

Duración del desempleo y la migración en México ante la crisis financiera

Unemployment Duration and Migration in Mexico After the Financial Crisis

Amilcar Orlian Fernández Domínguez,¹ Gloria Lizeth Ochoa Adame² y Aldo Josafat Torres García³

RESUMEN

El artículo examina quiebres estructurales en el efecto de la duración del desempleo sobre la probabilidad de migrar nacional e internacionalmente para la población de México. Para ello se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo del 2007, 2008 y 2010, y se realizan estimaciones a modelos de respuesta cualitativa binomial y multinomial. Se utiliza una prueba tipo Chow para estimar quiebres estructurales en el efecto de la duración del desempleo a partir de la crisis financiera, y se realizan pruebas de sensibilidad mediante distintas especificaciones de las variables de migración y duración del desempleo. Los resultados muestran que a partir de la crisis los efectos de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar se redujeron, lo que conlleva restricciones a la libre movilidad del factor trabajo.

Palabras clave: 1. emigración, 2. empleo, 3. recesión, 4. México, 5. Latinoamérica.

ABSTRACT

This article examines structural breaks in the effect of the unemployment duration for the population of Mexico on the probability of migrating, both internal and internationally. Data from the National Survey of Occupation and Employment for 2007, 2008, and 2010 is used, and estimations are made from both binary and multinomial response models. Furthermore, a Chow-type test is used to estimate structural breaks in the unemployment duration effect after the financial crisis, and sensitivity tests are carried out using different specifications of the migration and unemployment duration variables. The results show that after the crisis the unemployment duration effects on the probability of migrating have been reduced, leading to restrictions on the free mobility of the labor factor.

Keywords: 1. emigration, 2. employment, 3. recession, 4. Mexico, 5. Latin America.

Fecha de recepción: 30 de abril de 2020

Fecha de aceptación: 22 de octubre de 2020

Fecha de publicación web: 30 de septiembre de 2021

¹ Universidad Autónoma de Chihuahua, México, afernand@uach.mx, <https://orcid.org/0000-0003-4209-9056>

² Universidad Autónoma de Chihuahua, México, gochoa@uach.mx, <https://orcid.org/0000-0003-1124-6607>

³ Universidad Autónoma de Chihuahua, México, ajtorres@uach.mx, <https://orcid.org/0000-0002-2936-7485>



INTRODUCCIÓN

La literatura sobre la migración en México se ha enfocado primordialmente en estudiar los efectos de diversos determinantes bajo un escenario de estabilidad en dichos efectos. En general, los estudios sobre los flujos migratorios en México parten de analizar las diferencias (entre los lugares de destino y origen) en dichos determinantes, incluyendo variables como salarios (Flores, Zey y Hoque, 2013; Villarreal y Hamilton, 2012), niveles de PIB (Soloaga, Lara y Wendelspiess, 2010), tasas de desempleo (Quintana y Salgado, 2016), el nivel de inversión extranjera directa (Flores *et al.*, 2013), la frontera con EE. UU. (Villarreal y Hamilton, 2012); desempleo en el sector maquilador, la proporción de la población migrante y la distancia (Peeters, 2012), niveles de educación (Aguayo-Téllez y Martínez-Navarro, 2013), tamaño poblacional (Soloaga *et al.*, 2010), y los niveles de violencia (Ybáñez y Alarcón, 2014). Debido a que estos factores están relacionados con diversas variables macroeconómicas, se puede esperar que dichas diferencias puedan ser modificadas o agravadas por la presencia de shocks externos negativos, específicamente debido a crisis financieras. Sin embargo, se ha analizado poco la influencia de cambios estructurales causados por dichos eventos, lo que retoma relevancia ante los recientes acontecimientos y expectativas de recesión mundial.

Por su parte, la literatura que examina los efectos de las crisis financieras evidencia que dichos eventos pueden influir considerablemente en diversos determinantes relacionados con la migración, y por tanto, en sus efectos. En términos generales, Reinhart y Rogoff (2009) exponen que las crisis financieras afectan diversas variables macroeconómicas, incluyendo el crecimiento –a través de deuda pública (mayores impuestos)–, el mercado de activos, así como la producción y el empleo. Asimismo Colombo, Menna y Tirelli (2019) argumentan que las crisis financieras son diferentes (más severas) que las recesiones económicas “normales”. Los autores aseguran que son shocks asimétricos considerables que provocan fuertes reasignaciones de factores productivos del sector formal al informal, específicamente en el ámbito laboral, lo que a su vez provoca caídas en la producción e inversión, incrementando el desempleo. Con base en la experiencia mexicana y la crisis del tequila Pratap y Quintin (2011) argumentan que las crisis financieras causan reducción en la productividad real, ya que la crisis de 1995 presentó efectos en el mercado laboral (movimientos entre industrias y ocupaciones), y por tanto, en la productividad laboral.

Estos efectos macroeconómicos –primordialmente los relacionados con el empleo–, han sido examinados en el contexto de la reciente crisis financiera de 2008. Por ejemplo, en un análisis de datos de 61 países, Oulton y Sebastián-Barriel (2017) encuentran que la crisis financiera afectó la productividad total de factores (TFP) y el PIB mediante el efecto de bajas tasas de interés real y altas tasas de desempleo. Por su parte, Fernandes y Ferreira (2017) argumentan que la crisis impuso restricciones financieras que afectaron la composición del empleo en Portugal. Popov y Rocholl (2018) encontraron que la crisis financiera afectó al empleo en Alemania a través de examinar las características de las empresas; específicamente observaron que el empleo se vio afectado dependiendo del tamaño de la empresa, y si esta mantenía relaciones crediticias con bancos saludables o no saludables.

De esta forma, la literatura brinda evidencia que refuerza el argumento de considerar los efectos de esta crisis en el análisis de la migración interna, lo cual se plantea como principal hipótesis de este documento.

En lo que respecta a los estudios que abordan la crisis financiera de 2008 y sus efectos en México, estos se enfocan principalmente en el mercado laboral, así como en variables socioeconómicas como el ingreso, los niveles de pobreza y la educación. Al respecto, Kemme y Koleyni (2017) argumentan que la crisis financiera habría provocado un shock en la productividad de México, con efectos temporales en diversas variables macroeconómicas que dependen del régimen de tipo de cambio. Asimismo, Cabral y Mollick (2017) encuentran que la crisis financiera presentó cambios en los efectos de la educación y el PIB real de USA sobre el salario real en México.

Debido a la relación entre la crisis financiera de 2008 y sus efectos en el desempleo, y por tanto, en los flujos migratorios, el objetivo del presente artículo es analizar el efecto de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar dentro del país o al extranjero. Al respecto, cabe mencionar que algunos estudios previos han encontrado que no existe una relación significativa, lo que se debe primordialmente al contexto del país donde se realiza el análisis (si existe un seguro o beneficio por estar desempleado). Por ejemplo, Ahn, de La Rica y Ugidos (1999) utilizan como variable dependiente la disponibilidad de migrar por trabajo (no la migración real) de habitantes de España. Los autores encuentran que la responsabilidad familiar, la edad y el nivel de educación son algunos determinantes importantes de la disposición de migrar, pero no encuentran que la duración del desempleo sea significativa (posiblemente debido a aspectos culturales o de estilo de vida), a menos que se agoten los beneficios por desempleo o haya otros miembros de la familia desempleados.

De acuerdo con el problema planteado anteriormente, el presente análisis busca complementar la literatura, y para ello analizará los cambios estructurales que la crisis financiera de 2008 provocó en la relación de la duración del desempleo y la probabilidad de migrar para la población de México. Para tal efecto, se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo del 2007, 2008 y 2010 (Inegi, 2021); también se estiman los efectos de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar (interna o externamente) a través de un modelo de respuesta cualitativa. Asimismo, se utiliza una prueba tipo Chow para estimar quiebres estructurales en el efecto de la duración del desempleo a partir de la crisis financiera de 2008.

El documento continúa en la siguiente sección abordando aspectos teóricos relevantes sobre determinantes microeconómicos de la decisión de migrar y duración del desempleo. Posteriormente se expone la estrategia metodológica propuesta para estimar cambios estructurales en el efecto de la duración del desempleo sobre la probabilidad de migrar, así como la descripción de los datos. La siguiente sección expone los resultados del análisis empírico, y finalmente la última sección brinda algunas conclusiones.

ASPECTOS TEÓRICOS

Determinantes microeconómicos de la decisión de migrar

Bodvarsson y Van den Berg (2009) señalan que la teoría de migración clásica parte de la observación de Adam Smith respecto a la disparidad espacial entre los mercados de trabajo de dos regiones. Al respecto, Ravenstein (1889) postula diversos principios o leyes de migración a partir de sus observaciones a datos de diversos países europeos y norteamericanos, resumiendo que además del beneficio potencial en la remuneración laboral, determinan la migración otras características regionales como la calidad institucional, los impuestos, y el contexto social. Este autor menciona, entre otros determinantes, la distancia entre regiones y el sexo de los individuos.

Bean y Brown (2015) mencionan que las teorías microeconómicas de los determinantes de la migración analizan en general los retornos del trabajo, el análisis costo-beneficio de trasladarse, el riesgo de muerte, y los costos de vida en destino. Desde el enfoque neoclásico asumido por Borjas (1987), que busca la maximización de la utilidad individual, la decisión de migrar está en función primordialmente de los diferenciales en salarios entre las regiones de origen y destino, así como de los costos de movilidad; además, los niveles de educación y edad (habilidades individuales) también influyen en dicha decisión. Por lo tanto, se infiere que la decisión de migrar en general puede estar determinada por características socioeconómicas de los individuos. Por otra parte, Harris y Todaro (1970) asumen que los individuos consideran el salario esperado en destino para tomar la decisión de migrar.

Puesto que la decisión de migrar implica aceptar un trabajo en otro lugar, su análisis puede realizarse bajo una extensión del modelo clásico de búsqueda de trabajo, el cual está en función del salario de reserva. En este sentido, Bodvarsson y Van den Berg (2009) mencionan que hay modelos que explican la decisión de migrar en función de un proceso de búsqueda secuencial de ingresos esperados en el lugar de destino, contrastados con el salario de reserva. Al respecto, Constant, Krause, Rinne y Zimmermann (2010) asumen que el salario de reserva es función de la creencia de los individuos respecto a la distribución de salarios ofertados, las cuales son fuertemente influenciadas por grupos de referencia (lugar de origen del migrante). Al respecto, Ahn *et al.* (1999) mencionan que la disponibilidad de aceptar un trabajo depende del salario de reserva, el cual depende de características individuales, situación familiar y situación económica regional.

Aunque el enfoque microeconómico de la migración ha estado en la maximización de la utilidad individual, Bodvarsson y Van den Berg (2009) argumentan que estas teorías ignoran otros determinantes importantes como la reunificación familiar, la búsqueda de asilo político, una cultura o religión más atractivos, e incluso un mejor clima. Por su parte, Goldin, Reinert y Beath (2007) aclaran que hay teorías que extienden la decisión de migrar a un grupo de individuos. Puesto que la migración puede implicar tomar riesgos, así como incurrir en costos o beneficios sociales, Stark y Bloom (1985) argumentan que la decisión de migrar se toma dentro de la familia o grupo de individuos potencialmente afectados por la migración de alguno de sus miembros. Al respecto, Anam y Chiang (2007) basan su análisis bajo el supuesto de que la migración es determinada con el objetivo de maximizar el ingreso familiar (reduciendo los riesgos) diversificando el portafolio de “activos” (miembros de la familia) en varios mercados

laborales. Por otra parte, Bean y Brown (2015) argumentan que las conexiones informales con individuos migrantes (familiares, amigos o empleadores) proveen capital social que minimiza los riesgos para futuros migrantes. Además, Fitzgerald (2015) menciona que la teoría de migración forzada alude a causas naturales (como desastres naturales meteorológicos) o sociales (como violencia y persecución) que obligan a ciertas personas a emigrar.

Duración del desempleo

En términos generales, se afirma que los individuos con desempleos de larga duración tienen menores probabilidades de encontrar trabajo que los desempleados de breve duración (Jackman y Layard, 1991), lo que pone de manifiesto la importancia de considerar la temporalidad de la desocupación en las posibilidades de colocarse en un nuevo empleo (Rodríguez-Oreggia, 2002).

En gran medida, esto se debe a que los periodos prolongados de desempleo tienden a afectar la autoestima de los buscadores, desalentándoles a continuar con su objetivo, y en el agregado, se forma un conjunto de trabajadores desanimados que dejan de ser parte de la fuerza laboral, o en su defecto, se integran al trabajo informal (Ramoni, Orlandoni, Prasad, Torres y Zambrano, 2017).

En México el desempleo y la duración del mismo no han sido ampliamente estudiados; esto debido a que las tasas de desempleo abierto son bajas comparativamente con otros países de similares condiciones de desarrollo, e incluso, en la misma región.

La incidencia y duración del desempleo en nuestro país experimenta variaciones a través de ciertas características individuales tales como la edad, el sexo, la escolaridad, el estatus conyugal, el número de hijos, y la posición en el hogar, así como por las condiciones asociadas al desarrollo local de las distintas regiones (Marquez-Scotti, 2015; Rodríguez-Oreggia, 2002; Garro y Rodríguez-Oreggia, 2002).

Hernández-Licona (1997) analiza el tiempo promedio del desempleo en México para el periodo 1987-1993 de manera trimestral, detectando que la duración oscilaba entre 4.5 y 8.7 semanas de inactividad, mientras que para el Reino Unido la cifra correspondiente era de 65 semanas. El mencionado estudio también encontró que la duración del desempleo se ve acrecentado por el ingreso patrimonial del hogar, y con mayor intensidad aún para los hombres y quienes no son jefes de hogar, demostrando así la importancia de la familia en las decisiones laborales.

De acuerdo con Rodríguez-Oreggia (2002), estar desempleado por un periodo prolongado podría disminuir la eficacia de las personas por efecto de la interrupción de la trayectoria laboral; de igual forma, las consecuencias emocionales y psicológicas de la búsqueda prolongada tienden a desalentar al buscador, disminuyendo su probabilidad de colocación y llevándolo a un escenario de desempleo de larga duración. Al respecto, el autor analizó las variables que inciden en la probabilidad del desempleo de corta y larga duración (mayor a seis meses) en México. Los principales hallazgos para este último lapso indican que, a mayor escolaridad y edad, mayor es la probabilidad de permanecer de manera prolongada en paro, mientras que los efectos diferenciados entre hombres y mujeres desfavorecen al sexo femenino, pues para ellas estar

casadas y tener hijos incrementa la probabilidad de estar desocupadas por un periodo de tiempo superior a un semestre.

Garro y Rodríguez-Oreggia (2002) afirman que para los jóvenes la duración del desempleo es más corta que para otros grupos de edad, mientras que a los buscadores de mayor edad se les identifica como desempleados de larga duración.

Esto es compatible con la evidencia que encuentra Márquez-Scotti (2015) al analizar los determinantes del desempleo en México, mostrando que la mayor incidencia de la desocupación en el país se da entre los jóvenes. Asimismo, hace notar que los bajos niveles de educación están asociados al desempleo y a la mayor permanencia en esta situación. Por su parte, los hallazgos en este documento señalan la menor incidencia entre el desempleo y la jefatura del hogar, de la misma forma que lo encontró Hernández-Licona (1997).

Por su parte, Hernández y García (2017) encuentran que la duración del desempleo depende de la educación (relación de “u” invertida), la edad, si el individuo declara tener la jefatura del hogar, el número de hijos menores, si tiene otras actividades no remuneradas y el tiempo (duración). Estos autores mencionan que la heterogeneidad geográfica determina la duración del desempleo. Asimismo, encuentran que hay efectos diferentes antes y después de la crisis financiera, así como por sexo, educación, experiencia laboral y estado civil. En el mismo sentido, Mora, Caicedo y González (2017) mencionan que la duración del desempleo es influida por la condición de migración, el nivel socioeconómico (salario de reserva), el sexo, la escolaridad, y la etnia.

METODOLOGÍA

Para probar la presencia de un quiebre estructural en la relación entre la duración del desempleo y la migración causado por la crisis financiera de 2008, el presente estudio considera el modelo econométrico de respuesta cualitativa expresado en la ecuación 1.

$$migr_{it} = \alpha + \beta duraci\acute{o}n_{it} + C_i' \gamma + u_{it} \quad 1$$

Donde *migra* es una variable de respuesta cualitativa igual a uno si el individuo *i* es un integrante del hogar en el trimestre *t* pero se vuelve ausente definitivo (emigra) en el trimestre *t+1*. Puesto que los datos de las regresoras se toman en el trimestre *t*, la especificación de la variable *migra* controla la endogeneidad de la duración del desempleo resaltada en la literatura. La variable *duración* son los días que la persona *i* declaró estar desempleada y buscando trabajo, *C* es un vector de variables de control de características del individuo *i*, *u* es el error, y α , β y γ son parámetros a estimar. Específicamente, el vector *C* incluye la edad, una dicotómica igual a uno si es mujer (*mujer*), una dicotómica igual a uno si la persona es casada (*casado*), la edad (*edad*), el ingreso mensual de la persona (*ingocup*), la escolaridad (*educ*), el salario mínimo mensual de la zona de residencia (*salario*), y la región de residencia del individuo *i*. Para esto se incluyen dicotómicas estatales (*edo*), y dicotómicas de región fronteriza (*frontera*) si reside en los estados de Baja California, Baja California Sur, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León o Tamaulipas; o del sur del país (*sur*), si reside en Chiapas, Oaxaca, Guerrero o Michoacán.

Para estimar cambios estructurales, se realiza una prueba tipo Chow a los coeficientes del modelo de la ecuación (1) bajo el contexto de un experimento natural. Específicamente, se prueba la significancia de variables interactivas de la duración del desempleo y variables dicotómicas de tiempo (post-crisis) adicionales en el modelo 1. Para captar información pre y postcrisis, se utiliza información de tres muestras independientes correspondientes a tres periodos: *antes*, *durante* y *después* de la crisis financiera. Además, la validez de un experimento natural requiere la correcta especificación de los grupos de control y tratamiento antes y después del evento; en este caso el grupo de tratamiento es la población migrante y el evento la crisis financiera.

Por lo tanto, para obtener resultados robustos, se eligen los periodos considerando dos aspectos. Por una parte, dado que la etapa más significativa de la crisis financiera abarca del tercer trimestre de 2007 al primer trimestre de 2009, las muestras para los periodos *antes* y *después* de la crisis se toman fuera de esta etapa. Por otra parte, para evitar que las variables interactivas capturen lo menos posible la influencia de la guerra contra las drogas (evento que incrementó los niveles de violencia en el país), se analiza información a partir de iniciada dicha guerra, es decir el año de 2006.

Datos

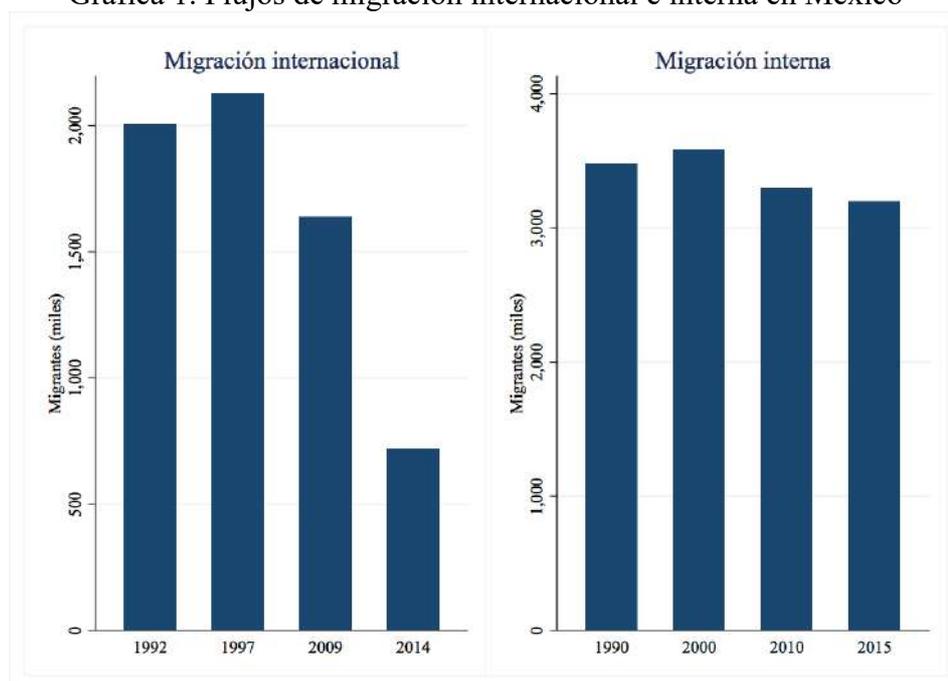
En el presente estudio se analizan los datos de personas entre 15 y 65 años de edad, por considerarse a este subgrupo de la población como aquella que está en edad de trabajar, y se utiliza la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) aplicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi, 2021). Dicha encuesta se realiza trimestralmente y contiene información estadística relacionada con las características socioeconómicas de los residentes de la vivienda, así como de la situación de ocupación. Es importante señalar que las viviendas encuestadas en un trimestre constituyen cinco submuestras independientes de viviendas que se visitan por cinco trimestres consecutivos y luego son reemplazadas asincrónicamente: cada trimestre 20 por ciento de las viviendas son visitadas por primera vez, 20 por ciento es visitada por segunda ocasión, y así sucesivamente. De esta forma, la ENOE brinda la posibilidad de examinar flujos migratorios de corto plazo, pues proporciona información de los individuos que dejan el hogar de un trimestre a otro (denominados ausentes definitivos), así como de aquellos individuos que llegan a un hogar en determinado trimestre (nuevos residentes).

Para estimar quiebres estructurales en el modelo 1, y evitar problemas de endogeneidad causados por heterogeneidad no observada de los residentes del hogar, se emplean los datos de la ENOE para los trimestres 2007-I (antes de la crisis financiera), 2008-III (durante la crisis financiera), y 2010-I (después de la crisis financiera). Adicionalmente, para probar si los resultados son sensibles a diversas especificaciones de la variable independiente de interés, se estima la duración del desempleo considerando la fecha final como la reportada por el entrevistado (*duración DR*) y considerando la fecha final como la de la entrevista (enfoque de variable construida en ENOE: *duración DE*). Por último, se estima un modelo multinomial para contrastar diferencias entre la probabilidad de migrar internacionalmente o internamente.

RESULTADOS

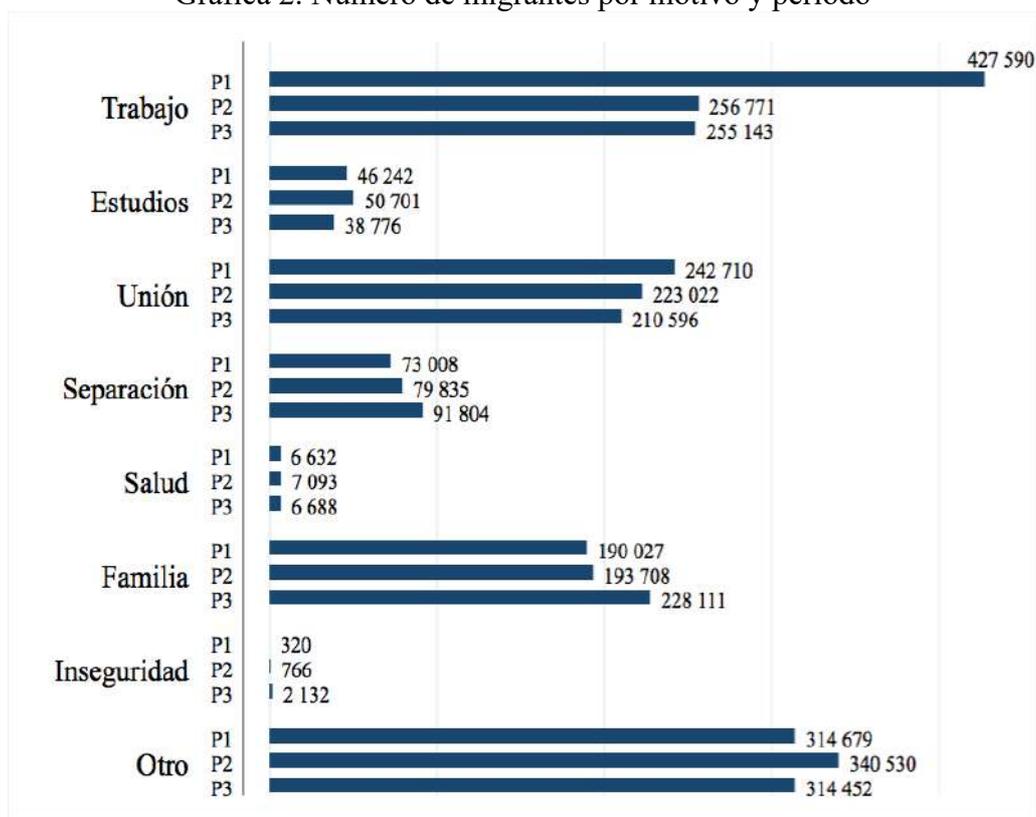
La tabla 1 muestra que la proporción de migrantes (respecto al total de población entre 15 y 65 años) disminuyó entre los primeros trimestres de 2007 y 2010, pasando de 2.5 a 2 por ciento. Cabe mencionar que esta tendencia negativa se ha presentado en general desde finales de la década de 1990 tratándose de la migración internacional, y desde la década de los dos mil para la migración interna, como lo muestra la gráfica 1. En relación con lo anterior, esta caída en los flujos migratorios fue considerablemente mayor en aquellas personas que cambiaron residencia por motivos de trabajo (gráfica 2).

Gráfica 1. Flujos de migración internacional e interna en México



Fuente: Elaboración propia con información de migración internacional tomada del Consejo Nacional de Población (Conapo, 2016), y con información de migración interna tomada de los censos de población 1990, 2000 y 2010 (Inegi, 2020a), y la Encuesta Intercensal 2015 (Inegi, 2020b).

Gráfica 2. Número de migrantes por motivo y periodo

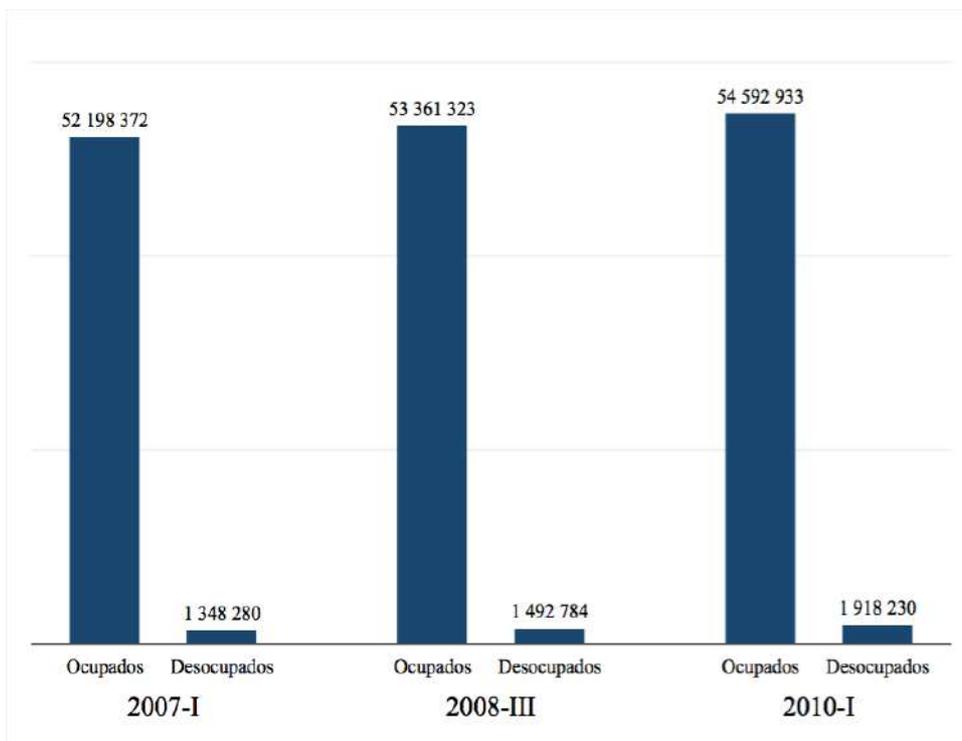


Notas: Los periodos son P1: 2007-I, P2: 2008-III, P3: 2010-I.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Por otra parte, considerando al total de la población, la media de la duración del desempleo (*duración DE*) aumentó aproximadamente en un día (aunque si se considera únicamente al grupo de la población con una duración positiva, la media de *duración DE* pasa de 55 días en 2007-I a 74 en 2010-I), y los valores máximos aumentan en más de 28 por ciento (698 días) para el trimestre 2008-III, y más de 50 por ciento (1 292 días) para el trimestre 2010-I. Cabe mencionar que el número de personas desocupadas (aquellas que presentaron duración del desempleo positiva) fue aumentando en los tres periodos en términos absolutos y respecto al número de personas ocupadas, representando 2.58 por ciento en el primer periodo, y posteriormente 2.79 por ciento y 3.51 por ciento en los periodos dos y tres (ver gráfica 3).

Gráfica 3. Número de personas por estado de ocupación y periodo



Notas: los valores representan estimaciones totales de individuos.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Del mismo modo, las medias de edad y educación aumentan, y la proporción de mujeres y personas casadas disminuye ligeramente en el periodo observado. Finalmente, la media del salario mínimo mensual aumenta, reflejando los incrementos del salario mínimo en el periodo. Por su parte, la media del ingreso mensual aumentó ligeramente entre 2007-I y 2008-III, pero disminuyó para el 2010-I; interesantemente el valor máximo fue menor en los periodos siguientes a 2007-I.

Tabla 1. Estadística descriptiva

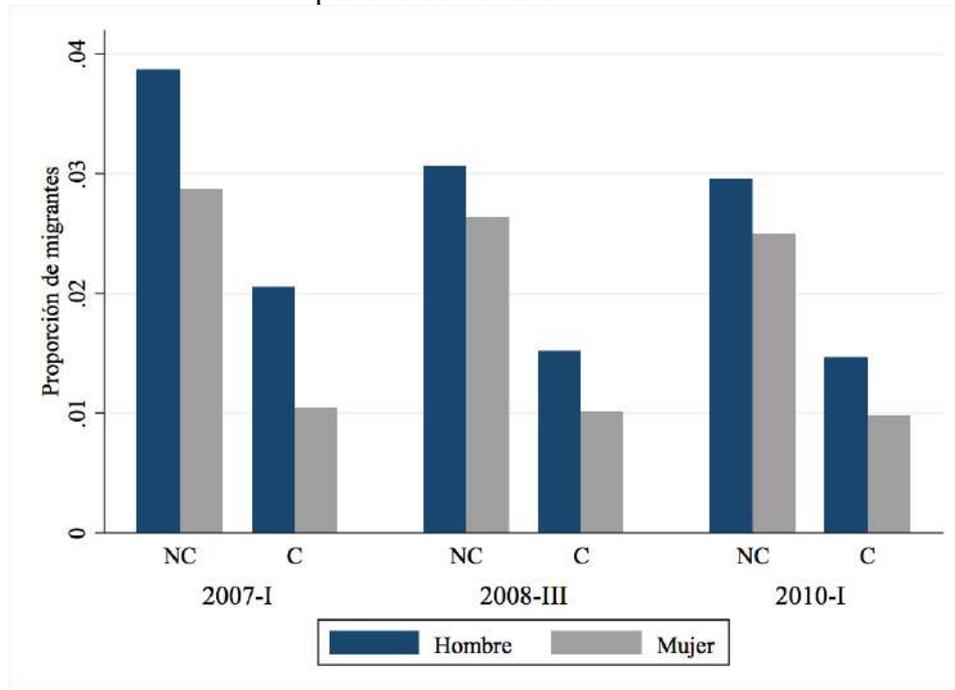
Variable	2007-I				2008-III				2010-I			
	Media	Des. Std.	Min	Max	Media	Des. Std.	Min	Max	Media	Des. Std.	Min	Max
migra	0.025	0.155	0	1	0.021	0.144	0	1	0.020	0.141	0	1
duración DE	1.319	20.498	0	2430	1.459	23.575	0	3128	2.363	35.751	0	3722
duración DR	1.080	19.340	0	2427	1.269	22.920	0	3119	2.129	35.252	0	3718
Edad	34.97	13.80	15	65	35.15	13.85	15	65	35.29	13.95	15	65
Educ	8.6	4.4	0	24	8.7	4.4	0	24	8.9	4.3	0	24
mujer	0.532	0.499	0	1	0.530	0.499	0	1	0.526	0.499	0	1
casado	0.472	0.499	0	1	0.461	0.498	0	1	0.449	0.497	0	1
salario	1 456	39	1 428	1 517	1 514	40	1 485	1 578	1 662	39	1 634	1 724
ingocup	2 224	4 556	0	400 000	2 251	4 239	0	322 250	2 155	4011	0	365 502

Notas: Utilizando el factor de expansión se obtiene que el número de observaciones calculado para cada periodo es N=53 546 652 (2007-I), N=54 854 107 (2008-III), y N=56 511 163 (2010-I).

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

La gráfica 4 muestra que en promedio hay una menor proporción de migrantes casados que no casados, además de que migran más los hombres que las mujeres. También muestra que la proporción de mujeres casadas migrantes casi no cambió respecto a 2007-I, pero el resto de los subgrupos tuvieron la mayor caída en 2008-III.

Gráfica 4. Proporción de migrantes por estado civil, sexo y periodo en México

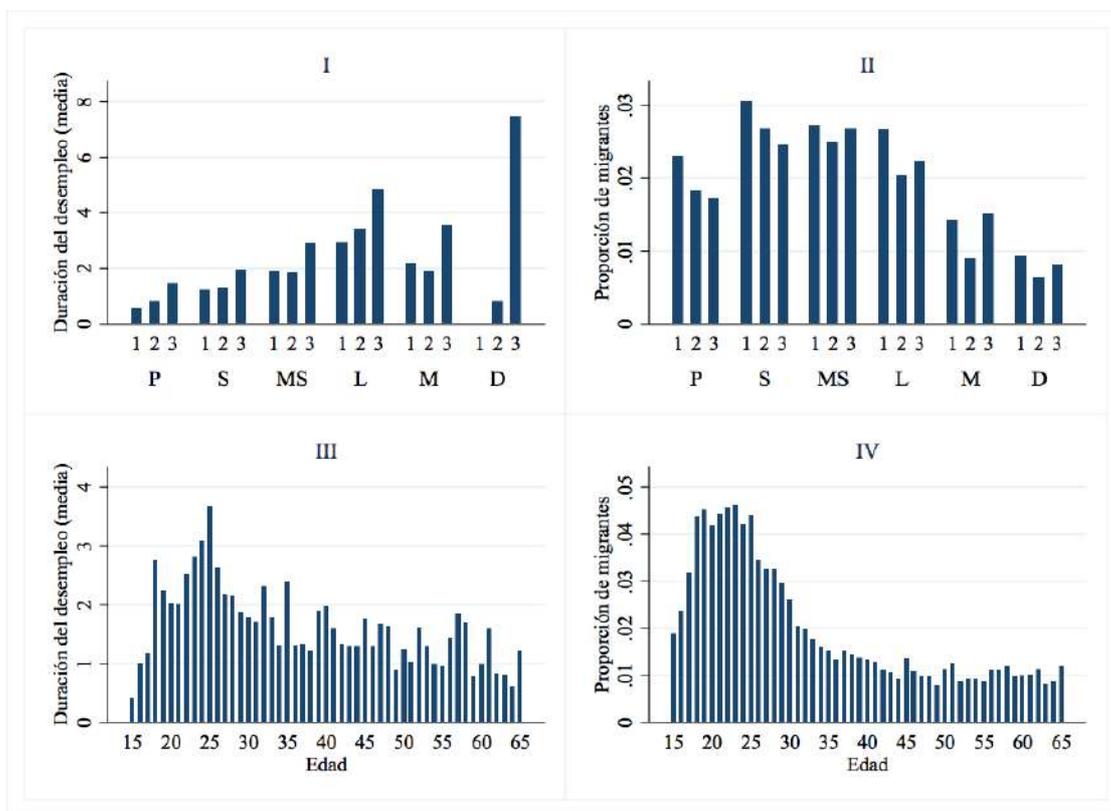


Notas: NC indica personas no casadas y C a las personas casadas.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Por otra parte, la gráfica 5 (cuadrante I) muestra que en el primer periodo (2007-I) la duración del desempleo aumenta con el nivel educativo hasta el nivel licenciatura, y luego disminuye para los niveles de posgrado, siendo prácticamente nula al nivel de doctorado, similar a lo encontrado por Hernández y García (2017). Sin embargo, la gráfica muestra cambios variados pre y post-crisis: para el segundo periodo la duración del desempleo casi se mantuvo igual para la población con secundaria y preparatoria, disminuyó para los que tenían maestría, y aumentó para aquella con estudios de primaria, licenciatura y doctorado. En el tercer periodo la duración volvió a aumentar para todos los niveles educativos, además de que en promedio fue mayor a mayores niveles educativos (excepto maestría). Esto puede respaldar el argumento de que el nivel educativo aumenta el salario de reserva a raíz de que la crisis aumentó la duración del desempleo de los más preparados.

Gráfica 5. Proporción de migrantes y duración del desempleo por educación y edad en México



Notas: Los cuadrantes I y II muestran datos para los periodos 2007-I (1), 2008-III (2) y 2010-I (3), y los niveles educativos primaria (P), secundaria (S), preparatoria (MS), profesional (L), maestría (M), y doctorado (D).

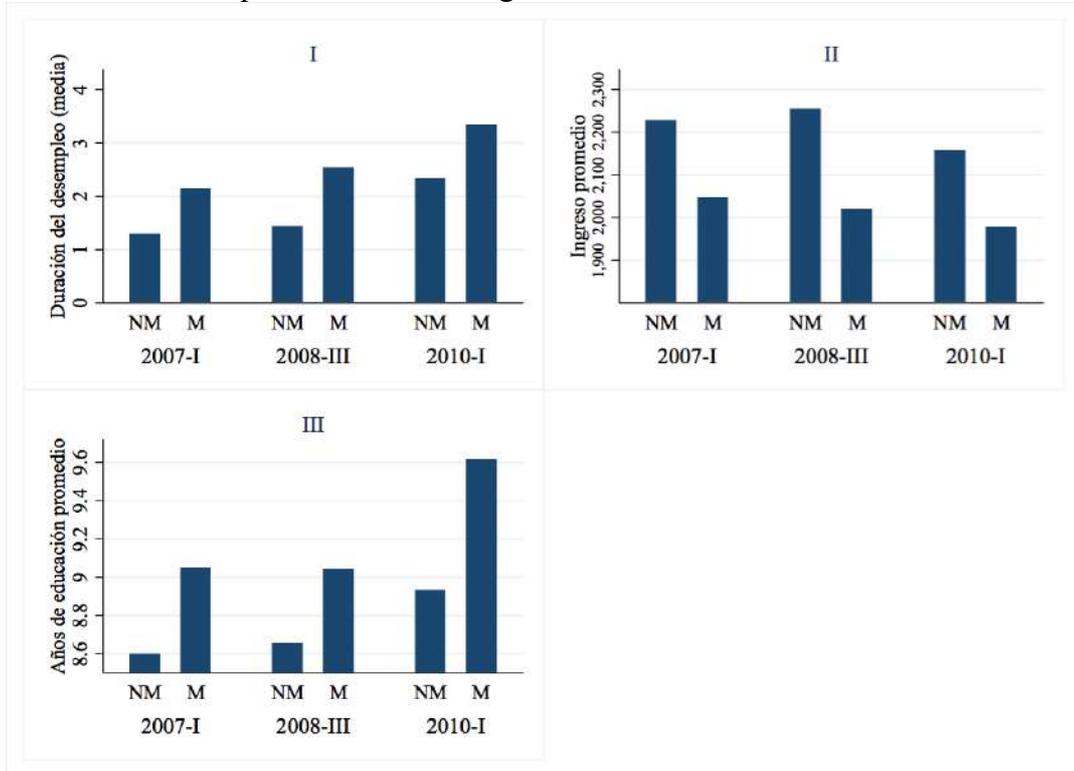
Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Por otra parte, el cuadrante II de la gráfica 5 indica que los niveles educativos intermedios (secundaria y preparatoria) tienen en promedio los mayores porcentajes de migrantes. En este caso también se presentan cambios post-crisis: por ejemplo, en 2008-III y 2010-I las proporciones de migrantes disminuyeron para todos los niveles (excepto maestría en 2010-I); luego la proporción de migrantes disminuyó en 2010-I para los niveles de primaria y secundaria, pero aumentó para preparatoria, licenciatura y posgrado. Finalmente, los cuadrantes III y IV de la gráfica 5 muestran que conforme aumenta la edad (desde los 15 años hasta alcanzar los 25 años aproximadamente) la proporción de migrantes y la duración de desempleo aumentan, y posteriormente empieza a descender.

La gráfica 6 (cuadrante I) indica que la duración del desempleo en promedio fue mayor para los migrantes que los no migrantes, y la duración aumentó en el tiempo. Por otra parte, aunque la población no migrante reportó mayores ingresos promedio que los migrantes (cuadrante II), se presentaron cambios interesantes en los periodos post-crisis: el promedio de ingresos bajó para los migrantes, pero para los que no migraron primeramente aumentó en 2008-III y luego se redujo en 2010-I. Finalmente, el cuadrante III de la gráfica 6 muestra que el nivel de educación en promedio aumentó con el tiempo para ambos grupos (migrantes y no migrantes), y los

migrantes presentan una mayor educación que los no migrantes, aunque en 2008-III el nivel de educación de los migrantes fue menor que en el periodo previo.

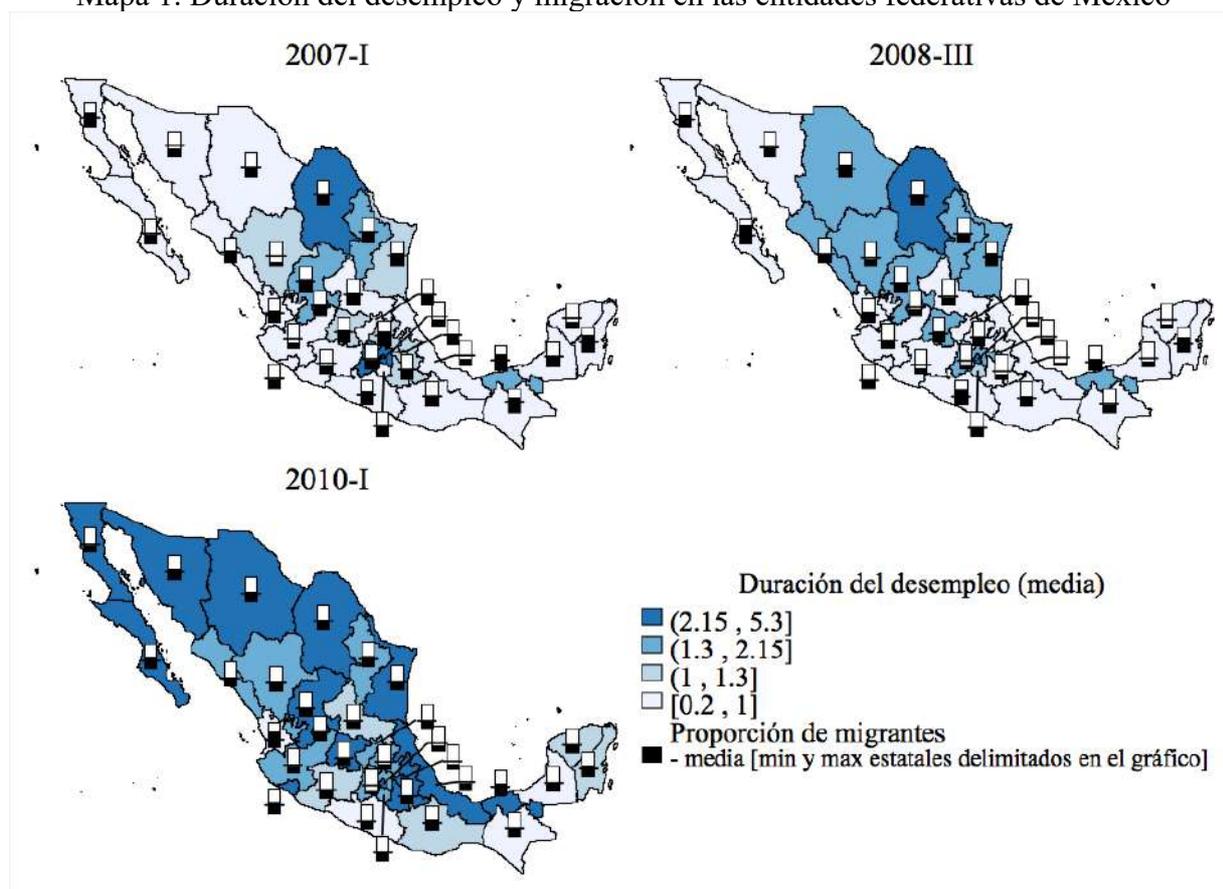
Gráfica 6. Duración del desempleo, ingreso promedio y años de educación por condición de migración en México



Notas: La gráfica muestra valores para los subgrupos de migrantes (N) y no migrantes (NM).
 Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

El mapa 1 confirma que la duración del desempleo aumentó en el periodo analizado. Además, la duración del desempleo parece haber aumentado en la zona del norte del país, y permanecido bajo en los estados de la región sur. Esto sugiere efectos característicos por región y/o estado, lo que justifica incluir variables que capturen estas características en el modelo (1). Por su parte, la proporción de migrantes por estado no parece presentar un patrón regional, salvo algunas entidades del centro que muestran proporciones por debajo de la media aproximadamente constante.

Mapa 1. Duración del desempleo y migración en las entidades federativas de México



Notas: El rango de los diagramas de caja (0.01-0.05) incluye los valores min-max de la variable *migra* y es atravesada por la media (0.02).

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

La tabla 2 muestra la estimación del modelo 1 utilizando datos combinados (*pooled*) y de los tres periodos separados. En general, los resultados en todas las estimaciones muestran que la duración del desempleo y el salario mínimo de la zona de residencia tienen un efecto positivo en la probabilidad de que una persona migre; al contrario, dicha probabilidad baja si la persona es casada, mujer o con un mayor ingreso. Las estimaciones de la variable de duración del desempleo y ser mujer son bastante diferentes en los tres periodos; dados los errores estándar tan bajos estos coeficientes parecen indicar que después de la crisis disminuyó su efecto sobre la probabilidad de migrar, aunque esto se prueba posteriormente. Por otra parte, los coeficientes de los periodos 2 y 3 en la estimación *pooled* muestran una disminución en la probabilidad de migrar después de la crisis.

Las diferencias en los signos de las otras covariables pueden explicarse porque la estimación *pooled* restringe el efecto de las regresoras a ser constantes en las tres submuestras, lo que permite identificar la dirección y significancia de cambios en la probabilidad de migrar en el tiempo. Por otra parte, las estimaciones para cada periodo relajan la restricción impuesta a los estimadores de la regresión *pooled*, pero dan información limitada sobre la significancia de los cambios en los efectos causados por la crisis. Aun así, estas diferencias muestran que además de

cambios en las magnitudes, después de la crisis hubo algunos cambios en la dirección de los efectos de algunos determinantes. Por ejemplo, la estimación *pooled* y la del tercer periodo muestran una relación de u invertida entre la educación con la probabilidad de migrar, es decir, al principio una mayor educación aumenta la probabilidad de migrar, pero al alcanzar los 15 años de educación dicha probabilidad disminuye. Sin embargo, en las estimaciones del periodo 1 la educación tiene una relación de u , indicando que la probabilidad de migrar aumentó con la educación hasta aproximadamente después de la educación secundaria; pero para el periodo donde inició la crisis el efecto fue totalmente negativo.

Por último, los coeficientes de las variables *frontera* y *sur* muestran que después de la crisis, la probabilidad de migrar aumentó en los residentes de estas regiones, considerablemente para los de la *frontera* en el periodo 2, y para los del *sur* en el periodo 3. Cabe mencionar que el bajo nivel de ajuste de los modelos refleja la baja proporción de individuos que decidieron migrar (menos de 3% del total de observaciones); sin embargo, este resultado no vulnera el objetivo del estudio puesto que no se pretende explicar la migración como tal, sino evaluar cómo la crisis financiera afectó la relación causal entre la duración del desempleo y la migración, para lo cual basta con examinar la significancia estadística de las estimaciones.

Tabla 2. Estimaciones logit. *Pooled* y por periodo

Var Indep	<i>Pooled</i>	P1	P2	P3
duración	0.00049 (0.00001)**	0.00087 (0.00003)**	0.00068 (0.00002)**	0.00026 (0.00002)**
Edad	0.01710 (0.00027)**	0.00813 (0.00045)**	0.00728 (0.00048)**	0.03843 (0.00049)**
edad ²	-0.00074 (0.00000)**	-0.00060 (0.00001)**	-0.00062 (0.00001)**	-0.00104 (0.00001)**
educ	0.00587 (0.00049)**	-0.01220 (0.00078)**	-0.00456 (0.00085)**	0.04576 (0.00093)**
educ ²	-0.00025 (0.00003)**	0.00059 (0.00004)**	-0.00022 (0.00005)**	-0.00167 (0.00005)**
mujer	-0.27402 (0.00110)**	-0.40098 (0.00183)**	-0.20069 (0.00194)**	-0.20504 (0.00194)**
casado	-0.44611 (0.00138)**	-0.43190 (0.00228)**	-0.44633 (0.00245)**	-0.46028 (0.00245)**
ingocup	-0.000003 (0.00000)**	-0.000002 (0.00000)**	-0.000002 (0.00000)**	-0.00001 (0.00000)**
salario	0.00093 (0.00002)**	0.00076 (0.00004)**	0.00003 (0.00004)	0.00219 (0.00005)**
frontera	0.00689 (0.00549)	-0.12522 (0.00882)**	0.27849 (0.00956)**	-0.13272 (0.01041)**
sur	0.03319 (0.00522)**	-0.16949 (0.00846)**	0.02634 (0.00935)**	0.27656 (0.00956)**
P2	-0.22080 (0.00192)**			
P3	-0.39763			

(0.00521)**

N	165 000 064	53 572 048	54 880 874	56 547 142
Ll	-17 188 161.05	-6 086 146.45	-5 497 449.18	-5 566 030.74
Chi ²	1 194 329.75	450 388.53	409 061.95	385 797.06
Pseudo-R ²	0.03	0.04	0.04	0.03

Notas: Las columnas muestran las estimaciones para el total de las observaciones (Total), para el periodo 1 (P1) correspondiente a 2007-I, el periodo 2 (P2) correspondiente a 2008-III, y el periodo 3 (P3) correspondiente a 2010-I. N= número de observaciones (considerando el factor de expansión), Ll= log likelihood, Chi²= estadístico de la prueba de significancia conjunta del modelo (*likelihood ratio*). Se omiten los coeficientes de las *dummies* estatales y la constante. Errores estándar entre paréntesis. **, * indica significancia al 99% y 95% respectivamente.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Para probar que los cambios en los efectos de las variables explicativas son significativos, se estima el modelo con interacciones de las variables explicativas con las dicotómicas temporales P2 (correspondiente al trimestre 2008-III) y P3 (correspondiente al trimestre 2010-I). Los resultados de la tabla 3 muestran que el efecto de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar sufrió cambios a partir de la crisis financiera, pues en los trimestres 2008-III y 2010-I los coeficientes interactivos fueron negativos y significativos, indicando que dicho efecto fue menor. Cuando se considera únicamente a las personas desocupadas el coeficiente del término interactivo de duración y el periodo 2 es positivo (aunque menos significativo estadísticamente), sugiriendo que en el periodo 2 el efecto en la probabilidad de migrar fue mayor para estos individuos (estos resultados no se muestran, pero están disponibles a solicitud del lector).

Tabla 3. Estimación logit del modelo con términos interactivos

Var Indep	AD	I*P2	I*P3
Duración	0.00087 (0.00003)**	-0.00019 (0.00003)**	-0.00061 (0.00003)**
Edad	0.00813 (0.00045)**	-0.00085 (0.00065)	0.0303 (0.00067)**
edad ²	-0.0006 (0.00001)**	-0.00002 (0.00001)	-0.00043 (0.00001)**
Educ	-0.0122 (0.00078)**	0.00765 (0.00115)**	0.05797 (0.00121)**
educ ²	0.00059 (0.00004)**	-0.00081 (0.00006)**	-0.00226 (0.00006)**
Mujer	-0.40098 (0.00183)**	0.20029 (0.00267)**	0.19594 (0.00267)**
Casado	-0.4319 (0.00228)**	-0.01444 (0.00335)**	-0.02838 (0.00335)**
Ingocup	-0.000002 (0.00000)**	-0.00000 (0.0000)	-0.000003 (0.00000)**
Salario	0.00076 (0.00004)**	-0.00073 (0.00006)**	0.00143 (0.00006)**
Frontera	-0.12522 (0.00882)**	0.40371 (0.01301)**	-0.0075 (0.01364)

Sur	-0.16949 (0.00846)**	0.19582 (0.01261)**	0.44604 (0.01276)**
P2	0.73476 (0.08609)**		
P3	-3.73972 (0.09549)**		
Constante	-3.66007 (0.05925)**		
<hr/>			
N		164 911 922	
Ll		-16759513	
Chi ²		1 400 220.00	
Pseudo-R ²		0.04	

Notas: Los resultados corresponden a la estimación de un solo modelo que incluye términos interactivos de cada variable independiente (incluidas las variables dicotómicas estatales) con las variables dicotómicas del periodo 2 (P2) correspondiente a 2008-III, y el periodo 3 (P3) correspondiente a 2010-I. Los coeficientes de la interacción con la dicotómica del periodo 2 se muestran en la columna I*P2, y los correspondientes al periodo 3 en la columna I*P3. N= número de observaciones (considerando el factor de expansión), Ll= log likelihood, Chi²= estadístico de la prueba de significancia conjunta del modelo (*likelihood ratio*). Se omiten los resultados de los coeficientes de las *dummies* estatales y sus interacciones por cuestión de espacio. Errores estándar entre paréntesis. **, * Indica significancia al 99% y 95% respectivamente.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021)

Entre otros resultados, los coeficientes de la edad indican que no hubo un cambio significativo en los efectos de la educación en la probabilidad de migrar entre el primer y segundo periodo, siendo dicho efecto primordialmente negativo, pero para el tercer periodo la relación de *u* invertida se modificó de manera que la edad tuvo un efecto positivo en la probabilidad de migrar hasta aproximadamente los 35 años. Por otra parte, después de la crisis la mujer continuó presentando una menor probabilidad de migrar que un hombre, pero la brecha se redujo. La probabilidad de migrar de una persona casada se redujo aun más después de la crisis; y el efecto del ingreso se hizo más negativo hasta el tercer periodo. El efecto del salario mínimo mensual se volvió casi nulo en el segundo periodo (siguió siendo positivo), pero aumentó considerablemente en el tercer periodo. Finalmente, después de la crisis la probabilidad de migrar cambió de dirección (se volvió positiva) para los residentes de los estados de la frontera y del sur, pero en el tercer periodo volvió a ser negativo para los residentes de la frontera.

Los resultados anteriores sustentan el argumento referente a que el efecto de la duración cambió después de la crisis: siguió siendo positivo, pero disminuyó en magnitud. Para ver el detalle de este cambio se calculan los efectos marginales para un individuo representativo obtenidos a partir de dos modelos: uno como el estimado en la columna *Pooled* de la tabla 2, que asume coeficientes constantes para las regresoras en el periodo analizado, pero que ahora permite cambios en el efecto de la duración de desempleo; y el estimado en la tabla 3 que asume cambios en todas las variables explicativas. Con base en algunas medias nacionales, se eligió al individuo representativo como aquel que tiene 35 años de edad y 9 de educación, es hombre

casado, vive en una zona con salario mínimo promedio de 1 405 pesos mensuales, lleva dos mil días desempleado, y no radica en la región fronteriza ni en el sur.

La tabla 4 muestra varios aspectos importantes. Por una parte, dado que los valores de las dicotómicas temporales se fijaron en cero, los efectos marginales y la probabilidad esperada corresponden al individuo representativo en el primer periodo; estos individuos con valores promedio del individuo representativo y un nivel elevado de duración del desempleo (aproximadamente 5 años y medio) tienen una probabilidad relativamente baja de migrar (14%), la cual disminuye en los siguientes periodos. Cabe destacar que la magnitud desproporcionada de los efectos marginales de P2 y P3 en la columna *Pooled I-T* deben interpretarse como el cambio en la probabilidad de migrar si un individuo representativo en el periodo 1 cambia a un individuo con valores de cero en todas las covariables, lo cual no tiene sentido. Sin embargo, aunque las variables características del individuo con mayores efectos marginales son el estado civil y el sexo, las dicotómicas de los periodos mostrados en la columna *Pooled I-D* presentan asimismo efectos marginales considerables, lo que sugiere que la probabilidad de migrar en general cambió por las características de estos periodos, posiblemente debido a la crisis financiera.

Tabla 4. Efectos marginales

Var Indep	<i>Pooled I-D</i>	<i>Pooled I-T</i>	Valores
Duración	0.000113	0.000106	2000
P2*	-0.024700	0.1143666	0
P3*	-0.041603	-0.1377809	0
duración.P2	-0.000035	-0.000023	0
duración.P3	-0.000079	-0.000074	0
Edad	0.002079	0.0009882	35
edad ²	-0.000090	-0.0000735	1225
Educ	0.000714	-0.001484	9
educ ²	-0.000031	0.0000718	81
mujer*	-0.030143	-0.0421459	0
casado*	-0.063280	-0.0610217	1
Ingocup	-0.0000004	-0.0000003	0
Salario	0.000113	0.0000922	1405
frontera*	0.000082	-0.0145561	0
sur*	0.004046	-0.0193878	0
Dicotómicas estatales	Sí	Sí	0
Interacciones con otras covariables	No	Sí	0
Pr(migra=1)	0.1415	0.1416	

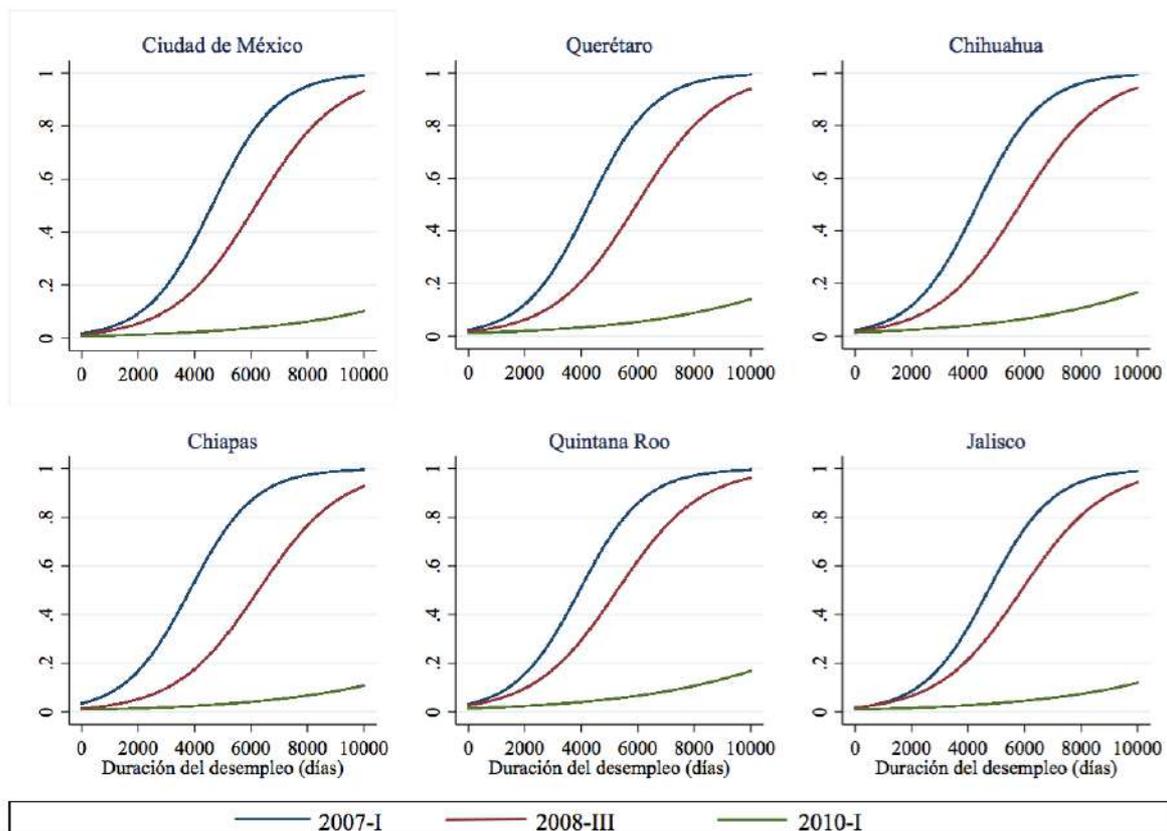
Nota: La columna *Pooled I-D* corresponde a la estimación logit del modelo combinado (columna *Pooled* de la tabla 2) incluyendo únicamente la interacción de las dicotómicas temporales con la variable duración de desempleo; la columna *Pooled I-T* corresponde a la estimación logit del modelo combinado que incluye la interacción de las dicotómicas temporales con todas las regresoras (estimación de la tabla 3). La columna *Valores* indica los valores de las variables para los que se calcularon los efectos marginales. * indica que es una variable dicotómica, por lo que el efecto marginal indica el cambio en la probabilidad cuando la variable

cambia de 0 a 1. P2 es una dicotómica igual a 1 si se trata del trimestre 2008-III, y P3 si se trata del trimestre 2010-I. Los efectos en negritas no son significativos al 95%.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

En relación con la variable de interés, la tabla 4 indica que si la duración del desempleo de la persona representativa aumenta en un día, la probabilidad de que migre aumenta en aproximadamente 0.0001 tratándose del semestre 2007-I, pero aumenta solo en 0.00008 si se trata del semestre 2008-III, o en 0.00003 si es el 2010-I, es decir, el efecto disminuye después de la crisis en casi un 30 por ciento, y luego en un 70 por ciento respecto a 2007-I. Considerando que los efectos marginales y la probabilidad esperada dependen de las características del individuo representativo, es interesante analizar cómo cambia el efecto para distintos niveles de la duración del desempleo. Para ello, a partir de los coeficientes obtenidos en el modelo de la tabla 3, se calculan las probabilidades esperadas de migrar del individuo representativo definido anteriormente para un rango de duración del desempleo entre 0 y 10 000 días, manteniendo constantes los valores de las otras covariables.

Gráfica 7. Efecto estimado de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar por periodo y entidades seleccionadas

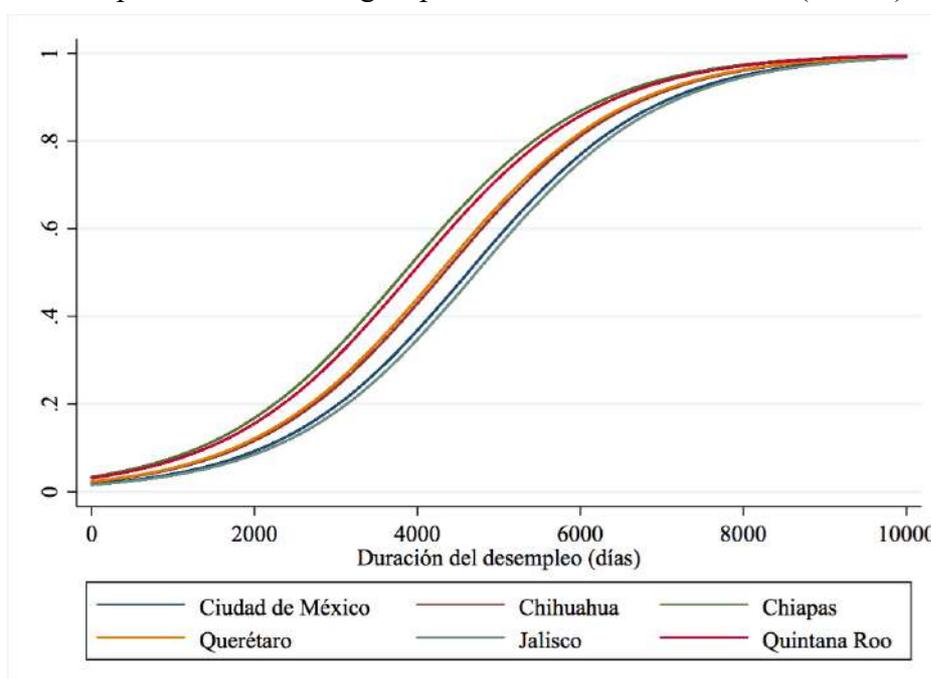


Notas: Las entidades se eligieron al azar procurando que hubiera al menos una de cada región del país incluyendo la capital.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

A partir de la muestra de entidades federativas mostrada en la gráfica 7 se observa que la probabilidad estimada de migrar aumenta con la duración del desempleo, aunque los efectos marginales más grandes ocurren en niveles de desempleo muy elevados, por encima del nivel máximo declarado en las muestras examinadas (ver tabla 1). Como se argumentó anteriormente, es evidente que el efecto de la duración del desempleo disminuye considerablemente después de la crisis financiera, primordialmente para el periodo 2010-I. Considerando la muestra de entidades seleccionada, la caída más grande en el efecto de la duración del desempleo se presentó en Chiapas, y la menor se dio en Quintana Roo.

Gráfica 8. Comparativa del efecto estimado de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar para entidades seleccionadas (2007-I)



Notas: Las entidades se eligieron al azar procurando que hubiera al menos una de cada región del país incluyendo la capital.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Por otra parte, la gráfica 8 muestra que el efecto estimado de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar puede variar entre las entidades federativas. Considerando la selección de entidades mostrada en la gráfica, para un mismo nivel de duración del desempleo Jalisco y la Ciudad de México muestran el menor efecto de ésta en la probabilidad de migrar; este resultado es esperado por el hecho de tratarse de dos de las tres entidades económicamente más importantes del país, lo que las vuelve polos de atracción laboral. Por el contrario, las entidades de Quintana Roo y Chiapas tienen los mayores efectos.

Prueba de sensibilidad

Retomando lo expuesto en el apartado metodológico, se realizan las estimaciones al modelo considerando la duración del desempleo como el tiempo que pasa el individuo desempleado y buscando trabajo, hasta el momento en que el mismo reporta la fecha final (duración reportada), en vez del momento de la entrevista (ver tabla 4). Como lo muestra la tabla 5, bajo esta especificación de la variable explicativa *duración DR* las estimaciones muestran algunas ligeras diferencias respecto a la especificación *duración DE*. Por ejemplo, para el individuo representativo las probabilidades de migrar son relativamente mayores, pero los efectos marginales son proporcionalmente iguales, es decir, siguen siendo mayores los efectos de las dicotómicas temporales, así como el sexo y el estado civil.

Tabla 5. Efectos marginales de la duración del desempleo reportada

Var Indep	<i>Pooled</i> I-D	<i>Pooled</i> I-T	Valores
duración DR	0.000133	0.00013	2000
P2*	-0.027201	0.12257	0
P3*	-0.045937	-0.15412	0
duración.P2	-0.000052	-0.00004	0
duración.P3	-0.000098	-0.00009	0
Edad	0.002284	0.00108	35
edad ²	-0.000099	-0.00008	1225
Educ	0.000784	-0.00163	9
educ ²	-0.000033	0.00008	81
mujer*	-0.033241	-0.04652	0
casado*	-0.068866	-0.06639	1
Ingocup	-0.0000005	-0.000003	0
Salario	0.000124	0.00010	1405
frontera*	0.000889	-0.01601	0
sur*	0.004421	-0.02136	0
Dicotómicas estatales	Sí	Sí	0
Interacciones con otras covariables	No	Sí	0
Pr(migra=1)	0.1585	0.1585	

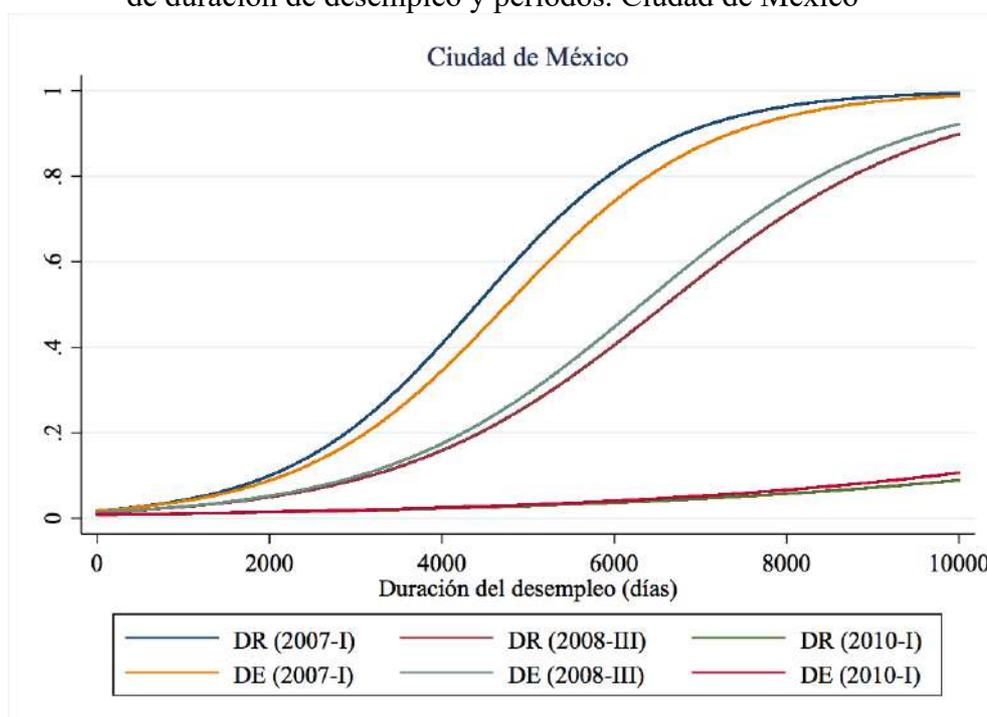
Nota: La columna *Pooled* I-D corresponde a la estimación logit del modelo *pooled* (columna *Pooled* de la tabla 2) incluyendo únicamente la interacción de las dicotómicas temporales con la variable duración de desempleo; la columna *Pooled* I-T corresponde a la estimación logit del modelo *pooled* que incluye la interacción de las dicotómicas temporales con todas las regresoras (estimación de la tabla 3). La columna *Valores* indica los valores de las variables para los que se calcularon los efectos marginales. * indica que es una variable dicotómica, por lo que el efecto marginal indica el cambio en la probabilidad cuando la variable cambia de 0 a 1. P2 es una dicotómica igual a 1 si se trata del trimestre 2008-III, y P3 si se trata del trimestre 2010-I. Los efectos en negritas no son significativos al 95 %.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

En relación con la duración del desempleo, la especificación reportada (*duración DR*) muestra ligeramente una mayor probabilidad de migrar, en comparación con la especificación de la entrevista (*duración DE*), para determinado nivel de duración del desempleo. La gráfica 9 ejemplifica las diferencias del efecto de la duración del desempleo para ambas especificaciones

y los tres periodos para un individuo representativo que reside en la Ciudad de México. Con base en esta gráfica, es evidente que para los tres periodos la especificación de la duración del desempleo reportado (*duración DR*) tiene un mayor efecto en la probabilidad de migrar, sobre todo en los valores medios de la distribución (entre 3 000 y 8 000 días). Sin embargo, partiendo de que 99 por ciento de individuos que reporta una duración de desempleo positiva no dura más de 500 días, las diferencias reales no son de consideración.

Gráfica 9. Probabilidad estimada de migrar por diferentes especificaciones de duración de desempleo y periodos. Ciudad de México



Nota: DR: duración del desempleo reportada (fecha final declarada por el individuo).
 DE: duración del desempleo de la entrevista (fecha final es la de la entrevista).
 Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Logit multinomial

Continuando con lo expuesto en el apartado metodológico, para probar si hay diferencias en el efecto de la duración del desempleo en la probabilidad de migrar al extranjero o dentro del país, se estima un modelo logit multinomial en el que la variable dependiente indica una de tres alternativas mutuamente excluyentes: no migrar (alternativa base), migrar internamente, o migrar internacionalmente; las variables explicativas del modelo son las mismas que el modelo expuesto en la tabla 3, es decir, la ecuación 1 complementada con interacciones de las dicotómicas temporales con las demás covariables incluyendo las dicotómicas estatales. Cabe

mencionar que esta estimación asume que las alternativas son independientes, en el sentido de que no hay correlación entre ellas.

Una preocupación concierne al supuesto de que los individuos conciben las tres alternativas como diferentes. Un supuesto más relajado es que los individuos vean a las alternativas de migración como similares, en cuyo caso sería más adecuado estimar un logit anidado. En este sentido, la justificación del supuesto se puede relacionar con la diferencia en los costos de migrar internacional o internamente, es decir, en la medida que los costos de migrar al extranjero sean mucho mayores que los costos de migrar internamente, las alternativas se vuelven más independientes y por lo tanto los resultados del logit multinomial son válidos.

En correspondencia con los resultados anteriores, la tabla 6 muestra que una mayor duración del desempleo aumenta la probabilidad de migrar, independientemente del destino (nacional o extranjero). Adicionalmente, los resultados muestran que para el primer periodo (2007-I) una mayor duración del desempleo aumentó relativamente más la probabilidad de migrar al extranjero que dentro del país, ambas alternativas contrastadas contra la opción de no migrar.

Tabla 6. Logit multinomial

Var Indep	Migrante interno	Migrante extranjero
Duración	0.00062 (0.00003)**	0.00134 (0.00004)**
Periodo2	2.96931 (0.09337)**	-2.33212 (0.28722)**
Periodo3	-4.49196 (0.10203)**	11.71601 (0.31823)**
duración.P2	0.00013 (0.00004)**	-0.00537 (0.00034)**
duración.P3	-0.00045 (0.00004)**	-0.00070 (0.00005)**
Edad	-0.00275 (0.00050)**	0.05838 (0.00109)**
edad ²	-0.00051 (0.00001)**	-0.00108 (0.00001)**
Educ	-0.02605 (0.00086)**	0.13093 (0.00212)**
educ ²	0.00181 (0.00004)**	-0.01147 (0.00013)**
Mujer	-0.18862 (0.00198)**	-2.03788 (0.00639)**
Casado	-0.48443 (0.00255)**	-0.04680 (0.00576)**
Ingocup	0.00000 (0.00000)**	-0.00013 (0.00000)**
Salario	0.00132 (0.00004)**	-0.00231 (0.00012)**
Frontera	0.05032 (0.01043)**	-0.48796 (0.01776)**
Sur	-0.01077	-0.55247

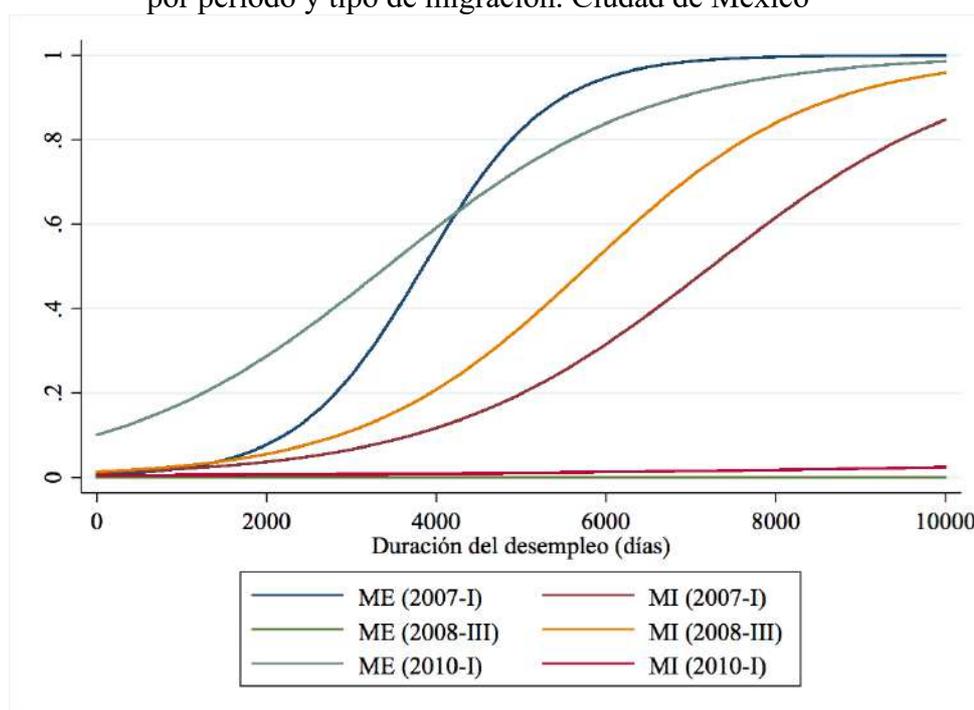
	(0.01013)	(0.01540)**
N		164 911 922
L1		-17 389 304
Chi ²		1 946 120**
Pseudo R ²		0.053

Notas: se omiten los coeficientes de las dicotómicas estatales y las interacciones de las dicotómicas temporales con el resto de las covariables. ** indica significancia al 99 %.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

Adicionalmente, los resultados muestran que el inicio de la crisis tuvo efectos diferentes de la duración del desempleo para las distintas alternativas, pues en el segundo periodo la duración tuvo un mayor efecto en la probabilidad de migrar internamente, pero fue considerablemente menor en la probabilidad de migrar al extranjero; posteriormente en el tercer periodo el efecto disminuyó (respecto al periodo anterior) en la probabilidad de migrar internamente, pero aumentó en la probabilidad de migrar al extranjero. La gráfica 10 muestra estos efectos para un individuo representativo de la Ciudad de México.

Gráfica 10. Probabilidad estimada de migración y duración del desempleo por periodo y tipo de migración. Ciudad de México



Notas: La gráfica corresponde a probabilidades para individuo representativo en la Ciudad de México. ME: probabilidad de migrar al extranjero. MI: probabilidad de migrar internamente.

Fuentes: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (Inegi, 2021).

La gráfica 10 confirma los resultados generales expuestos anteriormente: la probabilidad de migrar aumenta con la duración del desempleo, independientemente de si es al extranjero o

dentro del país. Aunado a esto, considerando al individuo representativo residente de la Ciudad de México, es evidente que los efectos son diferentes dependiendo de si se migra al extranjero o dentro del país, y que dichas diferencias varían dependiendo de si los efectos se consideran antes o después de la crisis. Por ejemplo, antes de la crisis, dado un nivel de duración del desempleo, la probabilidad de migrar era mayor hacia el extranjero que al interior del país; asimismo, el efecto de la duración del desempleo (representado por la pendiente de la curva) era mayor en la probabilidad de migrar al extranjero. Sin embargo, para el segundo periodo la probabilidad de migrar al extranjero se redujo considerablemente (en comparación a la probabilidad de migrar internamente) y el efecto de la duración del desempleo en esta probabilidad prácticamente se volvió no significativa. Posteriormente se intercambiaron los papeles, pues la probabilidad de migrar al extranjero aumentó considerablemente en relación con la probabilidad de migrar internamente, la cual prácticamente dejó de verse influida por la duración del desempleo.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El artículo analizó quiebres estructurales causados por la crisis financiera de 2008 en el efecto de la duración del desempleo sobre la probabilidad de migrar. Se utilizaron microdatos de la población mexicana para tres periodos entre los años 2007 y 2010, y mediante la estimación de modelos logit binomiales y multinomiales, los resultados muestran que la duración del desempleo tiene un efecto positivo en la probabilidad de migrar, independientemente de si se trata de migración interna o externa. Además, los resultados del modelo binomial muestran que después de la crisis este efecto disminuyó en magnitud, pero cuando se diferencia por tipo de migración (modelo multinomial), el efecto primeramente aumenta en la probabilidad de migrar internamente y se reduce en la probabilidad de migrar al extranjero, y posteriormente sucede lo contrario. Asimismo, los resultados muestran que la probabilidad de migrar a un determinado nivel de duración del desempleo varía por entidad federativa. Sin embargo, en general la probabilidad de migrar es explicada primordialmente por factores no considerados en los modelos, y las diferencias encontradas son estrechas a niveles bajos de la duración del desempleo.

Estos resultados sugieren que los quiebres estructurales causados por la crisis en la relación entre la migración y la duración del desempleo pueden ser perjudiciales en el sentido de que, por una parte, reduce la movilidad del factor productivo dentro del país, lo que limita efectos socioeconómicos positivos como reducir la desigualdad y aumentar la eficiencia del factor trabajo, y por otra, causa una mayor probabilidad de migrar al extranjero. En este sentido, dado que la probabilidad de migrar de las personas con mayor escolaridad aumentó después de la crisis, lo anterior puede justificar el argumento de que la crisis causó fuga de cerebros, aunque su comprobación queda fuera del alcance de este estudio. Finalmente, estos resultados adquieren relevancia ante las expectativas de recesión mundial causada por los acontecimientos recientes (crisis del *Gran Confinamiento*) y los cuestionamientos sobre los efectos esperados. Aunque se anticipa que la presente crisis tenga características particulares y efectos socioeconómicos mucho más profundos, la experiencia de la crisis financiera de 2008 puede aportar información útil sobre cambios esperados en la relación entre la duración del desempleo y la migración en los próximos meses.

REFERENCIAS

- Aguayo-Téllez, E. y Martínez-Navarro, J. (2013). Internal and international migration in Mexico: 1995-2000. *Applied Economics*, 45(13), 1647-1661. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.633894>
- Ahn, N., de La Rica, S. y Ugidos, A. (1999). Willingness to move for work and unemployment duration in Spain. *Economica*, 66(263), 335-357. <https://doi.org/10.1111/1468-0335.00174>
- Anam, M. y Chiang, S. H. (2007). Rural-urban migration of family labor: a portfolio model. *Journal of International Trade and Economic Development*, 16(3), 325-335.
- Bean, F. D. y Brown, S. K. (2015). Demographic analyses of immigration. En C. B. Brettell y J. F. Hollifield (Eds.), *Migration theory. Talking across disciplines*, (pp. 67-89). Nueva York: Routledge.
- Bodvarsson, O. B. y Van den Berg, H. (2009). The determinants of international migration: theory. En O. B. Bodvarsson y H. Van den Berg (Eds.), *The economics of immigration. Theory and policy*, (pp. 27-57). Berlín: Springer-Verlag. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2116-0_2
- Borjas, G. J. (1987). Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *The American Economic Review*, 77(4), 531-553.
- Cabral, R. y Mollick, A. V. (2017). Mexican real wages and the U.S. economy. *Economic Modelling*, 64, 141-152. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.03.013>
- Colombo, E., Menna, L. y Tirelli, P. (2019). Informality and the labor market effects of financial crises. *World Development*, 119, 1-22.
- Consejo Nacional de Población (Conapo). (2016). Prontuario sobre movilidad y migración internacional. Dimensiones del fenómeno en México. Recuperado de <https://www.gob.mx/conapo/documentos/prontuario-sobre-movilidad-y-migracion-internacional-dimensiones-del-fenomeno-migratorio>
- Constant, A. F., Krause, A., Rinne, U. y Zimmermann, K. F. (2010). Reservation Wages of First- and Second-Generation Migrants. *IZA Discussion Papers*, (5396), 1-36.
- Fernandes, A. P. y Ferreira, P. (2017). Financing constraints and fixed-term employment: evidence from the 2008-9 financial crisis. *European Economic Review*, 92(February), 215-238. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.12.009>
- Fitzgerald, D. S. (2015). The sociology of international migration. En C. B. Brettell y J. F. Hollifield (Eds.), *Migration theory. Talking across disciplines*, (pp. 115-147). Nueva York: Routledge.
- Flores, M., Zey, M. y Hoque, N. (2013). Economic Liberalization and Contemporary Determinants of Mexico's Internal Migration: An Application of Spatial Gravity Models. *Spatial Economic Analysis*, 8(2), 195-214. <https://doi.org/10.1080/17421772.2013.774092>

- Garro, N. y Rodríguez-Oreggia, E. (2002). Los determinantes personales y regionales del desempleo en el mercado laboral mexicano: un modelo logístico, 1995 y 2000. *El Trimestre Económico*, 69(276), 543-566.
- Goldin, I., Reinert, K. y Beath, A. L. (2007). La migración. En I. Goldin y K. Reinert (Eds.), *Globalización para el desarrollo*. Bogotá: Editorial Planeta Colombiana/Banco Mundial.
- Harris, J. R. y Todaro, M. P. (1970). Migration, Unemployment and Development. A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126-142. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/aer/top20/60.1.126-142.pdf>
- Hernández, E. A. y García, G. (2017). Determinantes por cuantiles de la duración del desempleo en Cali y su área metropolitana en el periodo 2012-2014. *Estudios Gerenciales*, 33(143), 177-186. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2017.05.001>
- Hernández-Licona, G. (1997). Oferta laboral familiar y desempleo en México: los efectos de la pobreza. *El Trimestre Económico*, 64(256), 531-568.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2020a). Censo de Población y Vivienda 1990, 2000 y 2010. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2020b). Encuesta Intercensal 2015. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2021). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe>
- Jackman, R. y Layard, R. (1991). Does Long Term Unemployment Reduces a Person's Chance of a Job? A Time Series Test, *Economica*, 58(229), 93-106.
- Kemme, D. M. y Koleyni, K. (2017). Exchange Rate Regimes and Welfare Losses from Foreign Crises: the Impact of the US Financial Crisis on Mexico. *Review of International Economics*, 25(1), 132-147. <https://doi.org/10.1111/roie.12259>
- Márquez-Scotti, C. (2015). Determinantes del desempleo en las urbes mexicanas: Continuidades y rupturas en el periodo de crisis. *Papeles de población*, 21(83), 101-134.
- Mora, J., Caicedo, C. y González, G. (2017). Duración del desempleo de los jóvenes y los “ninis” en Cali, Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 19(37), 167-184. <https://doi.org/10.18601/01245996.v19n37.09>
- Oulton, N. y Sebastián-Barriel, M. (2017). Effects of Financial Crises on Productivity, Capital and Employment. *Review of Income and Wealth*, 63(S1), S90-S112. <https://doi.org/10.1111/roiw.12253>
- Peeters, L. (2012). Gravity and spatial structure: the case of interstate migration in Mexico. *Journal of Regional Science*, 52(5), 819-856.
- Popov, A. y Rocholl, J. (2018). Do credit shocks affect labor demand? Evidence for employment and wages during the financial crisis. *Journal of Financial Intermediation*, 36, 16-27. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2016.10.002>

- Pratap, S. y Quintin, E. (2011). Financial crises and labor market turbulence. *Journal of Monetary Economics*, 58(6-8), 601-615. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2011.10.009>
- Quintana, L. y Salgado, U. (2016). Migración interna mexicana de 1990-2010: un enfoque desde la nueva geografía económica. *Problemas del Desarrollo*, 47(184), 137-162. <https://doi.org/10.1016/j.rpd.2016.01.007>
- Ramoni, J., Orlandoni, G., Prasad, S., Torres, E. y Zambrano, A. (2017). Análisis de la duración del desempleo y el destino de los desempleados en la República Bolivariana de Venezuela. *Revista CEPAL*, (122), 255-273.
- Ravenstein, E. G. (1885). The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, 48(2), 167-235. <https://doi.org/10.2307/2979181>
- Reinhart, C. y Rogoff, K. (2009). The Aftermath of Financial Crises. *NBER Working Paper Series*, (14656), 1-13. Recuperado de <https://www.nber.org/papers/w14656>
- Rodríguez-Oreggia, E. (2002). La probabilidad de estar desempleado en México: factores sociodemográficos y regionales en un modelo Logit. *Denarius Revista de Economía y Administración*, (5), 143-143.
- Soloaga, I., Lara, G. y Wendelspiess, F. (2010). Determinantes de la migración interestatal: 1995-2000 y 2000-2005. En A. Yúnez Naude (Coord.), *Los grandes problemas de México. XI Economía rural*, (pp. 171-196). México: El Colegio de México.
- Stark, O. y Bloom, D. E. (1985). The New Economics of Labor Migration. *The American Economic Review*, 75(2), 173-178.
- Villarreal, A. y Hamilton, E. R. (2012). Rush to the border? Market liberalization and urban-and rural-origin internal migration in Mexico. *Social Science Research*, 41(5), 1275-1291. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2012.02.007>
- Ybáñez, E. y Alarcón, R. (2014). Turbulencia económica, violencia y cambios migratorios en la frontera norte de México, 1990-2010. *Migración y Desarrollo*, (22), 61-90. <https://doi.org/10.35533/myd.1222.eyz.ra>