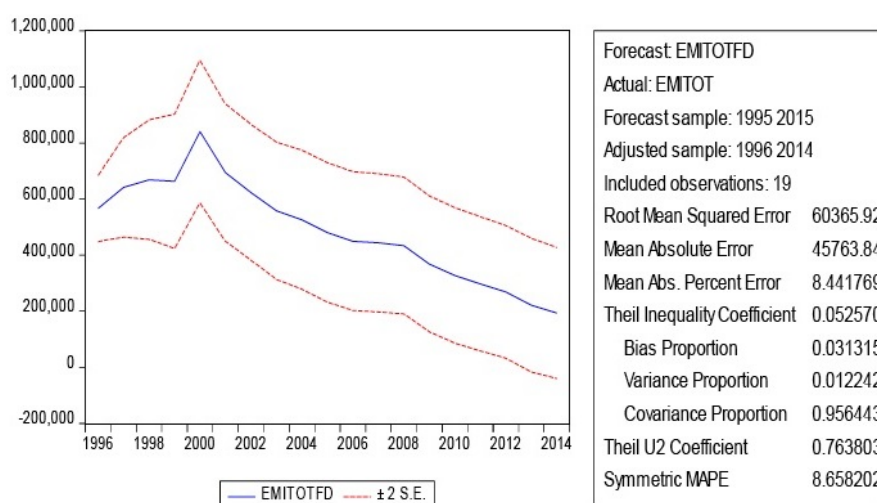


FIGURA 1:  
Repatriación de mexicanos desde Estados Unidos, 1995-2014 (eventos)

Fuente: Instituto Nacional de Migración

Del lado estadounidense las cifras muestran que los arrestos de mexicanos en Estados Unidos en 2015 sólo representan 23.4 por ciento de los arrestos de 2004 (Figura 2); esta disminución es un claro indicador: cada vez son menos los mexicanos quienes intentan cruzar la frontera sin documentos o quienes son capturados en Estados Unidos y regresados a México. Por lo tanto, para muchos mexicanos trasladarse hacia el país colindante en el norte ha dejado de ser una opción.

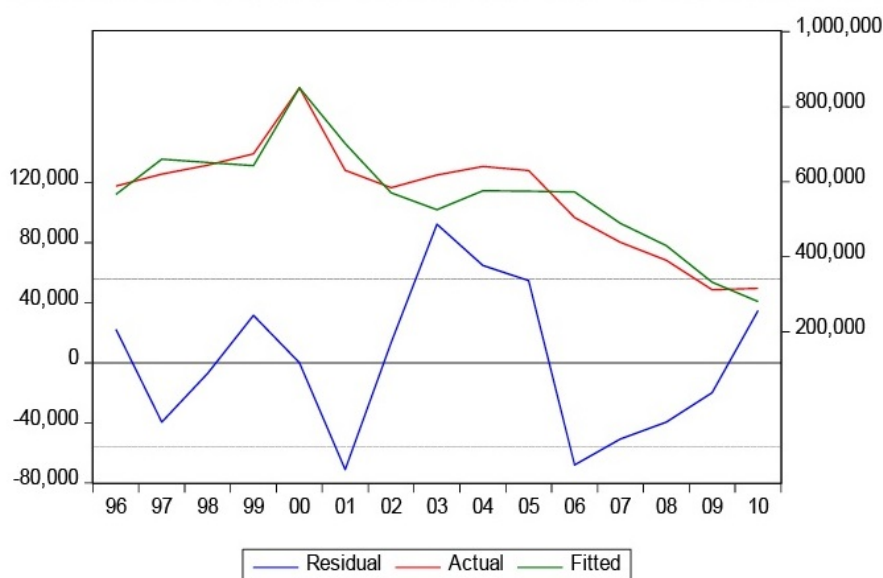


FIGURA 2:  
Mexicanos aprendidos en Estados Unidos, 2004-2015 (personas)

Fuente: Source: U.S. Department of Homeland Security, Customs and Border Protection (CBP) U.S. Border Patrol (USBP), Immigration and Customs Enforcement (ICE) Homeland Security Investigations (HSI), and the Office of Enforcement and Removal Operations (ERO).

## TÉCNICAS ECONOMETRICAS PARA DETERMINAR ESTACIONARIEDAD, ROMPIMIENTOS Y RELACIONES DE LARGO PLAZO

### Pruebas de estacionariedad o de raíz unitaria con rompimientos

Para exponer los aspectos teóricos de estacionariedad y rompimientos nos basaremos en todo este apartado en la obra de Hansen (2001). Este econométrista afirma que el análisis de series temporales y los pronósticos están basados en el supuesto de estacionariedad —la constancia a lo largo del tiempo de parámetros como la media, la varianza y la tendencia—, para explicar esto considera el modelo dinámico más simple, el autorregresivo de primer orden

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$$

$$E(e_t^2) = \sigma^2$$

donde  $e_t$  es una serie temporal de *shocks* no correlacionados serialmente; bajo el supuesto de estacionariedad los parámetros  $\alpha$ ,  $\rho$ ,  $\sigma^2$  son constantes a lo largo del tiempo; si por lo menos uno de ellos ha cambiado en algún momento —la fecha de rompimiento— se dice que ha ocurrido un cambio estructural, en este caso consideran cambios estructurales ocurridos inmediatamente, no paulatinamente.

Si el rompimiento estructural lleva a cambios en el parámetro autorregresivo  $\rho$  ello refleja cambios en la correlación serial en  $y_t$ ; por su parte,  $\alpha$  controla la media de  $y_t$  a través de la relación

$$E(y_t) = \mu = \alpha / (1 - \rho); \text{ por último, cambios en } \sigma^2 \text{ implican cambios en la volatilidad.}$$

Dentro de los aspectos más destacados en torno a esta literatura de los cambios estructurales para Hansen (2001) están los siguientes tres aspectos: i) la prueba de cambio estructural en un momento desconocido, ii) la estimación del momento del cambio estructural y iii) pruebas para distinguir entre un camino aleatorio y una tendencia temporal segmentada.

En este tercer punto nos explica Hansen (2001): Nelson y Plosser (1982) llegaron a la conclusión de que muchas series macroeconómicas no tienen una tendencia fija a la cual la serie se revierte a lo largo del ciclo económico, la tendencia podría ser movida por *shocks* aleatorios y la misma permanecería en tal nivel hasta que se presente un nuevo *shock* aleatorio, por eso se le caracteriza como un camino aleatorio.

Esto derivó en un cúmulo de obras donde examinaban tal situación; no obstante, el trabajo más relevante, en opinión de Hansen (2001), es el de Perron (1989), este autor argumenta que los movimientos de la tendencia podían ser explicados por rompimientos estructurales sencillos parsimoniosos en una tendencia lineal distinta, lo cual es plausible porque el rompimiento en la tendencia produce propiedades de correlación serial similares a las de un camino aleatorio.

Perron (1989) muestra cómo examinar la hipótesis de un camino aleatorio contra el modelo de tendencia rota. Esto lo consigue al estimar una autorregresión lineal, la cual incorpora interacciones de variables *dummy* para capturar la especificación deseada de la tendencia rota. La hipótesis de la tendencia camino aleatorio implica que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno, esto es, una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo, de manera que puede ser examinada con un estadístico *t-ratio*, el cual es no normal, pero Perron provee una teoría de la distribución y los valores críticos.

El artículo de Perron (1989) fue debatido porque se argumentaba es inapropiado especificar la fecha de rompimiento como conocida; así autores como Christiano (1992), Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Perron y Vogelsang (1992), sugieren como un procedimiento adecuado seleccionar la fecha de rompimiento con la más grande evidencia contra la hipótesis de camino aleatorio, aquella con el *t-ratio* más grande.

Este procedimiento distinto para elegir la fecha de rompimiento requiere distribuciones muestrales diferentes, con valores críticos más grandes, lo cual hace más difícil rechazar la hipótesis nula de un camino aleatorio.

Después desarrollaron las pruebas con dos rompimientos, como la de Lumsdaine y Papell (1997), sus hallazgos iban contra la hipótesis de camino aleatorio. No obstante, explica Hansen (2001), la necesidad de dos rompimientos estructurales reduce la distinción entre modelos de tendencias rotas y caminos aleatorios; a ello agrega que la distinción entre elementos en gran medida se relaciona con la frecuencia de los *shocks* permanentes sobre la tendencia: en un proceso camino aleatorio tales *shocks* ocurren frecuentemente, mientras que en un proceso de tendencia rota ocurren con poca frecuencia (uno o dos en la muestra).

## Prueba panel de estacionariedad con rompimientos múltiples

La prueba de estacionariedad con datos panel de Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005) tiene como particularidades las siguientes:

1. Es una versión panel de la prueba univariada de *Kwiatkowski*, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS).
2. La hipótesis nula es de estacionariedad con hasta ocho rompimientos estructurales.
3. La prueba tiene muy alta potencia o probabilidad de rechazar una hipótesis nula falsa.
4. En esta versión se consideran rompimientos que afectan la media y la tendencia.
5. Cada individuo del panel puede tener un número diferente de rompimientos ubicados en fechas distintas.
6. La prueba tiene una distribución límite normal y funciona bien en muestras finitas.
7. Los modelos de la prueba son: sea  $\{y_{i,t}\}$  el conjunto de procesos estocásticos dado por
$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_i t + \#_{i,t} \quad (1)$$

$$\alpha_{i,t} = \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} D(T_{b,k}^i) t + \sum_{k=1}^{m_i} \#_{i,k} DU_{i,k,t} + \alpha_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (2)$$
donde  $v_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma^2_{v,i})$  y  $\alpha_{i,0} = \alpha_i$ , una constante, con  $i = 1, \dots, N$  individuos y  $t = 1, \dots, T$  periodos. Las variables ficticias  $D(T_{b,k}^i)_t$  y  $DU_{i,k,t}$  son definidas como  $D(T_{b,k}^i)_t = 1$  para  $t = T_{b,k}^i + 1$  y 0 en cualquier otra parte, y  $DU_{i,k,t} = 1$  para  $t > T_{b,k}^i$  y 0 en cualquier otra parte, con  $T_{b,k}^i$  denotando la  $k$ -ésima fecha de rompimiento para el  $i$ -ésimo individuo,  $k = 1, \dots, m_i$ ,  $m_i \geq 1$ .
8. El proceso generador de datos (PGD) dado por (1) y (2) descompone  $\{y_{i,t}\}$  como la suma de un camino aleatorio  $\{\alpha_{i,t}\}$ , y el proceso estocástico,  $\{\#_{i,t}\}$ , el se asume satisface las condiciones de regularidad mixtas fuertes definidas en Phillips (1987) y en Phillips y Perron (1988). Además, ellos asumen que  $\{\#_{i,t}\}$  y  $\{v_{i,t}\}$  son mutuamente independientes entre las dos dimensiones del conjunto de datos panel. Por lo tanto, la hipótesis nula de estacionariedad panel es equivalente a definir  $\sigma^2_{v,i} = 0$ ,  $\#_i = 1, \dots, N$ , bajo la cual el modelo dado por (1) y (2) se vuelve
$$y_{i,t} = \alpha^i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \#_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \#_{i,t} \quad (3)$$
Con la variable ficticia  $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$  para  $t > T_{b,k}^i$  y 0 en cualquier otra parte,  $k = 1, \dots, m_i$ ,  $m_i \geq 1$ . El modelo en (3) incluye efectos individuales, *efectos rompimiento estructural individual* —esto es, desplazamientos en la media causados por rompimientos estructurales, efectos temporales —si  $\beta_i \neq 0$ — y *efectos rompimiento estructurales temporales* —si  $\#_{i,k} \neq 0$ , esto es, cuando hay desplazamientos en la tendencia temporal individual. Por lo tanto, cuando  $\beta_i = \#_{i,k} = 0$ , el modelo en (3) es la contraparte de aquél analizado por Perron y Vogelsang (1992)—denotado como modelo 1 por Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)—mientras que cuando  $\beta_i \neq \#_{i,k} \neq 0$  ellos tienen la especificación dada por el modelo C de Perron (1990), al cual Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005) se refieren como el modelo 2.
9. La especificación dada por (3) es lo suficientemente general para permitir las siguientes características: (i) los rompimientos estructurales pueden tener diferentes efectos sobre cada serie de tiempo —los efectos son medidos por  $\theta_{i,k}$  y  $\#_{i,k}$ ; (ii) ellos pueden ser localizados en diferentes

fechas desde que los autores no restringen las fechas de los rompimientos a satisfacer  $T_{b,k}^i = T_{b,k}$ ,  
 $\# i = 1, \dots, N$  y (iii) los individuos pueden tener diferente número de rompimientos estructurales  
 $m_i \neq m_j$ ,  $\# i \neq j$ ,  $i, j = 1, \dots, N$ .

10. La prueba de hipótesis nula de estacionariedad panel sigue la propuesta de Hadri (2000), quien diseñó un estadístico de prueba que es simplemente el promedio de la prueba univariada de estacionariedad en Kwiatkowski et al. (1992).
11. Para tomar en consideración la dependencia de corte transversal entre individuos o series consideradas, la prueba de Carrion et al. (2005) calcula la distribución bootstrap.

## Modelos Autorregresivos y de Rezagos Distribuidos (ARDL)

Para entender cómo es un modelo ARDL veamos los siguientes elementos considerados por Johnston y Dinardo (2001):

“... un modelo ARDL(1,1) donde la variable dependiente y la explicativa tienen un único retardo

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \#_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

y suponga que  $\varepsilon_t$  es ruido blanco. Invertiendo el polinomio retardado en  $y_t$  se obtiene

$$y_t = (1 + \alpha_1 + \alpha_1^2 + \dots)m + (1 + \alpha_1 L + \alpha_1^2 L^2 + \dots)(\beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \#_t)$$

“El valor actual de  $y$  depende tanto del valor actual como de los pasados de  $x$  y de  $\#$ .

“Al tomar derivadas parciales se obtiene un conjunto de respuestas dinámicas de  $y$  ante cambios en  $x$ , tanto para el corto, como para el mediano y el largo plazos:

$$\frac{\delta y_t}{\delta x_t} = \beta_0$$

$$\frac{\delta y_{t+1}}{\delta x_t} = \beta_1 + \alpha_1 \beta_0$$

$$\frac{\delta y_{t+2}}{\delta x_t} = \alpha_1 \beta_1 + \alpha_1^2 \beta_0$$

“El efecto a largo plazo de un cambio unitario en  $x_t$  se obtiene sumando las derivadas parciales, mientras se satisfaga la condición de estabilidad  $|\alpha_1| < 1$ , y será la suma  $(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1)$ .

“Con  $x$  en un nivel constante de manera indefinida y con los errores en su nivel esperado cero, y tenderá a un valor constante  $\bar{y}$  definido de la siguiente manera:

$$\bar{y} = \frac{m}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \bar{x}$$

“Si  $y$  y  $x$  son los logaritmos naturales de  $Y$  y de  $X$ , respectivamente la relación

$$Y = AX^{\gamma}$$

o en formato logarítmico

$$y = a + \gamma x$$

“Para reparametrizar el modelo ARDL(1,1) se debe sustituir  $y_t$  por

$y_{t-1} + \Delta y_t$  y  $x_t$  por  $x_{t-1} + \Delta x_t$  para obtener el modelo siguiente:

$$\Delta y_t = m + \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \#t$$

“El cual al ser reformulado mediante las ecuaciones de elasticidades lleva a

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) [y_{t-1} - a - \#x_{t-1}] + \#t$$

“La expresión anterior es un ejemplo de un modelo de corrección de error (MCE), en la cual el cambio en  $y$  es la suma de dos componentes: el primero proporcional al cambio sucedido en  $x$  y el segundo es una corrección parcial a la desviación de  $y_{t-1}$  con respecto al valor de equilibrio correspondiente a  $x_{t-1}$ . El factor entre corchetes es llamado error de equilibrio, el cual si es positivo implica una corrección hacia abajo y viceversa (Johnston y Dinardo, 2001: 282 y 283).

Giles (2013) explica que la utilidad de este modelo es permitir evaluar si existen relaciones de largo plazo entre las series de tiempo estudiadas cuando tenemos dudas del orden de integración de las mismas, pero el mismo no es igual o superior a dos. Con el modelo estimado estable se hacen las pruebas de límites (*Bounds tests*) propuestas por Pesaran *et al.* (2001), estas pruebas evalúan si los coeficientes de las variables son estadísticamente iguales a cero en el modelo estimado, para ello estima un valor crítico que sigue una distribución  $F$ . Si el estadístico crítico es mayor al límite superior se concluye que existe una relación de largo plazo, si está por debajo del límite inferior significa que no la hay y si su valor se encuentra al interior del intervalo entonces la prueba no es concluyente.

## DATOS DE MIGRACIÓN NETA INTERNACIONAL, INMIGRACIÓN Y EMIGRACIÓN DE MÉXICO POR SEXO EN EL PERIODO 1960-2010

García-Guerreo (2016) aplica para datos de México un método para determinar el índice de migración neta modificado, la inmigración y emigración internacionales a partir de los modelos de Lee (1993) y de Lee y Carter (1992), el cual deriva niveles de migración sostenibles a partir de considerar toda la dinámica demográfica, para no llegar a valores pronosticados negativos de la población total. El método lo aplica a datos de la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE, 2011) de flujos netos migratorios, de inmigración y emigración, por sexo y edad (los cuales no están disponibles).

García-Guerrero señala:

Tal patrón de edad indica que la migración tiene un carácter netamente laboral y debido a la reunificación familiar se ha intensificado en los años iniciales de la vida. Además, el parámetro de intensidad refleja que la migración neta es fuerte en las edades laborales. Por último, el parámetro tendencial apunta que tal tendencia es descendente, pero es muy difícil afirmar que tal tendencia continuará cayendo continuamente. Esto debido a la alta volatilidad del fenómeno migratorio y al reciente cambio de tendencia (García-Guerrero, 2016: 122).

García-Guerrero (2016) concluye que el mejor modelo de series de tiempo estimado y pronosticado para el índice modificado de la migración neta para hombres es un camino aleatorio, ARIMA(0,1,0), esto es  $z_t = z_{t-1} + e_t$ , con  $\sigma^2_{et} = 0.0617$ ; por otra parte, para mujeres el mejor modelo es un proceso promedio móvil integrado de orden uno, esto es, ARIMA (0,1,1),  $z_t = z_{t-1} + e_t + \theta e_{t-1} = z_{t-1} + e_t - 0.2783 e_{t-1}$ , con  $\sigma^2_{et} = 0.06784$ , cual implica que en el horizonte de proyección la migración neta permanece en la mediana sin cambio.

Para la emigración y la inmigración el límite inferior para ambos sexos es cero; por su parte, el límite superior en hombres es un millón y en mujeres es 800 mil. El mejor modelo para el índice de emigración modificado en ambos sexos es un camino aleatorio, lo mismo para el índice de inmigración modificado.

Como los datos sobre migración de la SOMEDE (2011) no están disponibles hicimos uso del software libre Engauge Digitizer 9.8 de Mitchell Mark, el cual permite la extracción eficiente de los datos numéricos

exactos a partir de imágenes de gráficos, al convertir píxeles en números, un proceso denominado “graficación inversa”. En este caso, los valores más cercanos a cada año están presentes en la Tabla 1.

TABLA 1:  
Estimaciones de índices de migración neta, inmigración y emigración modificados  
de García-Guerrero (2016) obtenidos mediante Engauge Digitizer 9.8

<b>Muestra: 1968 2010</b>		
<b>Observaciones incluidas: 43</b>		
<b>Hipótesis nula: No existe relación de largo plazo</b>		
<b>Estadístico de prueba</b>	<b>Valor</b>	<b>K</b>
Estadístico <i>F</i>	7.816535	1
<b>Límites de los valores críticos</b>		
<b>Significancia</b>	<b><i>I</i><sub>0</sub> Bound</b>	<b><i>I</i><sub>1</sub> Bound</b>
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Fuente: elaboración propia a partir de García-Guerrero (2016) y Engauge Digitizer 9.8.

\* Estimaciones de índices de migración neta, inmigración y emigración modificados de García-Guerrero (2016) obtenidos mediante Engauge Digitizer 9.8

## ANÁLISIS ECONOMETRICO

### Prueba panel de estacionariedad con rompimientos múltiples

Al aplicar la prueba de estacionariedad panel con rompimientos múltiples se encuentra en las seis series migratorias dos rompimientos bajo el criterio LWZ o criterio de selección de Schwarz modificado; para las series femeninas el primer rompimiento ocurre a finales de años ochenta y el segundo rompimiento en el año 1999; para las series masculinas el primer rompimiento es detectado en el primer lustro de la década de los ochenta (entre cinco y seis años antes que el primer rompimiento femenino) y el segundo rompimiento es el año 1999, mismo año del segundo rompimiento femenino (Tabla 2).

TABLA 2:  
Estimación del número de rompimientos estructurales y año del mismo

<b>Año</b>	<b>EMITOTFD</b>	<b>Error Estándar</b>
2011	57 997.72	536 112.67
2012	32 178.39	504 907.71
2013	-17 392.40	459 040.85
2014	-40 588.44	426 846.20

Fuente: Código en Gauss de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) para ocho rompimientos.

Otro aspecto a considerar es un intervalo de confianza para cada una de las fechas de rompimiento, en este caso si consideramos un nivel de confianza de 95 por ciento tenemos que los límites inferiores se extienden uno o dos años abajo del rompimiento correspondiente, mientras los límites superiores también están un año o dos como máximo de la fecha de rompimiento (Tabla 3).

Las regresiones donde se determina mediante variables dummy si el rompimiento es en el intercepto, en la pendiente o en ambos son mostrados en las siguientes seis tablas y seis figuras, de ellas cabe establecer que el primer rompimiento para hombres se debe esencialmente a dos factores: el boom demográfico de México de nacimientos en los sesenta y la crisis económica de los años ochenta; estos dos factores principalmente llevaron a una mayor salida neta de personas de México, primero para los hombres (años 1982, 1983 y 1984) y con cierto rezago temporal para las mujeres (1988 y 1999), como se puede concluir de la Figura 3.

TABLA 3:  
Intervalo de confianza de cada rompimiento por tipo de flujo (año)

Rompimiento por tipo de flujo	Lím. inferior	Rompim.	Lím. superior
Primer rompimiento flujo neto femenino	1986	1988	1990
Segundo rompimiento flujo neto femenino	1997	1999	2000
Primer rompimiento flujo neto masculino	1980	1982	1983
Segundo rompimiento flujo neto masculino	1998	1999	2000
Primer rompimiento emigración femenina	1987	1989	1990
Segundo rompimiento emigración femenina	1997	1999	2000
Primer rompimiento emigración masculina	1982	1984	1985
Segundo rompimiento emigración masculina	1998	1999	2000
Primer rompimiento inmigración femenina	1987	1989	1990
Segundo rompimiento inmigración femenina	1998	1999	2000
Primer rompimiento inmigración masculina	1981	1983	1984
Segundo rompimiento inmigración masculina	1998	1999	2000

Fuente: Código en Gauss de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) para ocho rompimientos.

Con respecto al segundo rompimiento, el cual implica un cambio en el signo de la pendiente de los flujos de emigración positivo a negativo sólo podemos afirmar que es previo a los acontecimientos de terrorismo de 2001 en Estados Unidos.

Al ser los estadísticos calculados (Tabla 4) menores que los valores críticos bootstrap con varianzas homogénea y heterogénea (Tabla 5) no podemos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad con rompimientos. Esto nos lleva a concluir que no tenemos caminos aleatorios en las series. La confusión se debe a la presencia de rompimientos en las series como explica Hansen (2001).<sup>1</sup>

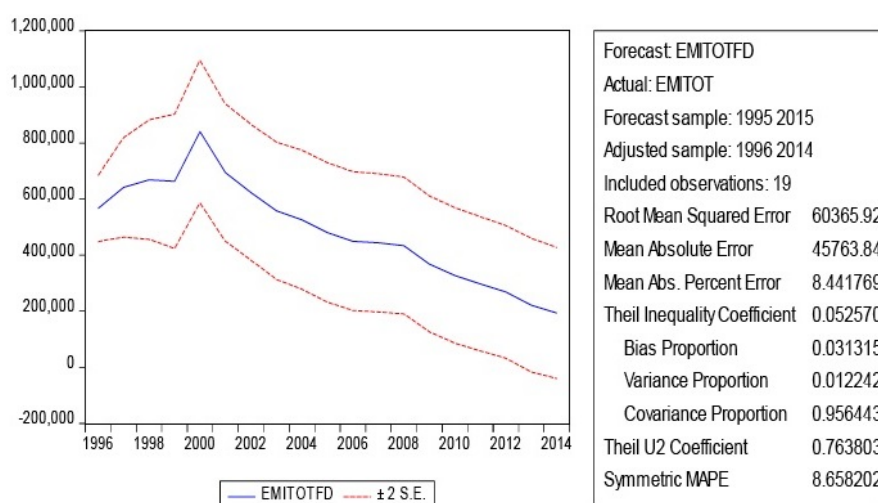


FIGURA 3:

Flujos migratorios netos, inmigración y emigración por sexo observados y estimados con rompimientos, 1960-2010 (miles de personas)

Fuente: elaboración propia a partir del código en Gauss de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) para ocho rompimientos.

TABLA 4:

Estadísticos calculados de Hadri con varianzas homogénea y heterogénea para seis series de flujos migratorios de México, 1960-2010

**heterogénea para seis series de flujos migratorios de México, 1960-2010**

Estadístico calculado de Hadri con varianza homogénea	4.2736451
Estadístico calculado de Hadri con varianza heterogénea	4.8751563

Fuente: Código en Gauss de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) para ocho rompimientos.

TABLA 5:

Estadísticos críticos bootstrap de estacionariedad con rompimientos y varianzas homogénea y heterogénea

<i>Homogéneo</i>	
Nivel de confianza	Estadístico crítico bootstrap
0.90	9.12
0.95	11.63
0.98	13.92
0.99	16.35
<i>Heterogéneo</i>	
Nivel de confianza	Estadístico crítico bootstrap
0.90	10.93
0.95	13.52
0.98	15.88
0.99	18.94

Fuente: Código en Gauss de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) para ocho rompimientos.

## Modelo ARDL

Para examinar si existe una relación de largo plazo entre las variables Migración Neta Femenina (MNF) y Migración Neta Masculina (MNM) para México con datos del periodo 1960-2010, recurrimos a la técnica econométrica ARDL, la cual plantea en su hipótesis nula la no existencia de tal relación, y en hipótesis alternativa la existencia de la misma entre las variables. Cabe aclarar que no fue necesario incorporar variables ficticias o dummy en la estimación para considerar los rompimientos de la migración (Tabla 6).

El ajuste logrado entre la migración neta femenina observada (actual) y la migración neta femenina estimada (fitted) es muy alto (Figura 4); asimismo, encontramos que los residuos tienen una volatilidad muy similar a lo largo de todo el periodo.

Para confirmar que el modelo anterior, ARDL(8,8) está bien especificado fueron aplicadas varias pruebas de no correlación serial (función de autocorrelación y de autocorrelación parcial de los residuos y de los residuos al cuadrado, el estadístico Q de Box-Pierce, la prueba de Breusch-Godfrey) y no se encontró tal problema.

TABLA 6:  
Modelo ARDL(8,8)

Variable dependiente: MNF				
Método: ARDL				
Muestra (ajustada): 1968 2010				
Observaciones: 43 después del ajuste				
Máximo de rezagos dependientes: 8 (selección automática)				
Método de selección de (AIC)				
Regresores dinámicos (8 rezagos, automático): MNM				
Regresores fijos:				
Número de modelos evaluados: 72				
Modelo seleccionado: ARDL(8, 8)				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-calculado	Prob.*
MNF(-1)	1.006262	0.188149	5.348212	0.0000
MNF(-2)	-0.015466	0.284666	-0.054331	0.9571
MNF(-3)	-0.213009	0.266916	-0.798037	0.4321
MNF(-4)	-0.489704	0.265040	-1.847662	0.0761
MNF(-5)	-0.161338	0.248283	-0.649816	0.5215
MNF(-6)	0.475321	0.218136	2.179013	0.0386
MNF(-7)	0.124332	0.339059	0.366698	0.7168
MNF(-8)	-0.571067	0.256178	-2.229181	0.0347
MNM	0.865278	0.044078	19.63081	0.0000
MNM(-1)	-0.797022	0.180299	-4.420547	0.0002
MNM(-2)	-0.006307	0.246253	-0.025612	0.9798
MNM(-3)	0.202314	0.240485	0.841277	0.4079
MNM(-4)	0.122844	0.227607	0.539723	0.5940
MNM(-5)	0.268036	0.171711	1.560976	0.1306
MNM(-6)	-0.315858	0.158008	-1.999004	0.0562
MNM(-7)	-0.189987	0.294384	-0.645371	0.5243
MNM(-8)	0.535155	0.223821	2.390997	0.0243

Fuente: elaboración propia.

\* Valores de probabilidad y cualquier prueba subsecuente no se considera para el modelo.

Otra característica deseada en los residuos para hacer inferencia es la normalidad, al aplicar la prueba de Jarque-Bera no rechazamos la hipótesis nula de normalidad (Figura 5).

Al aplicar la prueba Bounds Test de Pesaran et al. (2001) podemos rechazar la hipótesis nula de no existencia de relación de largo plazo entre migración neta femenina y migración neta masculina en todos los niveles de significancia, al ser el estadístico calculado (7.816535) superior a todos los valores críticos sin importar el nivel de significancia (Tabla 7).

TABLA 7:  
Prueba ARDL de límites

Muestra: 1968 2010		
Observaciones incluidas: 43		
Hipótesis nula: No existe relación de largo plazo		
Estadístico de prueba	Valor	K
Estadístico $F$	7.816535	1
Límites de los valores críticos		
Significancia	$I_0$ Bound	$I_1$ Bound
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Fuente: elaboración propia.

Para establecer la relación de largo plazo examinamos la ecuación de cointegración; en específico, el coeficiente respectivo, el cual es altamente negativo y significativo (Tabla 8).

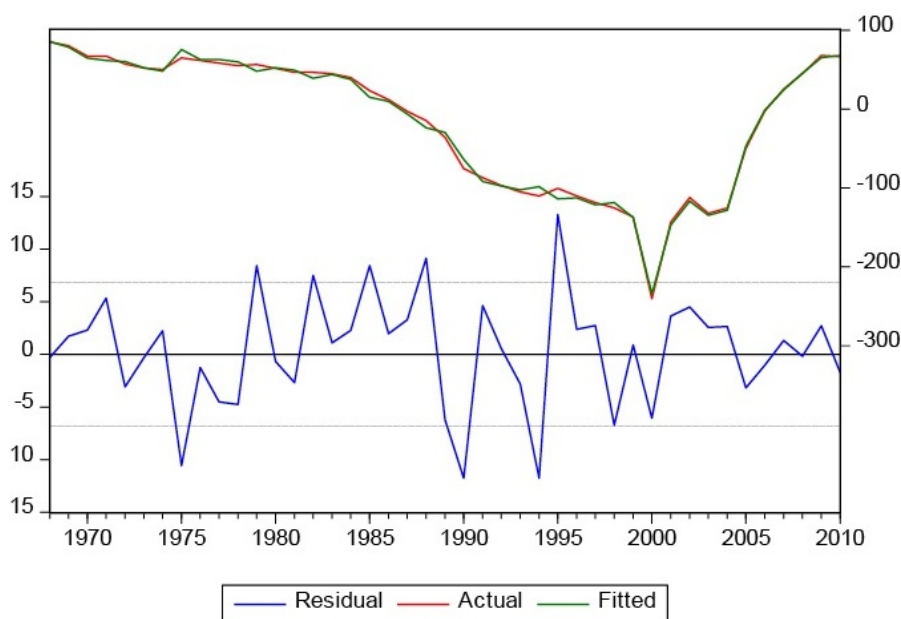


FIGURA 4:  
Ajuste entre MNF observada y MNF estimada según modelo ARDL(8,8)  
Fuente: elaboración propia.

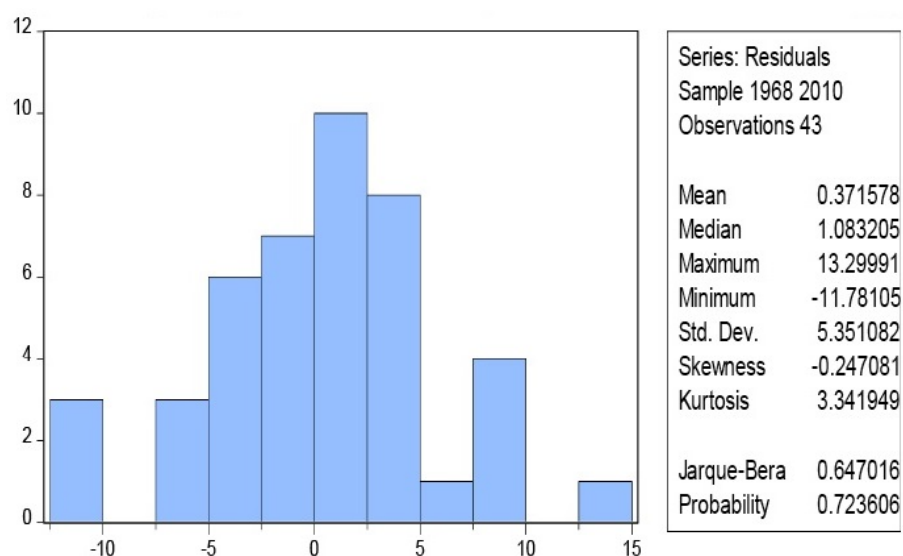


FIGURA 5:

Histograma y prueba de normalidad de Jarque-Bera a los residuos del modelo ARDL(8,8)

Fuente: elaboración propia.

TABLA 8:

Modelo ARDL en diferencias D(MNF)

Variable	Coefficiente	Error estándar	t-calculado	Prob.
D(MNF(-1))	0.850932	0.224018	3.798503	0.0008
D(MNF(-2))	0.835466	0.255377	3.271503	0.0030
D(MNF(-3))	0.622457	0.231550	2.688217	0.0124
D(MNF(-4))	0.132752	0.206941	0.641498	0.5268
D(MNF(-5))	-0.028586	0.166121	-0.172079	0.8647
D(MNF(-6))	0.446735	0.190872	2.340493	0.0272
D(MNF(-7))	0.571067	0.256178	2.229181	0.0347
D(MNM)	0.865278	0.044078	19.63081	0.0000
D(MNM(-1))	-0.616197	0.176112	-3.498898	0.0017
D(MNM(-2))	-0.622504	0.194491	-3.200692	0.0036
D(MNM(-3))	-0.420190	0.191812	-2.190632	0.0376
D(MNM(-4))	-0.297346	0.159029	-1.869761	0.0728
D(MNM(-5))	-0.029310	0.139368	-0.210304	0.8351
D(MNM(-6))	-0.345168	0.181346	-1.903369	0.0681
D(MNM(-7))	-0.535155	0.223821	-2.390997	0.0243
MNM(-1)	0.684453	0.174736	3.917081	0.0006
MNF(-1)	-0.844669	0.213909	-3.948737	0.0005

Fuente: elaboración propia.

La conclusión cuantitativa del largo plazo es: por cada un mil personas del sexo masculino registradas en la migración neta se tendrán 810 mujeres en la variable migración neta (Tabla 9).

TABLA 9:  
Modelo ARDL forma cointegración y largo plazo

Variable dependiente original: MNF				
Modelo seleccionado: ARDL(8, 8)				
Muestra: 1960 2010				
Observaciones incluidas: 43				
Forma cointegración				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-calculado	Prob.
D(MNF(-1))	0.850932	0.216413	3.931986	0.0006
D(MNF(-2))	0.835466	0.250056	3.341115	0.0025
D(MNF(-3))	0.622457	0.226244	2.751258	0.0107
D(MNF(-4))	0.132752	0.201190	0.659834	0.5152
D(MNF(-5))	-0.028586	0.162264	-0.176169	0.8615
D(MNF(-6))	0.446735	0.180506	2.474909	0.0202
D(MNF(-7))	0.571067	0.250200	2.282444	0.0309
D(MNM)	0.865278	0.041488	20.856310	0.0000
D(MNM(-1))	-0.616197	0.171275	-3.597701	0.0013
D(MNM(-2))	-0.622504	0.190707	-3.264187	0.0031
D(MNM(-3))	-0.420190	0.187831	-2.237065	0.0341
D(MNM(-4))	-0.297346	0.150555	-1.974993	0.0590
D(MNM(-5))	-0.029310	0.130987	-0.223762	0.8247
D(MNM(-6))	-0.345168	0.159336	-2.166282	0.0396
D(MNM(-7))	-0.535155	0.219469	-2.438411	0.0219
CointEq(-1)	-0.844669	0.209638	-4.029186	0.0004
Ecuación de cointegración = $MNF - (0.8103 * MNM)$				
Coeficientes de largo plazo				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-calculado	Prob.
MNM	0.810321	0.017703	45.773028	0.0000

Fuente: elaboración propia

### *Pronóstico Lineal*

A partir de los modelos basados en variables dummy, los cuales determinan los rompimientos en las seis series migratorias, construimos proyecciones para el periodo 2011-2040. Estas son válidas siempre y cuando no se presente un nuevo rompimiento o rompimientos en la pendiente ni en la tendencia temporal. Si no se presenta ningún rompimiento estos son los pronósticos adecuados en el largo plazo para la migración neta, la emigración y la inmigración por sexo (Figura 6 y Tabla 10).

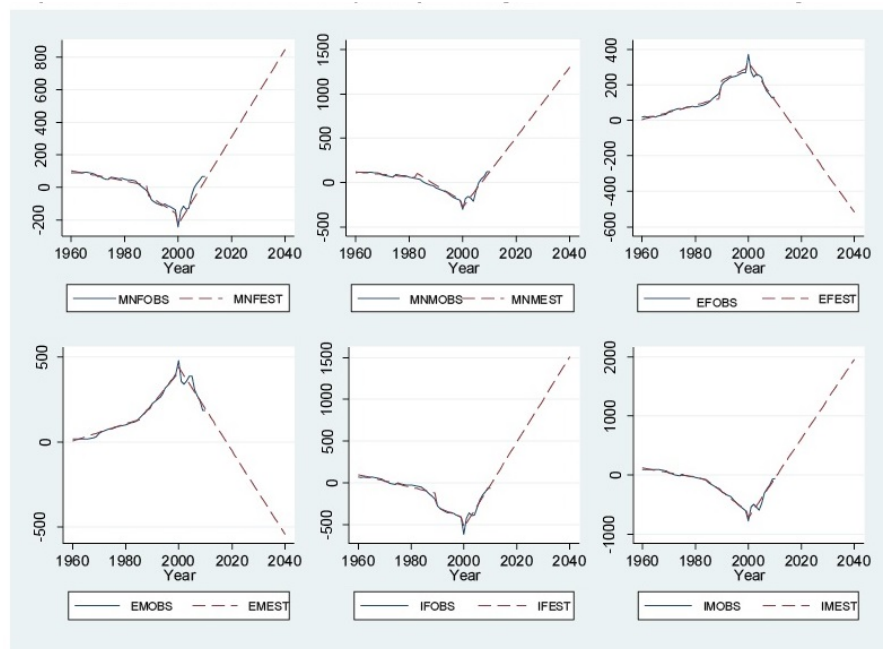


FIGURA 6:

Pronósticos lineales de flujos migratorios por sexo, 2011-2040 (miles de personas)

Fuente: elaboración propia a partir de proyecciones de modelos lineales.

TABLA 10:  
Flujos migratorios estimados y pronosticados por sexo, 2011 (miles de personas)

Año	MNFEST	MNMEST	EFEST	EMEST	IFEST	IMEST
2011	68.97	154.79	94.09	169.66	30.70	14.32
2012	95.75	194.21	72.99	145.09	81.70	81.23
2013	122.54	233.63	51.90	120.53	132.70	148.15
2014	149.32	273.06	30.81	95.96	183.69	215.07
2015	176.10	312.48	9.71	71.39	234.69	281.98
2016	202.88	351.90	-11.38	46.82	285.69	348.90
2017	229.67	391.33	-32.47	22.25	336.68	415.82
2018	256.45	430.75	-53.57	-2.31	387.68	482.74
2019	283.23	470.17	-74.66	-26.88	438.68	549.65
2020	310.02	509.60	-95.75	-51.45	489.67	616.57
2021	336.80	549.02	-116.85	-76.02	540.67	683.49
2022	363.58	588.44	-137.94	-100.59	591.67	750.41
2023	390.36	627.86	-159.03	-125.16	642.66	817.32
2024	417.15	667.29	-180.13	-149.72	693.66	884.24
2025	443.93	706.71	-201.22	-174.29	744.66	951.16
2026	470.71	746.13	-222.31	-198.86	795.65	1018.08
2027	497.50	785.56	-243.41	-223.43	846.65	1084.99
2028	524.28	824.98	-264.50	-248.00	897.65	1151.91
2029	551.06	864.40	-285.59	-272.57	948.64	1218.83
2030	577.84	903.82	-306.69	-297.13	999.64	1285.75
2031	604.63	943.25	-327.78	-321.70	1050.64	1352.66
2032	631.41	982.67	-348.87	-346.27	1101.63	1419.58
2033	658.19	1022.09	-369.97	-370.84	1152.63	1486.50
2034	684.98	1061.52	-391.06	-395.41	1203.63	1553.41
2035	711.76	1100.94	-412.15	-419.98	1254.62	1620.33
2036	738.54	1140.36	-433.25	-444.54	1305.62	1687.25
2037	765.33	1179.78	-454.34	-469.11	1356.62	1754.17
2038	792.11	1219.21	-475.43	-493.68	1407.61	1821.08
2039	818.89	1258.63	-496.53	-518.25	1458.61	1888.00
2040	845.67	1298.05	-517.62	-542.82	1509.61	1954.92

Fuente: elaboración propia a partir de proyecciones de modelos lineales.

¿Cuándo se presentará el siguiente rompimiento? Ello depende de muy diversos factores, algunos asociados con la situación económica de México y Estados Unidos, otros con cuestiones demográficas y de política migratoria; no obstante, es casi imposible predecir la fecha de tal rompimiento.

## Dinámica

Como concluimos del modelo ARDL(8,8): existe una relación de largo plazo entre la migración neta femenina (MNF) y la migración neta masculina (MNM) en el periodo 1960-2010, donde esta última variable se mueve primero que aquélla, nuestra variable dependiente es MNF y la independiente es la MNM, lo cual se basa en mucho en la reunificación familiar y en las cuestiones de migración laboral.

Así, una vez confirmado que todas las series temporales migratorias son estacionarias con rompimientos pretendemos definir un modelo ajustado a los datos observados de la MNM, con el cual se pueda pronosticar tal variable a un horizonte hasta el año 2040, luego a partir de tal insumo incorporado en el modelo ARDL(8,8) obtener el pronóstico de la MNF para el periodo 2011-2040. Este pronóstico asume que los rompimientos han definido una especie de ciclo de largo plazo.

Con esta idea en mente, buscamos identificar y calcular modelos de series de tiempo para las seis variables migratorias: migración neta femenina, migración neta masculina, emigración femenina, emigración masculina, inmigración femenina e inmigración masculina para el periodo 1960-2010; los modelos estimados son: recorrido aleatorio, tendencia lineal, media móvil, suavizado exponencial simple, ARMA(0,0), ARMA(1,0), ARMA(2,1), ARMA(3,2), ARMA (4,3); bajo tres diferentes criterios de información de selección: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQC) y (SBIC).

Encontramos que los modelos seleccionados bajo el criterio de Akaike para las series de migración neta masculina e inmigración neta masculina son modelos ARMA (2,1); en tanto que, para las otras cuatro series el AIC indica que son caminos aleatorios; lo mismo ocurre para las seis variables migratorias con el criterio de Hannan-Quinn y con el criterio bayesiano de Schwarz: todos son caminos aleatorios (Tabla 11).

El pronóstico de la MNM para el periodo 2011-2040 a partir del modelo ARMA (2,1) lleva a la Tabla 12, donde también incluimos en límite inferior y el superior del pronóstico para cada año.

Nuestro interés especial en el modelo ARMA(2,1) para la serie MNM radica en ser el insumo para el modelo ARDL(8,8), a partir del cual se puede pronosticar la MNF para los treinta años del periodo 2011-2040 (Tabla 13a y Tabla 13b). El modelo ARDL pronosticado se refleja en un MNF positivo y creciente para el periodo 2011-2020, posteriormente en el lapso 2021-2035 la cifra sigue siendo positiva pero decreciente, y en los cinco últimos años del horizonte de pronóstico la MNF es negativa (Tabla 14).

TABLA 11:  
elección de modelo de las diferentes series migratorias según distintos criterios de selección

Criterio	Migración neta femenina	Migración neta masculina	Emigración femenina	Emigración masculina	Inmigración femenina	Inmigración masculina
Akaike (AIC)	Camino aleatorio	ARMA(2,1)	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	ARMA(2,1)
Hannan-Quinn (HQC)	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio
Schwarz Bayesian (SBIC)	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio	Camino aleatorio

Fuente: elaboración propia.

TABLA 12:  
Migración neta masculina de México pronosticada con  
modelo ARMA(2,1), 2011-2040 (miles de personas)

Año	Pronóstico	Límite inferior 95 %	Límite superior 95 %
2011	153.586	89.7257	217.445
2012	183.204	91.7648	274.643
2013	210.921	98.1106	323.732
2014	236.306	105.752	366.86
2015	258.961	113.399	404.522
2016	278.521	120.282	436.761
2017	294.670	125.857	463.483
2018	307.135	129.699	484.570
2019	315.697	131.452	499.942
2020	320.195	130.809	509.58
2021	320.525	127.497	513.552
2022	316.645	121.268	512.021
2023	308.575	111.900	505.250
2024	296.399	99.1876	493.610
2025	280.262	82.9527	477.570
2026	260.368	63.0461	457.690
2027	236.982	39.3635	434.601
2028	210.421	11.8652	408.977
2029	181.053	-19.3992	381.505
2030	149.291	-54.2643	352.845
2031	115.586	-92.429	323.602
2032	80.4259	-133.448	294.300
2033	44.3203	-176.739	265.380
2034	7.7998	-221.605	237.205
2035	-28.5948	-267.266	210.076
2036	-64.3196	-312.892	184.253
2037	-98.8358	-357.642	159.970
2038	-131.618	-400.687	137.450
2039	-162.162	-441.238	116.914
2040	-189.992	-478.567	98.5826

Fuente: elaboración propia.

TABLA 13A:  
Migración neta femenina observada y estimada, 1968-2010, pronosticada, límites inferior y superior a partir de modelo ARDL(8,8), 2011-2010 (miles de personas)

Año	MNFOBS	MNFEST y MNFPRO	Límite inferior 95 %	Límite superior 95 %
1968	85.18	85.47	99.48	71.46
1969	80.2.0	78.77	99.02	58.52
1970	67.00	63.24	88.41	38.06
1971	67.02	57.84	85.66	30.02
1972	57.03	51.10	78.83	23.38
1973	52.04	47.99	77.13	18.84
1974	50.34	48.28	81.17	15.39
1975	65.04	79.33	116.19	42.47
1976	61.73	80.52	121.36	39.67
1977	58.38	80.94	123.58	38.29
1978	55.04	79.02	122.47	35.56
1979	56.63	63.89	106.98	20.79
1980	51.64	44.83	88.04	1.63
1981	46.66	32.05	78.03	-13.94
1982	46.60	19.45	69.34	-30.45
1983	44.90	15.64	68.40	-37.11
1984	39.92	17.37	70.85	-36.11
1985	23.43	0.34	53.16	-52.47
1986	11.87	-7.13	45.12	-59.37
1987	-2.97	-13.43	39.16	-66.03
1988	-14.53	-24.05	29.94	-78.04
1989	-35.94	-29.08	28.53	-86.68
1990	-75.43	-40.19	21.59	-101.97
1991	-86.99	-43.12	21.92	-108.16
1992	-96.90	-47.98	18.75	-114.70
1993	-105.17	-57.28	8.67	-123.22
1994	-110.16	-73.63	-9.03	-138.23
1995	-100.36	-107.18	-41.31	-173.04
1996	-110.27	-138.27	-65.41	-211.13
1997	-118.55	-167.18	-84.12	-250.24
1998	-125.17	-182.53	-92.24	-272.82
1999	-136.73	-187.38	-96.17	-278.58
2000	-240.29	-263.75	-175.58	-351.93
2001	-143.41	-155.39	-70.04	-240.73
2002	-112.26	-116.75	-27.79	-205.70
2003	-132.03	-122.58	-23.88	-221.27

Fuente: elaboración propia a partir de modelo ARDL.

TABLA 13B:  
Migración neta femenina observada y estimada, 1968-2010, pronosticada, límites inferior y superior a partir de modelo ARDL(8,8), 2011-2010 (miles de personas)

Año	MNFOBS	MNFEST y MNFPRO	Límite inferior 95 %	Límite superior 95 %
2004	-125.52	-113.69	-0.54	-226.84
2005	-50.00	-27.88	98.38	-154.14
2006	-2.41	38.12	170.02	-93.78
2007	25.46	78.47	205.94	-49.00
2008	45.12	95.74	213.22	-21.73
2009	68.06	104.85	219.13	-9.44
2010	66.36	78.99	205.13	-47.15
2011		81.81	240.03	-76.41
2012		62.59	247.81	-122.64
2013		68.36	268.17	-131.46
2014		112.92	308.96	-83.11
2015		156.51	335.72	-22.69
2016		207.68	378.62	36.74
2017		274.58	463.01	86.15
2018		313.85	538.55	89.15
2019		324.80	584.68	64.92
2020		333.05	607.25	58.85
2021		324.01	588.62	59.41
2022		293.77	536.29	51.25
2023		268.01	494.62	41.39
2024		238.73	474.04	3.42
2025		190.91	456.12	-74.30
2026		145.19	447.92	-157.54
2027		108.98	443.10	-225.14
2028		74.14	416.28	-268.00
2029		56.78	379.65	-266.10
2030		65.72	357.22	-225.79
2031		81.70	366.62	-203.22
2032		97.28	422.69	-228.12
2033		111.72	495.21	-271.78
2034		107.07	533.18	-319.04
2035		77.56	516.67	-361.55
2036		35.70	457.85	-386.45
2037		-17.39	372.23	-407.00
2038		-81.28	289.14	-451.70
2039		-142.48	250.12	-535.09
2040		-196.90	255.62	-649.43

Fuente: elaboración propia a partir de modelo ARDL.

TABLA 14:  
Regresión de la serie migración neta total contra repatriaciones y contra ella misma

Variable dependiente: MIGNETATOT				
Método: Mínimos cuadrados				
Muestra (ajustada): 1996 2010				
Observaciones incluidas: 15 después de los ajustes				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-calculado	Prob.
REPATRIAC	0.518176	0.228301	2.269705	0.0443
REPATRIAC(1)	-0.496906	0.220110	-2.257535	0.0453
MIGNETATOT(-1)	0.900798	0.116274	7.747186	0.0000
DUM	-441016.0	116302.1	-3.791987	0.0030
R-cuadrado	0.906357	Media var. dependiente		-172508.0
R-cuadrado ajustado	0.880818	D. E. var. dependiente		226011.7
E. E. de la regresión	78025.47	Criterio información Akaike		25.59064
Suma residuos cuadrado	6.70E+10	Criterio inf Schwarz		25.77945
Log de verosimilitud	-187.9298	Criterio Inf Hannan-Quinn.		25.58863
Durbin-Watson	1.148434			

Fuente: elaboración propia a partir de INM.

### *Relación entre migración neta total-repatriados, y emigración total-repatriados*

El Instituto Nacional de Migración tiene estadísticas de los repatriados ordenadamente por Estados Unidos desde el año 1995 hasta 2015, sus cifras representan devoluciones, no personas; esto es, una persona pudo ser capturada varias veces al intentar ingresar a Estados Unidos. Los dos siguientes pronósticos tienen sustento en la alta correlación entre flujos de migración neta total y emigración total con repatriaciones.

El periodo de estudio es apenas de 21 años, hemos establecido previamente que las series migración neta total (MIGNETATOT) es estacionaria con un rompimiento en 1999, lo mismo para la serie emigración por sexo, aun cuando aquí utilizamos la emigración total (suma de la femenina y masculina); por su parte, al aplicar una prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada a la serie repatriaciones (REPATRIAC) la conclusión es estacionariedad, por lo menos al 95 por ciento de confianza: t-calculado es -4.08 y valor crítico de MacKinnon es -3.67 al cinco por ciento de significancia.

Primero consideremos la migración neta total (MIGNETATOT) como dependiente de las repatriaciones (REPATRIAC), de las repatriaciones adelantadas un periodo (REPATRIAC(1)) —este adelanto se debe a que la personas saben o escuchan sobre lo difícil o fácil que es ingresar a Estados Unidos sin ser detectados por la Patrulla Fronteriza, y sobre cuestiones de inseguridad, a partir de ello deciden si deben intentar cruzar o bien por dónde es más probable no ser detectado o es más seguro—, de la migración neta total rezagada un periodo (MIGNRTATOT(-1)) y de una variable dummy (DUM) de impulso en el año 2000 (el cual está en el intervalo definido previamente para la fecha de rompimiento). Como podemos ver el ajuste es muy aceptable (Tabla 14 y Figura 7).

Esta regresión supera todas las pruebas de autocorrelación de los residuos, de los residuos al cuadrado del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey, por lo menos a cinco por ciento de significancia; lo mismo con normalidad y con heteroscedasticidad.

El pronóstico dinámico para el periodo 2011-2015 (perderemos una observación por el adelanto de la serie de repatriaciones) nos lleva a cifras con un amplio intervalo de confianza (Figura 8 y Tabla 15).

Por otra parte, el pronóstico estático de la migración neta total para el año 2011 tiene un valor de 196 637 personas, con un límite superior de 371 mil personas y uno inferior de 22 mil personas.

Asimismo, estimamos la relación entre emigración total (EMITOT) y repatriaciones (REPATRIAC), repatriaciones adelantadas un periodo (REPATRIAC(1) y emigración total con un rezago (EMITOT(-1)), además de la variable dummy (DUM) del año 2000 como fecha de rompimiento. Tal estimación es aceptable estadísticamente (Figura 9 y Tabla 16).

El pronóstico de la emigración total para los años 2011-2014 indica un descenso en este indicador (Figura 10 y Tabla 17).

### *Histórica-demográfica*

La disminución de los flujos migratorios está asociada a la reciente crisis económica acontecida en el vecino país del norte, y en los años posteriores por el mal desempeño de aquellos sectores en los que los trabajadores mexicanos se concentran más intensamente (por ejemplo, construcción y manufactura). De hecho, es el caso que durante la crisis más reciente de las condiciones del mercado de trabajo que enfrentan los inmigrantes mexicanos en Estados Unidos parecen haber empeorado aún más que para el resto de la fuerza laboral, lo que sugiere que la crisis golpeó especialmente a los sectores que tienden a emplear relativamente más mexicanos.

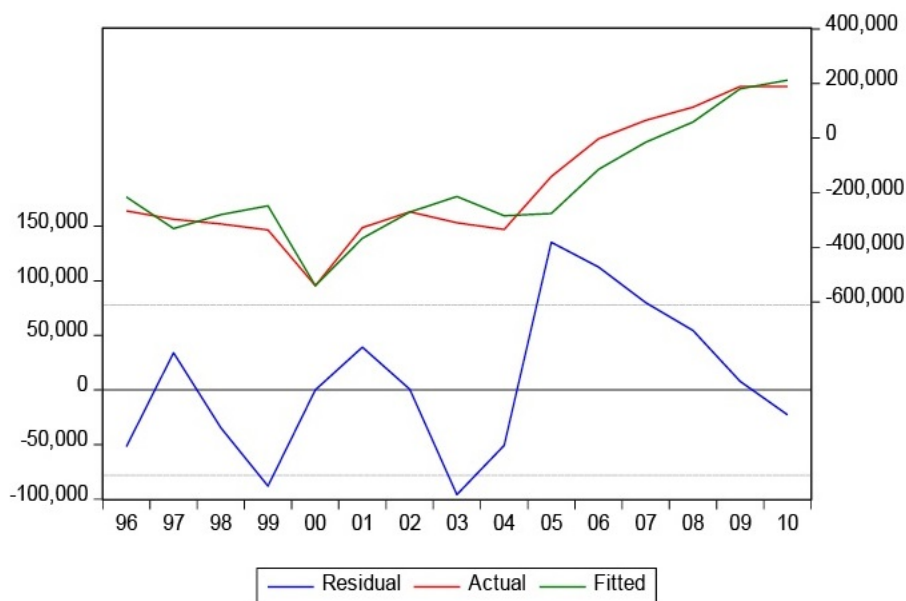


FIGURA 7:  
Serie observada y ajustada de la migración neta total y residuos, 1995-2010

Fuente: elaboración propia a partir de INM.

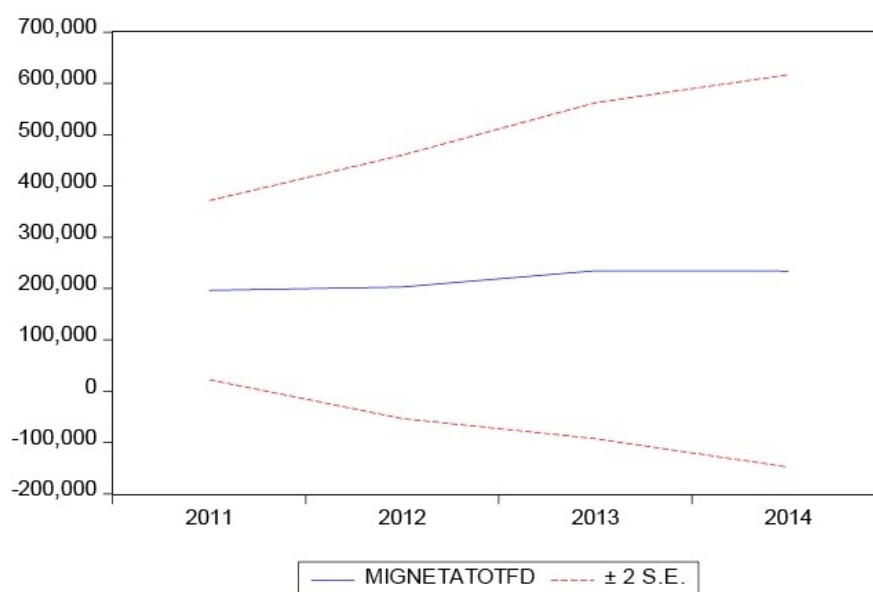


FIGURA 8:  
Pronóstico e intervalos de la serie migración neta total, 2011-2014  
Fuente: elaboración propia.

TABLA 15:  
Pronósticos y error estándar de la serie migración neta total, 2011-2014

Año	Pronóstico	Error estándar
2011	196 637	87241
2012	203 190	128259
2013	234 670	163564
2014	234 351	191096

Fuente: elaboración propia.

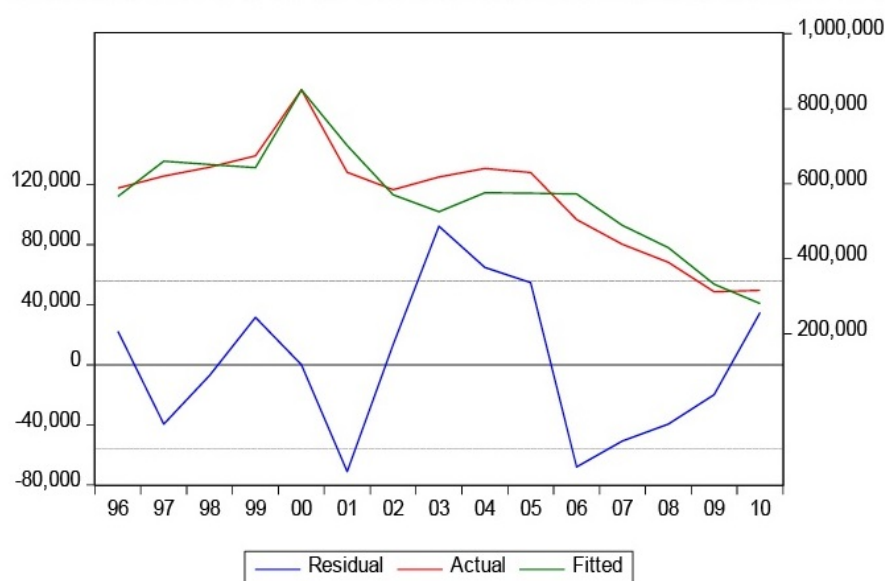


FIGURA 9:  
Serie observada y ajustada de la emigración total y residuos, 1995-2010

Fuente: elaboración propia

En particular, mientras que la tasa general de desempleo en Estados Unidos y la tasa de desempleo de los inmigrantes mexicanos se encontraban en niveles similares de alrededor de 4.5 por ciento durante 2006 y el primer semestre de 2007, por 2009-2010 la tasa de desempleo que enfrentan los inmigrantes mexicanos se elevó a un promedio de alrededor de 11.4 por ciento, mientras que la tasa general de desempleo alcanzó un 9.4 por ciento promedio (OCDE, 2013).

TABLA 16:  
Regresión de la serie emigración total contra repatriaciones, *dummy* y contra ella misma

<b>Muestra: 1968 2010</b>		
<b>Observaciones incluidas: 43</b>		
<b>Hipótesis nula: No existe relación de largo plazo</b>		
Estadístico de prueba	Valor	K
Estadístico <i>F</i>	7.816535	1
Límites de los valores críticos		
Significancia	$I_0$ Bound	$I_1$ Bound
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Fuente: elaboración propia.

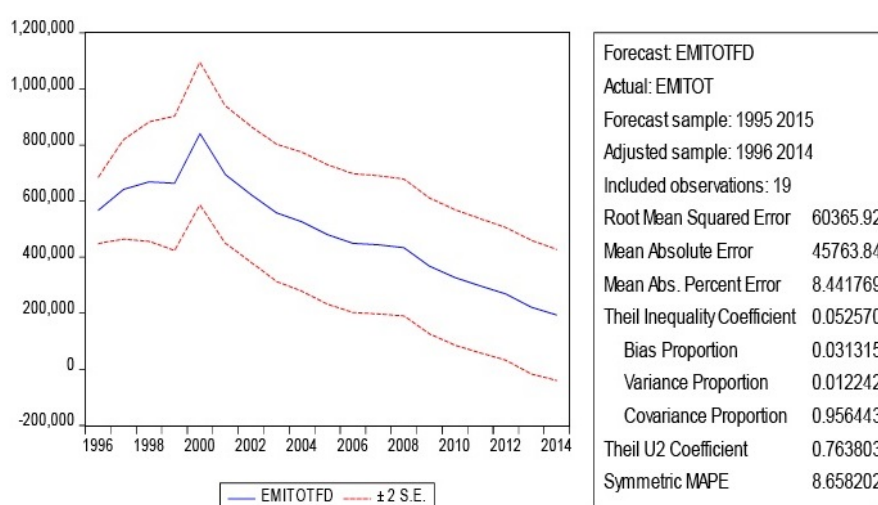


FIGURA 10:  
Pronóstico e intervalos de la serie emigración total, 1995-2014

Fuente: elaboración propia.

TABLA 17:  
Pronóstico y error estándar de emigración total femenino, 2011-2015

Año	EMITOTFD	Error Estándar
2011	57 997.72	536 112.67
2012	32 178.39	504 907.71
2013	-17 392.40	459 040.85
2014	-40 588.44	426 846.20

Fuente: elaboración propia.

Esta situación es resultado, principalmente, debido a que la recuperación del empleo en Estados Unidos aún carece de impulso, no se han recuperado todos los puestos de trabajo que se perdieron en la recesión, de los 7.7 millones de puestos de trabajo que se perdieron durante la crisis, solo se recuperaron 6.4 millones hasta 2013. A finales de este año, todos los principales indicadores del mercado laboral, tales como tasas de empleo y desempleo, estaban aún por debajo de sus niveles previos a la recesión. Pero, los indicadores de las personas hispanas no nacidas en Estados Unidos no han levantado desde 2011, el empleo de los inmigrantes hispanos ha estado en un punto muerto. En el sector de la construcción, los hispanos perdieron 686 mil puestos de trabajo durante la recesión y recuperaron sólo 74 mil de ellos de 2009 a 2013. La gran mayoría de los puestos de trabajo adquiridos de 2009 a 2013 ascendió de 2.3 a 2.8 millones ocupados por los hispanos nacidos en Estados Unidos. Mientras tanto, los cerca de 450 mil nuevos puestos de trabajo adquiridos por los inmigrantes hispanos se remontan a los primeros dos años de la recuperación, a partir de 2009 a 2011. Es decir, existe una sensible disminución de la demanda de mano de obra migrante. Es por ello, que bajo este contexto, no hay razones para pensar que por el momento haya un incremento de la migración de mexicanos hacia ese país, la migración está en periodo de impase que se caracteriza por un descenso de la migración de retorno y una estabilización del flujo de migrantes a Estados Unidos partir de 2010. Por último, los últimos acontecimientos políticos pueden reforzar aún más el descenso de migrantes y una caída más pronunciada

de la migración de retorno, pues con la administración de Trump pueda que las condiciones para retornar se vuelvan peores.

A lo anterior, se debe agregar que los hijos de inmigrantes mexicanos ocupan posiciones que antes eran para los indocumentados; es decir, hay sustitutos de estos migrantes ya en Estados Unidos México también ha tenido un avance en cuestiones educativas durante los últimos años, las políticas de contención en la frontera, los problemas de inseguridad, las dificultades económicas, los altos costos para cruzar relativamente seguros; así como la profundización de las políticas más severas en cuestiones migratorias apuntan por lo menos a una estabilización de los flujos migratorios.

## CONCLUSIONES

La incorporación de rompimientos en las series migratorias lleva a concluir que son estacionarias, tales cambios reflejados en los parámetros estuvieron basados en factores como el boom demográfico de los sesenta y la crisis de los ochenta; el segundo rompimiento es previo a los sucesos terroristas en Estados Unidos y puede estar relacionado con políticas migratorias más severas contra personas indocumentadas. Lo relevante del último rompimiento, con el cual cambia la tendencia de todas las series hacia una donde cada vez hay menos migrantes netos desde México, es investigar si tiene asociación con el aumento en la inseguridad en la frontera.

El apartado de pronósticos son simples ejercicios basados en demasiados supuestos: en el lineal se asume que no habrá otro rompimiento durante el periodo de pronóstico, en el dinámico es supuesta una relación basada sólo en el pasado de las series consideradas y en el mantenimiento de la relación entre ellas, en el pronóstico basado en las repatriaciones tenemos una relación sustentada en reportes donde se establece una caída desde el máximo histórico en 1999, mientras en 2015 se registra el mínimo histórico. En todos los casos los intervalos de confianza son muy amplios.

Cabe preguntarse los efectos de las políticas migratorias a imponer por la administración federal de Estados Unidos y por las administraciones estatales a inicios de 2017, los cuales pueden afectar aun más estos flujos. Será la información censal nuevamente la cual despejará nuestras incógnitas y abrirá otras nuevas con respecto a la migración internacional.

## REFERENCIAS

- Banco Mundial, s.f., Indicadores, Banco Mundial, consultado el 15/01/2016, recuperado de <http://datos.bancomundial.org/indicador>
- Bustamante, J., 1986, El marco teórico de la circularidad migratoria, su validación empírica. Fondo de Cultura Económica.
- Calavita, K., 1989, "El debate de la política estadounidense de migración: análisis crítico y opciones para el futuro", en J. Bustamante and W. Cornelius, Flujos migratorios de mexicanos hacia Estados Unidos. Fondo de Cultura Económica.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Del Barrio-Casto, T. and López-Bazo, E., 2005, "Breaking the panels. an application to the GDP per capita", in *Econometrics Review*, 159-175.
- Dickey, D. and Fuller, W., 1979, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", in *Journal of the American Statistical Association*, 34, 427-431.
- Figueroa-Hernández, E. and Pérez-Soto, F., 2011, "El proceso de asentamiento de la migración México-Estados Unidos", en *Papeles de Población*, 17(68), 161-190.
- García-Guerrero, V. M., 2016, A probabilistic method to forecast the international migration of Mexico by age and sex, en *Papeles de población*, 22(88), 113-140.

- Giles, D., 2013, "Econometric's beat" Dave Giles Blog. Consultado el 6/03/2013, Recuperado el 2015, de ARDL models: part I: <http://davegiles.blogspot.mx/2013/03/ardl-models-part-i.html>
- Hansen, B. E., 2001, "The New econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U. S. Labor Productivity", in *Journal of economic Perspectives*, 15(4), 117-128.
- INEGI, 2016, Información de la Migración Internacional con Datos de la ENOE al tercer trimestre de 2015, consultado el 28/01/2016, recuperado de [http://www.inegi.org.mx/saladeprensa/boletines/2016/especiales/especiales2016\\_01\\_10.pdf](http://www.inegi.org.mx/saladeprensa/boletines/2016/especiales/especiales2016_01_10.pdf)
- Johnston, J. and Dinardo, J., 2001, "Modelos autorregresivos y con retardos distribuidos", en *Métodos de econometría*, Vicens-Vives, págs. 282-329.
- López, G., 1986, *La casa dividida*. Fondo de Cultura Económica.
- Massey, D. S., Pren, K. A. and Durand, J., 2009, "Nuevos escenarios de la migración México-Estados Unidos: Las consecuencias de la guerra antiinmigrante", en *Papeles de Población*, 15(61), 101-128.
- Pesaran, Shin, Y. and Smith, O., 2001, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", in *Journal of applied econometrics*.
- Pyndick, J. and Rubinfeld, P., 2001, *Econometría: modelos y pronósticos*, McGraw Hill, Madrid.
- Shin, Y., Pesaran, M. H. And Smith, R. J., 2001, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", in *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

## NOTAS

- 1 En un camino aleatorio sin deriva el mejor pronóstico para  $l$  periodos es la última observación disponible  $y_T$ , y la varianza del error de pronóstico para  $l$  periodos es  $l\sigma^2\varepsilon$ . Si se trabaja con un camino aleatorio con deriva o rumbo denotado por  $d$ , donde existe una tendencia ascendente o descendente de la serie  $y_t$ , entonces el mejor pronóstico está dado por  $y_T + ld$ ; y la varianza del error de pronóstico es nuevamente  $l\sigma^2\varepsilon$ . Lo anterior según Pyndick y Rubinfeld (2001).