

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2019-04

La Participación Laboral y el Ciclo Económico en
México

Jonathan Puigvert
Banco de México

Miriam Juárez-Torres
Banco de México

Marzo 2019

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Labour Force Participation and the Business Cycle in Mexico*

Jonathan Puigvert[†]
Banco de México

Miriam Juárez-Torres[‡]
Banco de México

Abstract: This paper studies the labour force participation in Mexico between 2005 and 2018 at the aggregate level. While the ageing of the labour force produced modest reductions in the participation rate, changes in the educational level countervailed these effects for the period of study. In particular, the marked rise in the educational level of the population propelled the participation rate, especially among women. In addition, this paper also explores the effects of the business cycle in the labour force participation rate using a semi-parametric estimation that controls for changes in the profile of the population. The results of this analysis show no conclusive evidence that the participation of females is counter-cyclical, unlike previous studies for Mexico. Instead, our findings suggest that the participation rate is moderately pro-cyclical for males and females, albeit with a stronger effect on the labour participation of males.

Keywords: Labour force participation rate, Business cycle

JEL Classification: J21, E32

Resumen: Este documento analiza la participación laboral en México entre 2005 y 2018 a nivel agregado. El análisis indica que aunque el envejecimiento de la población causó reducciones moderadas en la participación laboral en México, estos efectos fueron contrarrestados por aumentos en el nivel educativo de la población durante el periodo de estudio, lo cual impulsó la participación laboral, especialmente de las mujeres. Adicionalmente, se analizan los efectos del ciclo económico en la tasa de participación laboral usando métodos econométricos paramétricos y semi-paramétricos controlando por cambios sociodemográficos de la población, como el envejecimiento y el nivel educativo. Los resultados derivados de este análisis no muestran evidencia concluyente de que la participación laboral, tanto de los hombres como de las mujeres, sea contra-cíclica; incluso, el análisis sugiere que la tasa de participación es moderadamente pro-cíclica, si bien en comparación con la masculina, la participación laboral en las mujeres es menos sensible al ciclo económico.

Palabras Clave: Tasa de participación de la fuerza laboral, Ciclo económico

*We are indebted with Cid Rodríguez Pérez, the participants in the informal seminar at the Bank of Mexico and the anonymous reviewers of the Bank of Mexico for their valuable comments and suggestions. The views expressed in this paper do not necessarily reflect the views of the Bank of Mexico or other members of the staff. All remaining errors are our own.

[†] Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. Email: jpuigvert@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. Email: mjuarez@banxico.org.mx.

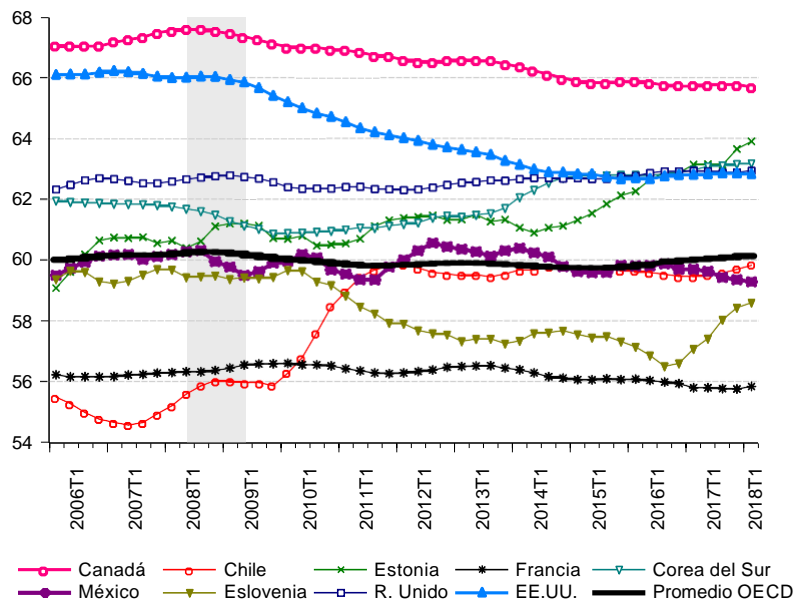
1. Introducción

Después de la crisis financiera de 2008, muchos países experimentaron importantes disminuciones en la participación de su fuerza laboral. En contraste, la participación de la fuerza laboral en México, medida por la Tasa de Participación de la Fuerza Laboral (TPFL) fue sorprendentemente estable.¹ La gráfica 1 muestra la TPFL de México y otras economías de 2005T1 a 2018T1. Estados Unidos, Canadá, Corea del Sur y otros países experimentaron importantes disminuciones en su tasa de participación después de la crisis de 2008. Si bien parte de la contracción observada en algunos países puede atribuirse al envejecimiento de la fuerza laboral, el momento y la magnitud de estas disminuciones sugieren que la participación en los mercados laborales puede estar vinculada a las fluctuaciones del ciclo económico. No obstante, a primera vista, la TPFL de México se mantuvo estable en medio de una grave recesión económica durante la crisis mundial de 2008.

La fuerza laboral en México ha experimentado muchos cambios en los últimos años. Según CONAPO (2006), entre 2005 y 2018 la proporción de la población que tenía 65 años o más aumentó de 5.2 a 6.7 por ciento. De manera similar, la proporción de individuos con estudios de nivel bachillerato o superior de la población en edad laboral (15 años o más) aumentó casi 10 puntos porcentuales, pasando del 32.2 al 42.1 por ciento. En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar el comportamiento de la tasa de participación agregada de la fuerza laboral en México entre los años 2005 y 2018. Para ello, nos enfocamos en los efectos de los cambios de largo plazo en la fuerza laboral tal como el envejecimiento y la educación, y la respuesta de la tasa de participación al ciclo económico. Para analizar los efectos de los cambios en el perfil de la fuerza laboral, utilizamos la metodología de cambio-participación propuesta por Lazear y Spletzer (2012). Por su parte, para estudiar la respuesta al ciclo económico empleamos las metodologías propuestas por Aaronson et al. (2014) y

¹ La TPFL se define como la proporción de la población de 15 años o más que es económicamente activa. Esta variable refleja la proporción de la población que constituye la mano de obra para la producción de bienes y servicios (ILO, 2016).

Figura 1: Tasa de Participación de la Fuerza Laboral (promedio móvil anual, puntos porcentuales de la población económicamente activa)



Fuente: Cálculos propios con datos de OECD Stat. El área sombreada indica los períodos de dos trimestres consecutivos de crecimiento negativo en el PIB de México.

Stock (2014) que estimaron los efectos del ciclo económico en la TPFL de Estados Unidos. El primer método explota las disparidades en la tasa de participación a nivel estatal para identificar los efectos del ciclo económico en la tasa de participación en la fuerza laboral. El segundo utiliza un enfoque de series de tiempo para estimar los efectos del ciclo económico en la participación de la fuerza laboral, controlando por cambios de largo plazo en el perfil de la fuerza laboral.

Encontramos que entre 2005 y 2018, las cohortes más jóvenes de mujeres muestran tasas de participación laboral mayores que las de las generaciones previas. De hecho, el incremento en la tasa de participación de las mujeres podría ser uno de los factores que explica que la reducción en la participación de los hombres y la menor participación asociada al envejecimiento de la población en edad laboral no se hayan reflejado en una caída de la tasa de participación laboral agregada, la cual permaneció estable a lo largo del periodo de estudio.

El aumento en la participación de las mujeres puede atribuirse en gran medida al marcado aumento en su nivel de educación. Por el contrario, los hombres mostraron una tasa de participación decreciente durante el mismo período, consistente con la tendencia observada en países como Estados Unidos. Esta disminución ha sido más relevante en los trabajadores poco y altamente calificados, mientras que la participación de individuos medianamente calificados aumentó.² Si bien la educación de los hombres aumentó a una tasa similar a la de las mujeres, los efectos de la educación en su tasa de participación parecen modestos a comparación de sus efectos en las mujeres, y en algunos casos incluso parecen ser negativos, ya que los graduados de nivel bachillerato a menudo presentan una tasa de participación inferior a los no graduados.³ Con respecto a los cambios en el perfil demográfico de la fuerza laboral, encontramos que si bien la fuerza laboral está envejeciendo, este factor sólo tuvo un efecto moderado en la tasa de participación. Sin embargo, su importancia ha aumentado en los últimos años.

Con respecto a los efectos del ciclo económico en la tasa de participación de la fuerza laboral en México, en nuestro conocimiento, a la fecha Duval y Orraca (2009) es el único trabajo que ha explorado este tema. Los autores encuentran que la tasa de participación en México presenta evidencia de ser anticíclica, especialmente entre las mujeres. Esto va en contra de la experiencia internacional para los países más desarrollados donde la TPFL tiende a ser procíclica (véase Aaronson et al. 2014; Shierholz 2012; Schweitzer y Tinsley 2004 entre otros). En este documento revisamos dichos resultados empleando nuevos datos y métodos recientemente propuestos en la literatura. En particular, mejoramos el enfoque utilizado por Duval y Orraca (2009) de dos maneras: *i*) mejoramos los indicadores del ciclo de negocios, y *ii*) el método que empleamos controla por los cambios de largo plazo en la fuerza laboral que pueden afectar la tasa de participación de manera no lineal. Con respecto al primero, utilizamos la brecha de desempleo como un indicador del ciclo económico, que es la variable de

² La contracción en la tasa de participación de los hombres está fuera del alcance de este trabajo, pero el lector interesado puede referirse a (CEA, 2016) donde el tema se discute a profundidad para el caso de Estados Unidos.

³ El impacto relativamente bajo de la educación en la tasa de participación en los hombres (y hasta cierto punto también en las mujeres) puede estar relacionado con la estructura del mercado laboral en México. En particular, la segmentación de la fuerza laboral entre un mercado formal y otro informal, agravada por las grandes discrepancias entre los beneficios recibidos por empleados de diferentes sectores, podría influir en las decisiones de algunos trabajadores media y altamente calificados para posponer su integración al mercado laboral con el fin de mejorar sus probabilidades de ingresar al sector formal.

referencia en la literatura para este propósito (Aaronson et al., 2014; CEA, 2014; Stock, 2014). En cuanto al segundo punto, nuestras metodologías controlan por los cambios en el envejecimiento y el nivel educativo de la población, lo que permite flexibilidad en la tendencia de largo plazo de la tasa de participación. Entre nuestros principales hallazgos destacan que no encontramos evidencia concluyente de un comportamiento anticíclico de la tasa de participación en hombres o mujeres con ninguno de estos métodos empleados. De hecho, nuestros resultados sugieren que la tasa de participación de la fuerza laboral tiende a ser moderadamente procíclica en ambos sexos, aunque con un efecto más fuerte del ciclo económico en los hombres que en las mujeres.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: la sección 2 analiza los cambios en el perfil demográfico y educativo de la fuerza laboral mexicana y las repercusiones de dichos cambios en la tasa de participación, la sección 3 examina la respuesta de la TPFL al ciclo económico en México, y la sección 4 concluye.

2. La fuerza laboral mexicana y su participación en los mercados laborales

La participación en los mercados laborales en México ha sido estudiada en muchos artículos. No obstante, la mayoría de estos trabajos se concentran en segmentos particulares de la población, donde el centro de su análisis es la toma de decisión de ingresar al mercado laboral y sus consecuencias a nivel microeconómico. Por ejemplo, Campos-Vázquez y Vélez-Grajales (2014) estudia los efectos de tener un esposo que tuvo una madre trabajadora en la participación laboral de su esposa, encontrando que esto favorece a su participación en los mercados laborales. Van Gameren (2008) estudia los efectos de condiciones de salud adversas en la participación laboral de los ancianos, mientras que Fussell y Zenteno (1997) examina los determinantes de la oferta de trabajo femenina, subrayando el papel de factores regionales en esta decisión. Hasta donde sabemos, Águila (2014) es el único trabajo para México que se centra exclusivamente en la participación de los hombres, aunque el análisis está circunscrito a personas mayores de 60 años, examinando los efectos de los cambios en las reglas de

jubilación sobre las decisiones de jubilación anticipada. Finalmente, Juárez y Pfitze (2015) también estudian la participación en los mercados laborales de los ancianos, analizando los efectos de programas de pensiones sin contribuciones en su decisión de participar en los mercados laborales, encontrando que dichos programas reducen su propensión a ingresar a la fuerza laboral. Por lo que sabemos, sólo Duval y Orraca (2009) realiza un análisis exhaustivo de la tasa de participación agregada en México que abarca a todos los segmentos de la población.

El análisis realizado en el presente trabajo considera todos los segmentos de la población que pueden trabajar legalmente (personas de 15 años o más). Para ello, se utilizaron los datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) con datos de 2005T1 a 2018T1. Esta encuesta es la principal fuente de información para la mayoría de las estadísticas del mercado laboral publicadas en México. La ENOE, presentada por primera vez a principios de 2005, recopila datos de empleo de alrededor de 120,000 hogares, sumando más de 300,000 personas por trimestre. Esta muestra es lo suficientemente grande como para representar adecuadamente las áreas rurales y urbanas en cada uno de las 32 entidades federativas de México. Los hogares permanecen en la muestra durante cinco trimestres y, por diseño, el veinte por ciento de la muestra se reemplaza cada trimestre. Por lo tanto, podemos rastrear a un individuo hasta por cinco trimestres. Esta encuesta no sólo incluye información sobre la situación laboral de los individuos, sino también integra información socio-demográfica como nivel educativo, estado civil, número de hijos, acceso a seguridad social, etc.

A continuación analizamos los cambios observados en la fuerza laboral entre 2005 y 2018 y su efecto en la participación de la fuerza laboral desde tres dimensiones diferentes: *i*) Género, *ii*) Cambios demográficos y *iii*) Educación. Estudiamos los efectos de estos cambios en la participación de la fuerza laboral para cada uno de estos aspectos utilizando la descomposición cambio-participación, que se emplea con frecuencia en el análisis de mercados laborales (Aaronson et al., 2014; Lazear y Spletzer, 2012). Bajo esta metodología, la tasa de participación de la fuerza laboral se puede escribir como un promedio ponderado de la tasa de participación de N diferentes subgrupos de la fuerza laboral, como se muestra en la ecuación 1:

$$LFPR_t = \sum_{i=1}^N s_{i,t} * lfpr_{i,t} \quad (1)$$

donde $s_{i,t}$ es la proporción que representa la subpoblación i de la fuerza laboral y $lfpr_{i,t}$ es la tasa de participación de la fuerza laboral de ese grupo. Ahora, aplicando una simple transformación, podemos escribir los cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral como se indica en la ecuación 2:

$$\Delta LFPR_t = \sum_{i=1}^N \bar{s}_i * \Delta lfpr_{i,t} + \sum_{i=1}^N \Delta s_{i,t} * \overline{lfpr}_i \quad (2)$$

donde s_i y $lfpr_i$ son los promedios de la proporción y de la tasa de participación de la fuerza laboral, respectivamente, de la población i entre los dos puntos en el tiempo que estamos comparando. Asimismo, $\Delta s_{i,t}$ y $\Delta lfpr_{i,t}$ representan los cambios en la proporción y en la tasa de participación de la fuerza laboral, respectivamente, de la población i durante el período de estudio. Por lo tanto, la ecuación 2 nos permite descomponer los cambios en la tasa agregada de participación de la fuerza laboral en dos componentes: *i*) la primera suma aproxima los cambios en la tasa agregada de participación de la fuerza laboral derivada de las variaciones en la participación de la fuerza laboral de cada subpoblación, *ii*) la segunda suma calcula el cambio en la tasa agregada de participación de la fuerza laboral asumiendo que las tasas de participación de los diferentes segmentos de la población no cambiaron.⁴ Por lo tanto, utilizando esta metodología podemos separar los cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral originados por las variaciones en la composición de la fuerza laboral de aquellos que se originan por los cambios en la tasa de participación de cada subgrupo de la fuerza laboral. Los resultados de este ejercicio se presentan en el Cuadro 1.

⁴ En efecto, la primera suma de la ecuación 2 fija la proporción de la población i en su promedio observado entre los dos puntos comparados, al tiempo que permite cambios en la participación laboral de esta población. Por lo tanto, esto aproxima los cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral ocasionados por cambios en la participación laboral de la población i . Por otro lado, el segundo componente fija la tasa de participación de la fuerza laboral de la población i en su promedio para la muestra, mientras que permite que la composición cambie. Esto aproxima el cambio en la tasa de participación de la fuerza laboral derivado de los cambios en la composición de la fuerza laboral.

Dada la extensa literatura que expone movimientos significativos en la tasa de participación durante fluctuaciones del ciclo económico (ver Aaronson et al., 2014; CEA, 2014; Stock, 2014; Shierholz, 2012 entre otros), analizamos los cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral no sólo a lo largo de la muestra (2005T1-2018T1), sino también a lo largo de las diferentes fases del ciclo económico en este período.⁵ Por lo tanto, analizamos los cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral durante cuatro períodos: *i*) Primera expansión (2005T1-2008T2), *ii*) La crisis de 2008 (2008T2-2009T2), *iii*) Segunda expansión (2009T2-2018T1), y *iv*) Muestra completa (2005T1-2018T1).

2.1. Participación por género

Como se observa en la Figura 2, el comportamiento de la tasa de participación laboral de hombres y mujeres difirió sustancialmente entre 2005 y 2018; mientras que la participación laboral de las mujeres aumentó constantemente desde 2005, la participación masculina en la fuerza laboral disminuyó sustancialmente. Sin embargo, el aumento en la participación de las mujeres compensó la disminución observada en la participación de los hombres, por lo que la tasa de agregada se mantuvo estable. Varios autores han presentado muchos argumentos para explicar el aumento en la tasa de participación laboral femenina. Por ejemplo, Dell (2005) encuentra que la introducción del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) tuvo un efecto positivo en la tasa de participación de las mujeres.⁶ Por otra parte, Campos-Vázquez y Vélez-Grajales (2014) expusieron el papel de los “modelos a seguir” intergeneracionales como un factor de impulso para la entrada de mujeres a la fuerza laboral.⁷

Como se muestra en la figura 3a, las cohortes más jóvenes de mujeres han mostrado tasas crecientes de participación en la fuerza laboral. De hecho, si comparamos la tasa de

⁵ Las recesiones fueron definidas por la regla típica de dos trimestres consecutivos de crecimiento negativo del PIB. Por lo tanto, observamos una recesión (la crisis financiera mundial de 2008) y dos períodos sin recesión, que denominaremos “expansiones”. Las dos expansiones se observaron en *i*) 2005T1 a 2008T2 y *ii*) 2009T2 a 2018T2. En contraste, la única contracción en la muestra se observó entre 2008T2 y 2009T2.

⁶ Sin embargo, según Dell (2005), este aumento estuvo principalmente localizado en la parte central de México y fue debido, en parte, a que el TLCAN redujo la discriminación de las mujeres en empresas nacionales.

⁷ En particular, Campos-Vázquez y Velez-Grajales (2014) propone que un esposo con una madre trabajadora puede promover la participación en el mercado laboral de su esposa. En contraste, las mujeres con madres trabajadoras no parecen influir de manera significativa en la tasa de participación de sus esposos.

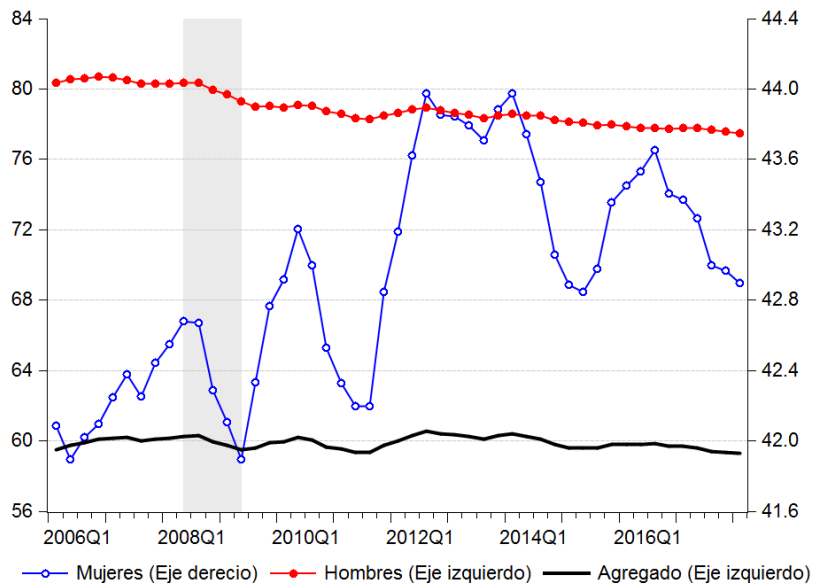
Cuadro 1: Contribuciones estimadas del género, edad y educación a cambios en la tasa de participación de la fuerza laboral (TPFL) (puntos porcentuales)

| | Primera Expansión (2005T1- 2008T2) | Crisis 2008 (2008T2- 2009T2) | Segunda Expansión (2009T2- 2018T1) | Muestra Completa (2005T1- 2018T1) |
|------------------------|---|---|---|--|
| Género | | | | |
| <i>Composición</i> | | | | |
| Mujeres | 0.0612 | -0.1910 | -0.0138 | -0.1388 |
| Hombres | -0.1185 | 0.3583 | 0.0253 | 0.2641 |
| Total | -0.0573 | 0.1673 | 0.0116 | 0.1253 |
| <i>Grupo TPFL</i> | | | | |
| Mujeres | 1.4298 | -0.4347 | 0.3498 | 1.3401 |
| Hombres | 0.0062 | -0.7426 | -0.7600 | -1.4954 |
| Total | 1.4359 | -1.1773 | -0.4102 | -0.1553 |
| Edad | | | | |
| <i>Composición</i> | | | | |
| 15 a 24 años | -0.3426 | -0.1749 | -1.1921 | -1.7104 |
| 25 a 44 años | -0.3232 | -0.4035 | -1.4798 | -2.1867 |
| 45 a 64 años | 0.5519 | 0.3993 | 1.9689 | 2.9009 |
| 65 o más | 0.0869 | 0.0878 | 0.4593 | 0.6334 |
| Total | -0.0270 | -0.0912 | -0.2437 | -0.3628 |
| <i>Grupo TPFL</i> | | | | |
| 15 a 24 años | -0.0185 | -0.4929 | -0.8579 | -1.3684 |
| 25 a 44 años | 0.8174 | -0.0612 | 0.3789 | 1.1153 |
| 45 a 64 años | 0.5265 | -0.2098 | 0.4357 | 0.7717 |
| 65 o más | 0.0802 | -0.1549 | -0.1118 | -0.1858 |
| Total | 1.4056 | -0.9188 | -0.1550 | 0.3327 |
| Educación | | | | |
| <i>Composición</i> | | | | |
| Sin bachillerato | -0.7707 | -0.7135 | -3.9798 | -5.4600 |
| Bachillerato | 0.7152 | 0.2716 | 3.1241 | 4.0535 |
| Universidad o superior | 0.1188 | 0.5861 | 1.3947 | 2.0644 |
| Total | 0.0634 | 0.1442 | 0.5390 | 0.6579 |
| <i>Grupo TPFL</i> | | | | |
| Sin bachillerato | 0.5635 | -0.8631 | -0.3130 | -0.6166 |
| Bachillerato | 0.3218 | -0.0704 | -0.0628 | 0.2460 |
| Universidad o superior | 0.4299 | -0.2207 | -0.5619 | -0.3174 |
| Total | 1.3152 | -1.1543 | -0.9376 | -0.6880 |
| ΔTPFL | 1.3786 | -1.0100 | -0.3986 | -0.0300 |

Estos cálculos se realizaron utilizando las series de datos originales. Sin embargo, se realizaron los mismos cálculos con series ajustadas por estacionalidad y tendencia, y los resultados no difirieron significativamente en dirección o magnitud a los presentados aquí.

Fuente: Cálculos propios usando datos del INEGI.

Figura 2: Tasa de participación de la fuerza laboral por género 2006T1-2018T1 (promedio móvil anual, porcentaje de la población económicamente activa)

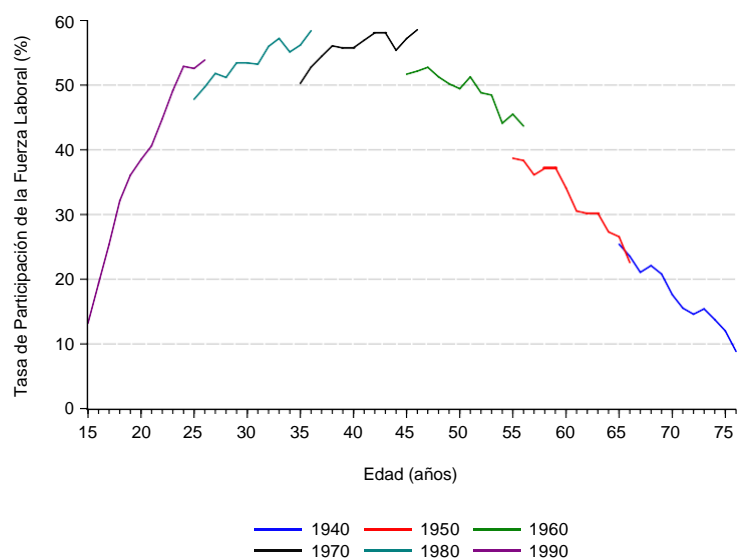


Fuente: Cálculos propios con datos de la ENOE publicada por el INEGI. Las áreas sombreadas indican períodos de recesión (dos trimestres con tasas de crecimiento negativas en el PIB de México).

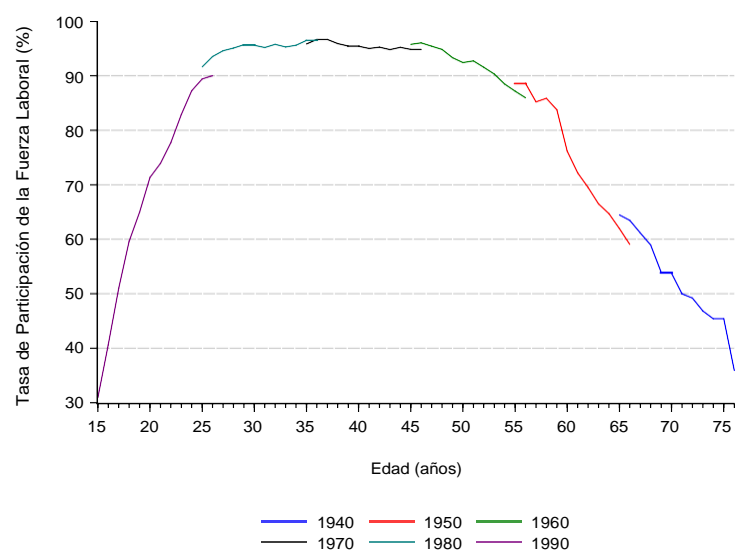
participación de cohortes de mujeres mayores con las más jóvenes, podemos apreciar un aumento visible, especialmente en mujeres nacidas después de 1950. En particular, de aquellas cohortes nacidas después de 1960 muestran una TPFL de alrededor 5.4 puntos porcentuales más alta que las cohortes nacidas diez años antes. En contraste, las mujeres nacidas en 1950 muestran una tasa de participación, en promedio, no muy diferente de las nacidas en 1940.⁸ Sin embargo, estos incrementos parecen disminuir a medida que pasa el tiempo: mientras que las cohortes femeninas nacidas en 1960 mostraron una TPFL 6.1 puntos porcentuales

⁸ Dado que los microdatos de la encuesta de empleo de INEGI únicamente abarcan desde 2005 hasta 2018, sólo contamos con hasta 13 años de datos para cada cohorte, por lo tanto, sólo podemos contrastar la cola de la tasa de participación de las cohortes de personas nacidas con una diferencia de diez años. Contrastando las cohortes nacidas con menos de diez años entre sí, éstas no produjeron patrones claros debido al ruido de las observaciones en la encuesta, que tiene un diseño probabilístico como la mayoría de las encuestas de empleo en todo el mundo (INEGI, 2007).

Figura 3: Participación laboral de cohortes nacidas entre 1940 y 1950 por género



(a) Cohortes de Mujeres



(b) Cohortes de Hombres

Fuente: Cálculos propios con datos de ENOE publicada por el INEGI.

más alto que las nacidas 10 años antes, aquellas nacidas en 1990 muestran una tasa de participación sólo 4.4 puntos porcentuales más alta que las nacidas en 1980. Cabe mencionar, que la participación femenina es aun significativamente menor que la masculina. En particular, las mujeres nacidas en 1990 aún tienen una tasa de participación que es aproximadamente 30.1 puntos porcentuales más baja que los hombres nacidos en el mismo año, y alrededor de 20.0 puntos porcentuales más baja que la tasa de participación de mujeres en los Estados Unidos (Aaronson et al., 2014).

Por otro lado, la tasa de participación de los hombres muestra una imagen completamente diferente. Como se describió anteriormente y se muestra en la figura 2, la participación de la fuerza laboral masculina se redujo en alrededor de 2 puntos porcentuales en nuestro período de muestra. La disminución en la tasa de participación de los hombres es un fenómeno observado también en otros países. Por ejemplo, en Estados Unidos, la tasa de participación masculina en la fuerza laboral ha estado disminuyendo durante los últimos 30 años (CEA, 2016). Las razones detrás de este declive a largo plazo han sido discutidas por muchos artículos en otros países. En el caso de México, sin embargo, este tema ha atraído mucha menos atención que el aumento de la participación laboral femenina. Según Águila (2014) parte de esta disminución se debe a la generosidad de los planes de jubilación en México. No obstante, también observamos una disminución constante en la tasa de participación de los hombres que no están en edad de jubilación, como los que tienen entre 25 y 44 años, lo que está en desacuerdo con esta teoría y sugiere que hay más elementos en juego.

Analizando los cambios en la tasa de participación agregada de la fuerza laboral haciendo uso de la descomposición descrita en la ecuación 2, cuyos resultados se muestran en la primera sección del Cuadro 1, podemos ver que los efectos de los cambios en la composición de la fuerza laboral por género son bastante pequeños. Los efectos de la composición en esta dimensión explican aproximadamente 0.13 puntos porcentuales del cambio en la TPF, con un ligero descenso en la proporción de mujeres más que compensado con un aumento de los hombres, cuya tasa de participación es naturalmente más alta. No obstante, más relevantes resultan las variaciones en la tasa de participación de hombres y mujeres observados durante los diferentes períodos de la muestra. Como se observa, los hombres presentaron

disminuciones significativas en su participación durante la mayor parte de la muestra, excepto por un ligero aumento en la primera expansión. De hecho, su participación laboral disminuye más durante la segunda expansión (2009T2-20018T1) que durante la crisis de 2008. Las mujeres, que tuvieron un fuerte crecimiento durante la primera expansión, mostraron un crecimiento discreto durante la segunda expansión después de una reducción moderada durante la crisis.

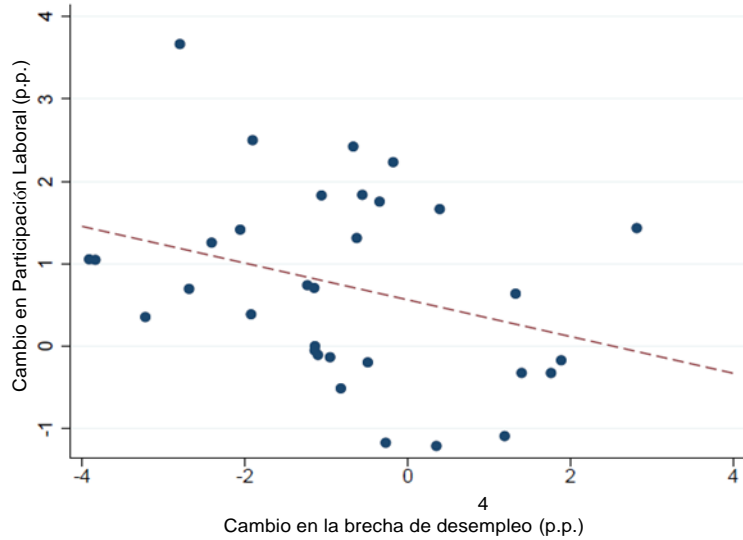
La relación entre la participación laboral y el ciclo económico es, quizá, más clara si nos centramos en los cambios que ocurrieron durante la crisis financiera mundial de 2008. Esta fue la única recesión importante que experimentó la economía mexicana entre 2005 y 2017, por lo que presenta una oportunidad única para observar la relación entre el ciclo económico y la TPFL. La figura 4 presenta el cambio en la participación laboral de cada género contra el cambio en la brecha de desempleo durante la crisis mundial de 2008 (2008T2-2009T2) para cada uno de las 32 entidades federativas de México.⁹ Como se desprende de las figuras 4a y 4b, existe una clara relación negativa entre los cambios en la brecha de desempleo observados en medio de la crisis mundial y las variaciones en la tasa de participación de la fuerza laboral para ambos géneros. Esto, sin embargo, no tiene en cuenta otros elementos (como la educación o el envejecimiento) que pueden haber tenido un papel en la determinación de la TPFL y que pueden haber ocurrido al mismo tiempo. Por lo tanto, exploramos este problema con más profundidad en la sección 3.

2.2. Cambios Demográficos

Actualmente, la población de México se enfrenta a un importante proceso de envejecimiento, que se espera se complete en la primera mitad del siglo veintiuno (Partida-Bush, 2005). Por lo tanto, se espera que la proporción de la población de 65 años o más aumente dramáticamente en los próximos años. Este factor se anticipa que tenga un impacto negativo en la tasa de participación, ya que ésta presenta una forma de U invertida, para hombres y para mujeres,

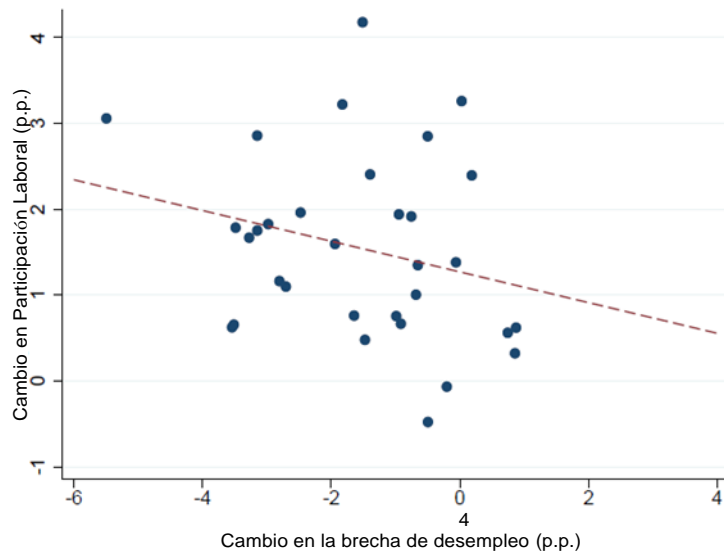
⁹ La brecha de desempleo se obtuvo aplicando un filtro Hodrick y Prescott (1997) a la serie de desempleo de cada estado y por género.

Figura 4: Cambio en la tasa de participación de la fuerza laboral durante la crisis mundial de 2008 contra cambios en la brecha de desempleo para las 32 estados de México (cambio entre 2008T2 y 2009T2, porcentaje de la población económicamente activa)



0 2

(a) Mujeres



0 2

(b) Hombres

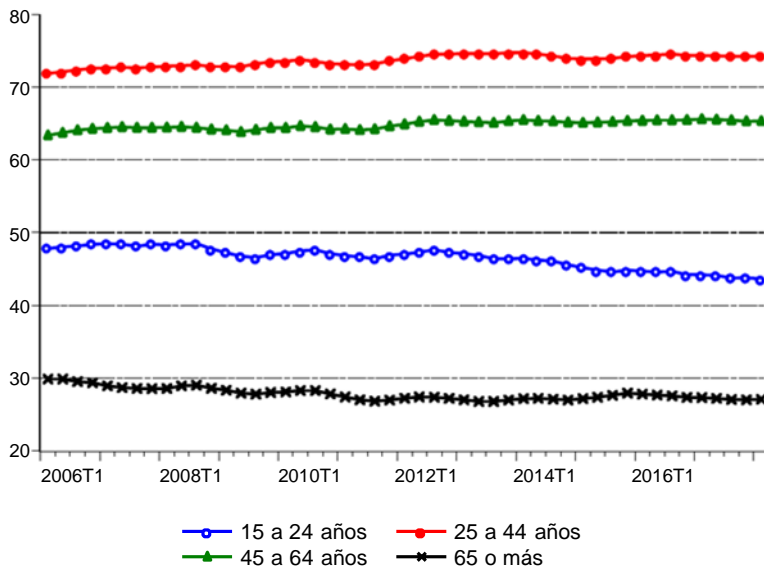
Nota: La brecha de desempleo por estado y género se calculó usando el filtro propuesto por Christiano y Fitzgerald (2003) para la muestra completa (2005T1-2018T1). El cambio fue estimado como el cambio en el factor del ciclo entre los puntos en el tiempo.

Fuente: Cálculos propios con datos de ENOE publicada por el INEGI.

como se muestra en la figura 3, con una fuerte pendiente en etapas avanzadas del ciclo de la vida.

Por lo tanto, a medida que la transición demográfica avanza, se espera que sus efectos en la tasa de participación aumenten. Como se ve en la figura 5, la tasa de participación varía enormemente con la edad: mientras que la participación laboral de la población entre 15 a 24 años es de alrededor del 50 por ciento, para las edades de 25 a 44 años es casi del 75 por ciento. En contraste, para el grupo entre 45 y 64 años, la tasa de participación desciende 8.9 puntos porcentuales, en promedio, en comparación con los de 25 a 44 años y, como se esperaba, el grupo de 65 años y más es el segmento con la tasa de participación más baja.

Figura 5: Tasa de participación laboral por edad (promedio móvil anual, porcentaje de la población económicamente activa)

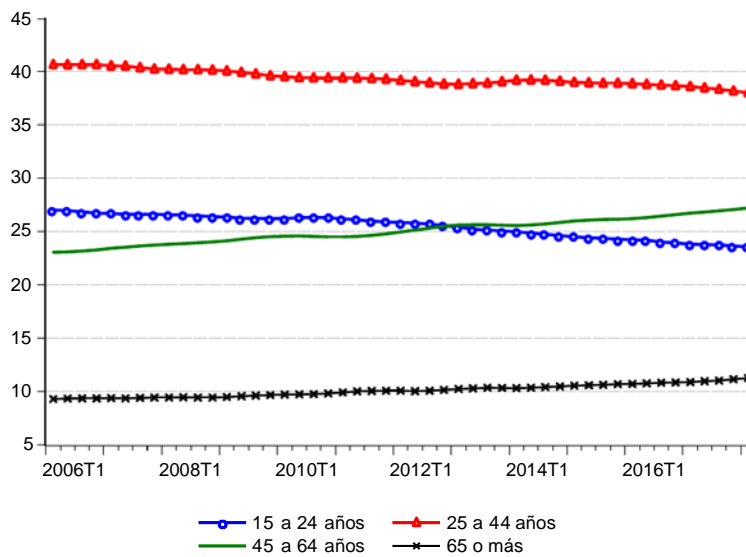


Fuente: Cálculos propios con datos de la ENOE publicada por el INEGI.

Como se muestra en la figura 6, la proporción de personas menores de 44 años se ha ido reduciendo, mientras que la proporción de personas mayores (44 años y más) ha aumentado constantemente. De hecho, la proporción de la fuerza laboral menor de 44 años se contrajo de 68 a 62.3 por ciento entre 2005 y 2018. Esta disminución se debió principalmente a la

disminución del grupo de 15 a 24 años, que contribuyó con el 62.5 por ciento de dicha contracción. Esta reducción ha sido proporcional a un aumento en el segmento de 45 a 64 años, que presenta una tasa de participación más alta, a pesar de que su tasa de participación es ligeramente menor que la del grupo entre 25 y 44 años, tanto para hombres como para mujeres como se muestra en la figura 3.

Figura 6: Proporción que representan los diferentes grupos de edad de la fuerza laboral (15 años o más, media móvil anual, puntos porcentuales de la población económicamente activa)



Fuente: Cálculos propios con datos de la ENOE publicada por el INEGI.

El análisis cambio-participación, que se muestra en la parte central del Cuadro 1, confirma la conclusión de que la transición demográfica aumentó en importancia durante nuestro período de estudio: mientras que en la primera expansión, la disminución en la proporción de cohortes más jóvenes (entre las edades de 15 a 24 años) redujo menos de 0.03 puntos porcentuales al TPFL agregado; al final de nuestra muestra, el envejecimiento de la fuerza laboral redujo esta tasa en 0.24 puntos porcentuales. Si bien estos cambios son modestos en comparación con otros países, los resultados sugieren que los efectos del aumento de la edad de la población se harán más fuertes en un futuro cercano a medida que más personas alcancen la edad de jubilación y se deben tener en cuenta al evaluar los efectos del ciclo económico en la tasa de

participación.¹⁰ Con respecto a las variaciones en las tasas de participación de los diferentes grupos de edad, el desempeño de dicha tasa de los trabajadores en edad productiva (24 a 64 años) parece haber aumentado en medio de las expansiones económicas y retrocedido en la crisis de 2008. Sin embargo, los grupos más jóvenes y más viejos parecen tener un comportamiento mixto; el grupo más joven muestra una disminución que se agravó a lo largo de la muestra, incluso con una economía en crecimiento. Por su parte, el grupo más viejo de la fuerza laboral (65 años o más) tuvo un comportamiento singular durante el período de muestra, con un aumento modesto en medio de la primera expansión, una contracción durante la crisis mundial de 2008 y una pequeña contracción en la recuperación.

2.3. Por nivel de educación

Tal como lo plantea Jaumotte (2003), la educación tiene un efecto significativo en la tasa de participación laboral, y México no es la excepción. La figura 7a muestra la participación de las mujeres por nivel de educación para el período 2006T1-2018T1. Como se esperaba, la participación de las mujeres aumenta notablemente con mayores logros educativos: las mujeres con un título de nivel bachillerato tienen una TPFL aproximadamente 10 puntos porcentuales más alta que las que no tienen este título y las graduadas universitarias presentan una tasa de participación de alrededor de 15 puntos porcentuales más alta que las de nivel bachillerato. Por lo tanto, el aumento en el nivel educación parece ser una buena explicación detrás del aumento en la participación laboral femenina.

En contraste, la educación no parece tener efectos claros en la tasa de participación de los hombres. Como se muestra en la figura 7b, aunque los hombres con un título universitario exhiben una mayor participación que los individuos con logros educativos más bajos, el hecho de que los graduados de bachillerato tienen una menor probabilidad de ingresar a la fuerza laboral que los hombres sin esta preparación desafía la supuesta inequívoca relación positiva entre la educación y la tasa de participación. La posibilidad de una relación no monótona entre

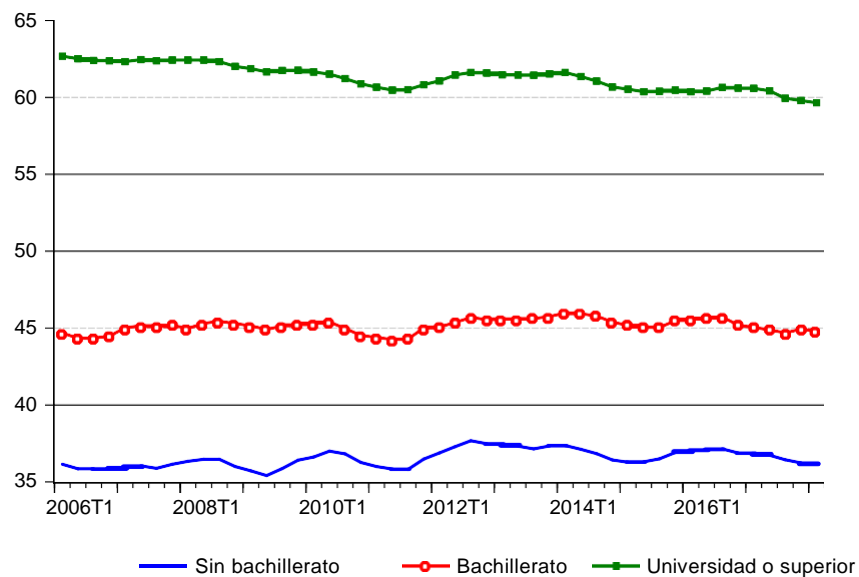
¹⁰ De hecho, al usar las proyecciones de población de la CONAPO (2006) y suponiendo que la tasa de participación laboral para los diferentes grupos de edad permanezca en su promedio muestral de 2005T1-2018T1, calculamos que el envejecimiento sólo restará un punto porcentual de la TPFL para 2030. Este ejercicio no se muestra aquí, pero está disponible a petición al autor.

la educación y la participación laboral obligaría a un nuevo análisis de los efectos positivos de la educación en la tasa de participación que a menudo se cita en la literatura. De hecho, si analizamos la tasa de participación de los varones por edad y nivel educativo, la tasa de participación laboral de los graduados universitarios suele ser más baja que la tasa de participación de los grupos con logros educativos más bajos. El examen de estas cuestiones, sin embargo, está más allá del alcance de este documento.

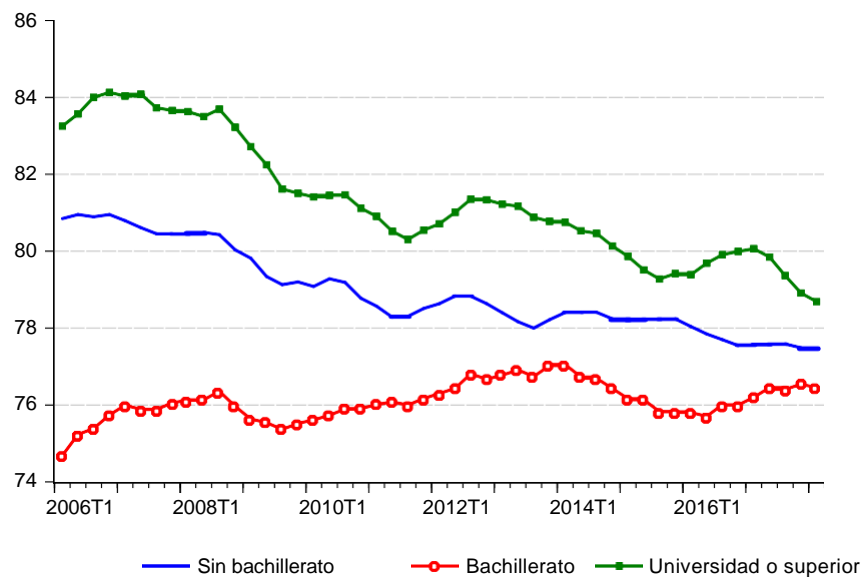
A continuación, en el análisis cambio-participación de los efectos de estos cambios educativos en la tasa agregada de participación laboral, los resultados se muestran en la sección final del Cuadro 1. A primera vista, podemos constatar los importantes cambios de composición en el perfil educativo de la fuerza laboral. De hecho, el aumento de graduados de bachillerato y universidad fue una de las principales fuerzas que impulsaron la TPFL entre 2005T1 y 2018T1: por sí mismos, estos cambios agregaron casi 0.7 puntos porcentuales a esta tasa. Si bien la población con título universitario aumentó considerablemente, agregando dos puntos porcentuales completos a la tasa de participación laboral agregada, el principal contribuyente a la TPFL fue el aumento en la población graduada de nivel bachillerato: entre 2005 y 2018, la proporción de graduados de bachillerato en la fuerza laboral creció casi el 7 por ciento (del 13.6 al 20.4 por ciento), mientras que el porcentaje de graduados universitarios aumentó sólo el 3 por ciento (del 18.7 al 21.7 por ciento).

Más allá de las reasignaciones de carácter educativo, hubo importantes desarrollos en las tasas de participación de individuos de distintos niveles educativos. Incluso si no observamos el comportamiento de “sube y baja” esperado de una TPFL que reacciona al ciclo económico, hubo una reducción en la tasa de participación en todos los niveles educativos durante la crisis mundial de 2008. Además, a pesar de que todos los subgrupos educativos tuvieron una contracción durante la recuperación de la crisis, estas disminuciones fueron notablemente más pequeñas que las observadas durante la recesión de 2008 para la mayoría de los grupos, con la excepción de los graduados universitarios. De hecho, este último grupo tuvo una

Figura 7: Participación laboral de mujeres y hombres por nivel educativo (media móvil anual, porcentaje de la población económicamente activa)



(a) Mujeres



(b) Hombres

Fuente: Cálculos propios con datos de la ENOE publicada por el INEGI.

contracción más fuerte en su tasa de participación durante la recuperación que en la crisis, como lo demuestra la mayor contribución negativa que tuvieron durante la segunda expansión. Además, a lo largo de la muestra, los cambios en la tasa de participación de las personas sin un título de nivel bachillerato y de graduados universitarios tuvieron una contribución negativa al TPFL agregado. Estos hechos pueden interpretarse de varias maneras, ya que a primera vista, estos desarrollos pueden parecer estar en sincronía con una TPFL procíclica, especialmente para individuos que no cuentan con un título universitario. Sin embargo, el hecho de que la población está envejeciendo y aumentando su nivel educativo, nos advierte acerca de estas conclusiones, ya que esto puede contradecir el efecto del ciclo económico y, desafortunadamente, la metodología cambio-participación no nos permite controlar por todos estos factores al mismo tiempo.

3. El papel del ciclo económico

La relación entre el ciclo económico y la tasa de participación de la fuerza laboral ha sido bien establecida en la literatura para los Estados Unidos y otros países avanzados. En particular, Aaronson et al. (2014) encuentra que la tasa de participación está fuertemente correlacionada con el ciclo económico, aproximada como la brecha de desempleo en este documento. Por su parte, Stock (2014) con un método de estimación diferente, encuentra un resultado similar. Este autor calculó que la desaceleración económica originada por la crisis de 2008 fue responsable de aproximadamente un tercio de la contracción de la tasa de participación de la fuerza laboral, respecto a la tendencia, observada en la TPFL en el cuarto trimestre de 2014. Del mismo modo, el CEA (2014) estima que aproximadamente una sexta parte de la disminución de la participación de la fuerza laboral estuvo relacionada con el ciclo económico.

La evidencia de una respuesta procíclica al ciclo económico por parte de la TPFL no se limita a los Estados Unidos, también hay evidencia significativa para otros países desarrollados. En un estudio para el Reino Unido, Cutler y Turnbull (2001) encontró que el ciclo económico, medido como la brecha del producto, tiene un efecto significativo en la participación laboral de mujeres y hombres en el corto plazo. De hecho, la tasa de participación es procíclica y, según sus cálculos, una disminución del uno por ciento en la brecha del producto causaría una disminución

en la tasa de participación de la fuerza laboral de alrededor del 0.23 por ciento. Del mismo modo, también para el Reino Unido, Schweitzer y Tinsley (2004) encontró que el ciclo económico tiene un efecto significativo en la tasa de participación laboral. Encontraron que un aumento del uno por ciento en la brecha del producto con respecto a su tendencia de largo plazo cambiaría la TPFL en 0.15 puntos porcentuales después de dos años. En contraste, en un estudio que abarcó cinco países de la Unión Europea (Francia, Alemania, Italia, España y Países Bajos), Balleer et al. (2009) utilizando un estudio por cohortes, encontró que el ciclo económico no tiene un efecto significativo en la tasa de participación de la fuerza laboral en dichos países.¹¹ En el caso de Canadá, Barnett (2007) también encuentra que la tasa de participación de la fuerza laboral tiende a ser procíclica, utilizando una medida de demanda laboral cíclica como indicador del ciclo económico.

Como se mencionó anteriormente, Duval y Orraca (2009) es, a nuestro entender, el único artículo que ha examinado esta relación para México. Utilizaron un estudio de cohorte para evaluar la respuesta de la tasa de participación al ciclo económico. Para medir el ciclo económico, calculan las desviaciones de la tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) respecto a una tendencia lineal. En sus estimaciones, encuentran escasa evidencia de una respuesta de la tasa de participación de la fuerza laboral al ciclo económico. Sin embargo, encontraron evidencia de un comportamiento anticíclico en la tasa de participación de las mujeres. Por ende, concluyen que las crisis económicas en realidad pueden alentar a las mujeres a entrar al mercado laboral, probablemente motivado por el desempleo del principal generador de ingresos de un hogar durante las contracciones económicas, dando lugar a un “efecto del trabajador añadido” en la economía mexicana (Humphrey, 1940). Sin embargo, su metodología asume tendencias lineales de la tasa de participación y no controla por cambios en el perfil de la población que pueden afectar no linealmente a la tasa de participación, como el marcado aumento en el nivel de educación en las mujeres y el proceso de envejecimiento descrito en la sección 2.

¹¹ Sin embargo, es importante agregar que a diferencia de otros documentos que también emplean estudios por cohortes para estimar los efectos del ciclo económico en la tasa de participación en la fuerza laboral, como Aaronson et al. (2014), las cohortes de Balleer et al. (2009) se crean agrupando a la población en tres rangos de edad diferentes: *i*) jóvenes (15-24), *ii*) de edad primaria (25-54) y *iii*) mayores (55-64), para los cinco países. En contraste, Aaronson et al. (2014) construyó cohortes basadas en el año de nacimiento.

En este documento revisamos estos resultados empleando dos metodologías diferentes utilizadas recientemente en la literatura. Estos dos enfoques tienen la ventaja de que nos permiten controlar adecuadamente por cambios radicales experimentados en el perfil de la fuerza laboral en México en los últimos años, como se describió anteriormente. Así, en el primer método explotamos la variación de la tasa de participación a nivel estatal para estimar los efectos del ciclo económico en dicha tasa. En el segundo método, estimamos los efectos del ciclo económico en la tasa de participación utilizando un enfoque semiparamétrico, propuesto originalmente por Robinson (1988), que nos permite adaptar una forma funcional flexible a la tendencia de largo plazo de la TPFL. Esto nos ayuda a controlar por los cambios en el perfil de la fuerza laboral durante nuestro período de estudio que pueden afectar a la tasa de participación de manera no lineal e identificar correctamente los efectos del ciclo económico en la tasa de participación. En segundo lugar, utilizamos la brecha de desempleo como un indicador del ciclo económico, calculada con técnicas que controlan por los cambios en la tendencia de esta variable.¹²

Especificaciones similares se han utilizado ampliamente en la literatura relacionada. Por ejemplo, Aaronson et al. (2014); Erceg y Levin (2014); IMF (2014); Hotchkiss y Rios-Avila (2013); CEA (2014) entre otros han usado especificaciones similares a la empleada en la sección 3.1 para explotar las variaciones entre entidades federativas para estimar los efectos del ciclo económico sobre la tasa de participación. Por su parte, Stock (2014); CEA (2014); Fernald et al. (2017) tomaron ventaja de una estimación semiparamétrica análoga a la que usamos en la sección 3.2 para medir el impacto de las fluctuaciones económicas en la tasa de participación laboral, con el objetivo de controlar cambios no lineales en la tendencia de la participación en los mercados laborales.

¹² Utilizamos la brecha de desempleo como indicador del ciclo económico al igual que Erceg y Levin (2014); Aaronson et al. (2014); CEA (2014), entre otros. Según lo discutido por CEA (2014) y Stock (2014) el uso de la brecha de desempleo como un indicador del ciclo económico es una estrategia adecuada para identificar los efectos del ciclo económico, ya que permite eliminar la tendencia de la tasa de desempleo y la relación empírica del momento de la caída cíclica de la fuerza laboral asegura que esta variable permanezca exógena a la tasa de participación de la fuerza laboral. Para una discusión más detallada sobre este tema, se remite al lector interesado a CEA (2014) y Stock (2014).

3.1. Regresión a nivel estatal

Como se mostró anteriormente en Davalos et al. (2015), existe gran heterogeneidad entre las 32 entidades federativas de México. Esta diversidad se deriva no sólo de las vastas disparidades en niveles educativos y de ingresos entre los diferentes estados, sino también de las diferencias en la estructura económica. De tal manera, el nivel educativo tuvo una evolución diferente entre las entidades federativas de México entre 2005 y 2017. Como se muestra en la Figura 8a, hubo diferencias en los cambios de la proporción de la población con título universitario entre las 32 entidades federativas, siendo que las entidades del centro del país presentaron un marcado aumento con respecto al resto del país. En contraste, algunas entidades del norte y sur de México exhibieron modestas expansiones en su población con títulos universitarios, mientras que algunos incluso experimentaron contracciones en esta proporción.

En cuanto a demografía, podemos observar un patrón similar, la figura 8b muestra la variación en la población de 65 años o más por estado durante el período de estudio. Como se muestra, ha habido una marcada disparidad en el envejecimiento de la población, ya que los de la costa del Pacífico y la Ciudad de México presentan un cambio demográfico importante en comparación al resto del país. En el resto del país, el envejecimiento de la población fue menos visible, y un estado incluso experimentó una reducción en la proporción de la población en edad de jubilación. En consecuencia, estas disparidades se reflejan en diversas estructuras económicas de las entidades federativas, como lo demuestran las múltiples respuestas del desempleo a la crisis de 2008. La figura 8c muestra el cambio en la tasa de desempleo a nivel estatal durante la crisis financiera. Se presentaron disparidades entre las entidades del norte y del sur del país, con un aumento más fuerte en la tasa de desempleo en las entidades del norte. Esto se ajusta a los perfiles económicos de ambos grupos de estados: las entidades del norte están estrechamente vinculados a los EE.UU., el origen del shock económico de la crisis del 2008, mientras que las entidades del sur tienden a concentrarse más en el mercado nacional (Delajara, 2012).

Por ende, en la presente sección explotamos estas variaciones utilizando el modelo propuesto por Aaronson et al. (2014) y Erceg y Levin (2014), para analizar los efectos del ciclo económico en la tasa de participación laboral. Para tal propósito, aprovechamos la ENOE que

es representativa a nivel estatal para estimar estos efectos. Sin embargo, en contraste con Aaronson et al. (2014), dadas las marcadas diferencias en el comportamiento reciente de la participación entre hombres y mujeres descritas en la sección 2.1, decidimos separar la estimación por género. Por lo tanto, el modelo estimado se describe mediante la ecuación 3:

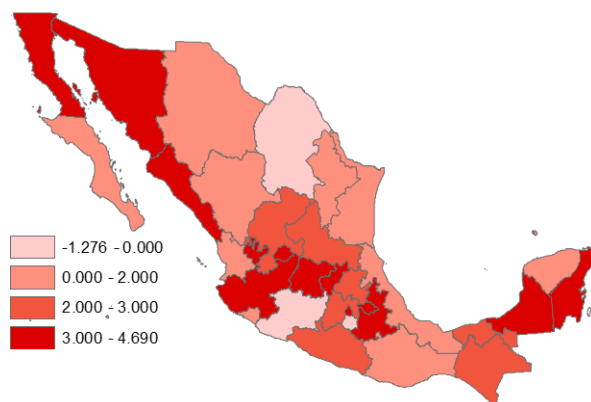
$$LFPR_{s,i,t} = \alpha_i + \mu_t + \psi LFPR_{s,i,t-1} + \sum_{m=0}^M \beta_m X_{s,i,t}^m + \sum_{j=0}^J \phi_j u_{s,i,t-j}^{gap} + z_{s,i,t}$$

donde $LFPR_{s,i,t}$ es la tasa de participación laboral del género s en el estado i durante el período t , $u_{s,i,t-j}^{gap}$ es el rezago de la brecha de desempleo para el género s en el estado i , y $X_{s,i,t}^m$ son diferentes variables de control que determinan el comportamiento de largo plazo de la tasa de participación de la fuerza laboral. Como parte de estas variables de control, incluimos la proporción de la población por género de diferentes grupos demográficos: *i*) 15 a 24 años, *ii*) 25 a 44 años, *iii*) 44 a 64 años, y *iv*) 65 años o más. También incluimos la proporción de la población con diferentes niveles educativos: *i*) sin bachillerato (sin diploma de bachillerato), *ii*) con bachillerato (individuos con un título de nivel bachillerato pero sin título de educación terciaria), *iii*) universidad o más (con un diploma de educación terciaria o superior). Hágase notar que no incluimos la tasa de inscripción escolar en nuestra regresión, ya que esta variable tiende a tener una relación sólida con el ciclo económico, por lo que incluir la brecha de desempleo debería ser suficiente (Stock, 2014).¹³

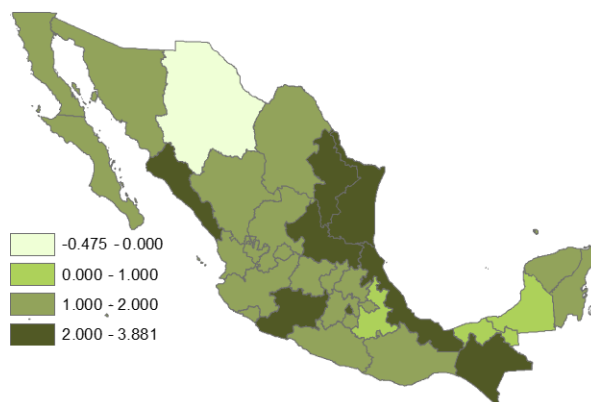
En teoría, la brecha de desempleo (indicador del ciclo económico) depende del nivel de la *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment* (NAIRU por sus siglas en inglés), una variable no observable. Además, dada la diversidad de las condiciones del mercado en cada estado, lo ideal sería que estimáramos una brecha de desempleo para cada subpoblación. Con esto en

¹³ Para verificar esto estimamos el modelo mediante un proceso de 2 pasos, en el que primero estimamos un modelo de tasa de inscripción contra la brecha de desempleo y luego (en la segunda etapa) estimamos la ecuación 3 utilizando los residuos del primer modelo que son ortogonales a la tasa de desempleo. Esta variable, sin embargo, no fue significativa y su inclusión no cambió la dirección o la magnitud de nuestros resultados de manera significativa. En este trabajo sólo presentamos nuestros resultados utilizando las brechas del desempleo y del producto pero otros resultados están disponibles a petición a los autores.

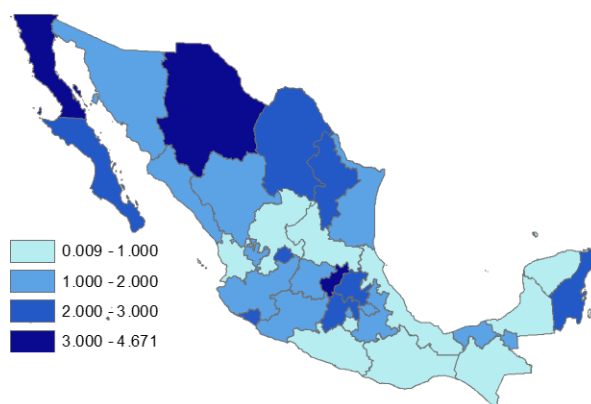
Figura 8: Cambios en demografía, educación y desempleo en los 32 estados de México entre 2005-2017 (Puntos porcentuales de la población)



(a) Población con título universitario.



(b) Población de 65 años o más.



(c) Cambio en la tasa de desempleo durante la crisis de 2008.

Fuente: Cálculos propios con datos de la ENOE publicada por el INEGI.

mente, estimamos la brecha del producto a través de dos métodos. Nuestro primer método fue utilizar el filtro propuesto por Hodrick y Prescott (1997), que se ha utilizado ampliamente en casos similares. Dado que la NAIRU debe ser relativamente estable a lo largo del tiempo (es decir, no debe presentar una raíz unitaria), este filtro parece ser una forma sensata de estimar la brecha de desempleo.¹⁴ Segundo, usamos el método propuesto por Hamilton (2017) para estimar la brecha de desempleo para cada subpoblación de la muestra. Los resultados de ambos ejercicios producen resultados similares, por lo que informamos los resultados utilizando el filtro Hodrick-Prescott.¹⁵

Los resultados de la estimación de la ecuación 3 se presentan en el Cuadro 2 para diferentes especificaciones utilizando datos trimestrales ajustados por estacionalidad. En los modelos uno al cinco estimamos la ecuación 3 sin el término autorregresivo por mínimos cuadrados ordinarios con errores estándar agrupados a nivel estatal, para controlar por correlación y heterogeneidad. Como se muestra, la brecha de desempleo, nuestro indicador del ciclo económico, parece tener un efecto negativo y significativo en la tasa de participación laboral. De hecho, aunque el efecto contemporáneo de la brecha de desempleo es solamente significativo en el primer modelo e incluso es positivo en la especificación (2), todos los otros rezagos de esta variable son altamente significativos y notablemente negativos. Además, el Factor Cíclico Total (FCT), que es el efecto de largo plazo de un aumento del 1 % en la brecha de desempleo, es significativo al uno por ciento y se encuentra en un rango entre -0.1 y -0.43 puntos porcentuales. La magnitud del efecto de la brecha de desempleo en la TPFL es similar a la calculada por Aaronson et al. (2014) para los Estados Unidos.¹⁶

¹⁴ Hamilton (2017) menciona que el filtro Hodrick-Prescott puede producir resultados confusos cuando el proceso subyacente tiene raíz unitaria. Sin embargo, como lo muestra Camarero et al. (2008); Srinivasan y Mitra (2012) entre otros, la tasa de desempleo rara vez exhibe una raíz unitaria, por lo que consideramos este filtro como una forma adecuada de estimar esta brecha.

¹⁵ Como veremos más adelante, BANXICO (2017) estima la NAIRU a nivel nacional. Sin embargo, para que esta medida esté cerca de la brecha de desempleo real a nivel estatal, los mercados laborales de los 32 estados deberían estar razonablemente integrados. Dadas las marcadas diferencias entre los mercados laborales de las entidades federativas en México, esta hipótesis no parece adecuada, por lo tanto, consideramos que la brecha de desempleo obtenida al aplicar el filtro HP a la tasa de desempleo agregada en cada estado es una mejor estimación del valor real de la brecha de desempleo a este nivel. Para un análisis más detallado de la dinámica de los mercados laborales locales, véase Chiquiar et al. (2017).

¹⁶ Para modelos que no tienen término autorregresivo (especificaciones uno a cinco) el FCT es simplemente la suma de todos los coeficientes de la brecha de desempleo en la ecuación $\sum_{j=0}^J \phi_j$. Por el contrario, en los modelos

En las especificaciones seis a diez introducimos un rezago de la tasa de participación. Esto, sin embargo, introduce un sesgo de panel dinámico en una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Por lo tanto, para estimar este modelo usamos el Método de Momentos Generalizado (GMM) propuesto por Arellano y Bond (1991) y Arellano y Bover (1995), como se sugiere por Judson y Owen (1997), empleando además los rezagos de la tasa de participación como instrumentos. Como se muestra en el Cuadro 3, la tasa de participación exhibe una persistencia notablemente alta, por lo que incluso con nuestro relativamente largo panel de más de cincuenta observaciones podemos esperar un significativo grado de sesgo si estimamos la ecuación 3 utilizando OLS. Los resultados de las estimaciones de la ecuación 3 con una variable dependiente rezagada y diferentes rezagos de la tasa de desempleo con errores estándar robustos se muestran en la segunda mitad del Cuadro 2.

Como lo comentó Judson y Owen (1997), en una estimación consistente de un panel dinámico, el valor del coeficiente de la variable dependiente rezagada debe estar entre los valores estimados en una regresión OLS y un modelo de efectos fijos, ya que estos valores representan los límites superior e inferior del valor real de este coeficiente, respectivamente. En nuestro caso, el coeficiente de la variable dependiente rezagada estuvo entre 0.73 (efectos fijos) y 0.95 (OLS). Hay que tener en cuenta que el valor del coeficiente de esta variable está en este rango para todas las especificaciones incluidos los modelos seis a diez.¹⁷ Además, el valor p de la prueba de Sargan ($S_{p-value}$) está por encima de 0.5 en todas las estimaciones, por lo que nuestra estimación no parece presentar problemas de sobreidentificación y también rechazamos la hipótesis de autocorrelación de segundo orden ($AR(2)_{p-value}$) al menos al nivel del 5 % en las cinco especificaciones, lo que sugiere que el modelo está correctamente especificado (Arellano y Bond, 1991). Con respecto a los efectos del ciclo económico sobre la tasa de participación laboral, nuestro modelo con un término autorregresivo presenta evidencia mixta para dicha relación. El efecto contemporáneo del ciclo económico es siempre positivo y significativo al

con término autorregresivo el FCT se calcula como efecto total de un aumento del 1% de la brecha de desempleo en la TPFL cuando $t \rightarrow \infty$. Por ejemplo, en un modelo autorregresivo que solamente considera el efecto contemporáneo de la brecha de desempleo, el TCF sería $\frac{\phi_0}{1-\psi}$. En modelos con estructuras de más rezagos el FCT tendría una estructura más compleja, pero la estimación de este término se calcula con la misma idea.

¹⁷ Para referencia, Aaronson et al. (2014) encuentra un grado de persistencia de aproximadamente 0.3 a 0.4 para la tasa de participación en Estados Unidos.

Cuadro 2: Resultados de la regresión de panel a nivel estatal, efectos del ciclo económico en la tasa de participación de la fuerza laboral (LFPR) (puntos porcentuales)

| | Modelo | | | | | | | | | |
|--------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| $LFPR_{t-1}$ | | | | | | 0.9276*** (0.0519) | 0.8385*** (0.0476) | 0.8633*** (0.0473) | 0.8519*** (0.0394) | 0.8694*** (0.0381) |
| u_t^{gap} | -0.1097** (0.0529) | -0.0042 (0.0393) | 0.0083 (0.8290) | -0.0017 (0.0416) | -0.0398 (0.0421) | 0.2392** (0.0996) | 0.3085*** (0.1147) | 0.3019** (0.1192) | 0.2539** (0.1037) | 0.2152* (0.1108) |
| u_{t-1}^{gap} | | -0.2132*** (0.0393) | -0.1394*** (0.0410) | -0.1245*** (0.0377) | -0.1230*** (0.0374) | | -0.3453*** (0.1062) | -0.3707*** (0.1254) | -0.3704*** (0.1186) | -0.3413*** (0.1181) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.1479*** (0.0499) | -0.0824* (0.0447) | -0.0601*** (0.0390) | | | 0.1223 (0.0979) | 0.1248 (0.1124) | 0.1979* (0.1101) |
| u_{t-3}^{gap} | | | | -0.1342*** (0.0460) | -0.0657* (0.0363) | | | | 0.0269 (0.0857) | 0.0513 (0.1068) |
| u_{t-4}^{gap} | | | | | -0.1401*** (0.0492) | | | | | -0.0904 (0.1004) |
| TCF | -0.1097** (0.0529) | -0.2174*** (0.0742) | -0.2789*** (0.0944) | -0.3428*** (0.1096) | -0.4288*** (0.1370) | 3.3036 (3.4823) | -0.2279 (0.4386) | 0.3921 (0.7042) | 0.2387 (0.5968) | 0.2502 (0.6561) |
| $AR(2)_p - \text{value}$ | N/A | N/A | N/A | N/A | N/A | 0.045 | 0.012 | 0.0005 | 0.029 | 0.021 |
| $S_p - \text{value}$ | N/A | N/A | N/A | N/A | N/A | 0.56 | 0.656 | 0.756 | 0.644 | 0.6 |
| No. of obs. | 3,072 | 3,008 | 2,944 | 2,880 | 2,816 | 3,008 | 3,008 | 2,944 | 2,880 | 2,816 |

Todas las regresiones fueron estimadas usando datos trimestrales ajustados por estacionalidad. Las especificaciones incluyen efectos fijos por tiempo, estado y género, y controles demográficos. Errores estándar agrupados a nivel estatal, se reportan en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$
Fuente: Cálculos propios con datos de INEGI (INEGI).

nivel del 5 por ciento o más, con la única excepción del modelo con cuatro rezagos. El primer rezago, sin embargo, es notoriamente negativo y con una magnitud mayor que el efecto contemporáneo. Además, este coeficiente es significativo al nivel de 1 por ciento en todos los modelos estimados. Los rezagos más allá del primero rara vez son significativos, aunque tienden a ser positivos, con la única excepción del cuarto rezago. De manera similar, el TFC, que calculamos como el efecto a largo plazo de un shock del 1 por ciento de la brecha de desempleo sobre la tasa de participación, es en su mayoría positivo pero en gran medida insignificante.

Estos resultados transmiten mensajes mixtos sobre los efectos del ciclo económico en la tasa de participación. Por un lado, el modelo sin término autorregresivo respalda la conclusión de que la tasa de participación es procíclica: los incrementos en la brecha de desempleo producen una reducción considerable en la tasa de participación, mientras que una disminución en la brecha aumentaría la tasa de participación. Por otro lado, el modelo que incluye una variable dependiente rezagada encuentra que la tasa de participación laboral es bastante ajena al ciclo económico como lo muestra el TCF. No obstante, los resultados admiten un comportamiento anticíclico de la tasa de participación ya que los coeficientes positivos no son significativos o son eclipsados por efectos negativos más grandes que son aún más estadísticamente significativos. En la sección 3.2 exploraremos los efectos de la tasa de participación con más detalle al enfocar sus efectos en diferentes segmentos de la población por género y edad.

3.1. Estimación semiparamétrica

Ahora procedemos a estimar el efecto del ciclo económico en la tasa agregada de participación de la fuerza laboral utilizando métodos de series de tiempo. En particular, empleamos el modelo semiparamétrico propuesto por Robinson (1988) y Stock (1989), que tiene la ventaja de permitirnos utilizar una forma funcional flexible para la tendencia de la tasa de participación de la fuerza laboral. Esto es de vital importancia ya que, como se menciona en la sección 2, observamos muchos cambios en el perfil de la fuerza laboral entre 2005 y 2018 que pueden haber influido en la tasa de participación en direcciones opuestas en diferentes puntos de la muestra; como el marcado aumento en el nivel de educación de la fuerza laboral o el envejecimiento creciente de la población. Tener una forma funcional fija para la tendencia de

la TPFL, como una tendencia lineal igual que en Duval y Orraca (2009), puede llevarnos a malinterpretar la respuesta al ciclo económico, ya que podríamos atribuir erróneamente los aumentos o descensos en la tasa de participación al ciclo económico mientras que, en realidad, estos pueden haberse originado por el perfil cambiante de la fuerza laboral. Nuestro método filtra todos los cambios de baja frecuencia en la tasa de participación, que por naturaleza están vinculados a transformaciones duraderas de la fuerza laboral, como el envejecimiento o el aumento de los niveles educativos. Así, se atribuyen estos cambios a la tendencia temporal, lo que nos permite centrarnos en las variaciones de alta frecuencia de esta variable. Estas fueron las mismas razones citadas por CEA (2014) y Stock (2014) para seleccionar este modelo para evaluar los efectos del ciclo económico en los Estados Unidos, una economía que experimentó cambios demográficos radicales en medio de una grave recesión económica. Por lo tanto, estos autores necesitaban un método que pudiera diferenciar correctamente las variaciones relacionadas con el envejecimiento de la población de las originadas por el ciclo económico.

Como indicador del ciclo económico, usamos la brecha de desempleo una vez más, pero para este ejercicio usamos la brecha de desempleo calculada por BANXICO (2017) y la brecha de desempleo obtenida al aplicar un filtro de Hodrick-Prescott y *Band-Pass* (Christiano y Fitzgerald, 2003) a la tasa de desempleo agregada.¹⁸ Dado que uno de nuestros principales objetivos es evaluar las conclusiones de Duval y Orraca (2009) acerca de la existencia de un “efecto de trabajador agregado” en la participación de las mujeres en el mercado laboral, también evaluamos el impacto del ciclo económico en la tasa de participación de hombres y mujeres, separando cada género por grupos de edad.¹⁹ Por lo tanto, utilizamos series

¹⁸ En su trabajo, BANXICO (2017) calculó dos variaciones de la brecha de desempleo: *i*) una basada en la población completa y *ii*) uno enfocado en el segmento de la población que quisiera trabajar en el sector formal, incluidos aquellos que están involuntariamente en el sector informal.

¹⁹ También estimamos la ecuación 4 usando la brecha del producto como indicador del ciclo económico. La brecha del producto se obtuvo utilizando los filtros propuestos por Hodrick y Prescott (1997) y Christiano y Fitzgerald (2003) al crecimiento del PIB real. Los resultados de estos ejercicios se presentan en el apéndice A. Los coeficientes estimados utilizando este indicador del ciclo económico tienden a ser más inestables, no sólo en su magnitud sino también en su signo. En particular, los modelos con menos rezagos sugieren un comportamiento anticíclico de la TPFL, mientras que las estructuras con más rezagos favorecen un efecto procíclico. Además, existe un sesgo bien conocido para el filtro Hodrick y Prescott (1997) en series con raíces unitarias, ya que el crecimiento del PIB a menudo produce estimaciones inadecuadas de la brecha del producto (Hamilton, 2017). Por estas razones, preferimos usar la brecha de desempleo como un indicador del ciclo económico, por lo que los resultados provenientes de esta variable siguen siendo el centro de la discusión en este trabajo.

trimestrales ajustadas por estacionalidad de la tasa de participación obtenida de los microdatos de la ENOE. El modelo estimado es el siguiente:

$$\Delta \ln LFP R_t = \mu_t + \sum_{k=1}^K \phi_k \Delta u_{t-k}^{gap} + v_t \quad (4)$$

donde $\Delta \ln LFP R_t$ es el cambio en el crecimiento de la TPFL, μ_t es la tendencia de largo plazo de dicha variable y u_{t-k}^{gap} es el cambio en la brecha de desempleo. La tendencia temporal se estima utilizando un kernel *bi-weight* con una ventana de 40 trimestres, como lo sugieren CEA (2014); Stock y Watson (2016); Stock (2014); Álvarez (2017) entre otros.²⁰ De manera similar a los ejercicios realizados por CEA (2014) y Stock (2014), estimamos modelos con hasta doce rezagos. Sin embargo, los coeficientes de los modelos con ocho rezagos y más eran demasiado ruidosos, por lo que sólo presentamos resultados para modelos hasta con cuatro rezagos. Además, la dirección y la magnitud de los coeficientes estimados para diferentes medidas de la brecha de desempleo fueron similares, por lo que sólo presentamos los resultados correspondientes a la brecha de desempleo para trabajadores formales calculados por BANXICO (2017) y la brecha de desempleo derivada de la aplicación del filtro sugerido por Hodrick y Prescott (1997).²¹

Presentamos los resultados de estas estimaciones para la población total, para los trabajadores de 25 a 44 años y de 45 a 64 años en el Cuadro 3 con errores estándar de Newey-West para

²⁰ En efecto, esto es similar a filtrar todos los cambios de baja frecuencia que suceden en una ventana de 40 trimestres o más en la descomposición espectral de la serie y atribuir estos cambios a la tendencia temporal. Seleccionamos una ventana de 40 trimestres porque se considera que el ciclo económico dura hasta ocho años, según la literatura. Para una discusión más detallada al respecto, véase Álvarez (2017) y Stock y Watson (2016).

²¹ Estimamos el efecto del ciclo económico para la población total, hombres y mujeres separándolos en cuatro grupos demográficos: *i*) de 15 a 24 años de edad, *ii*) 25 a 44 años, *iii*) 45 a 64 años, y *iv*) 65 años o más. Por razones de espacio, sólo presentamos los resultados para personas en el rango de edad de 25 a 64 años, pero los resultados para otros grupos de edad están disponibles a petición. Una excepción a la afirmación hecha anteriormente sobre la magnitud son las estimaciones de la tasa de participación laboral de las mujeres, ya que el filtro Hodrick-Prescott (presentado aquí) fue la única medida que proporcionó efectos positivos, aunque no significativos, de la brecha de desempleo sobre la TPFL.

Cuadro 3: Efectos estimados de los cambios en la brecha de desempleo sobre la tasa de cambio de la TPFL agregada, modelo semiparamétrico (efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha de desempleo, puntos porcentuales)

| Total | | | | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|
| | BANXICO (2017) | | | Hodrick y Prescott (1997) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| u_t^{gap} | -0.34808 (0.2652) | -0.4565* (0.2798) | -0.4165 (0.3350) | -0.6412 (0.5535) | -0.77351 (0.4925) | -0.66091 (0.6069) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.0958 (0.3185) | 0.1962 (0.2980) | | -0.1280 (0.6482) | 0.2454 (0.7617) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.3898 (0.3549) | | | 0.3389 (0.6741) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 0.6251 (0.5134) | | | 0.1455 (0.9629) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 0.3282 (0.4198) | | | 0.6521 (1.0768) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | -0.0098 (0.2286) | -0.1091 (0.2216) | -0.1951 (0.2546) | 0.1411 (0.5667) | 0.0747 (0.5408) | 0.1241 (0.6805) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.3846* (0.2281) | 0.3580* (0.1827) | | 0.3837 (0.6221) | 0.5980 (0.7343) |
| u_{t-2}^{gap} | | | 0.0641 (0.2739) | | | 0.7049 (0.7017) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 0.9512* (0.5108) | | | 0.5815 (0.9502) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 0.1442 (0.3429) | | | 0.7722 (1.0771) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | -0.1714 (0.2633) | -0.2465 (0.2950) | -0.1946 (0.3430) | -0.4749 (0.6461) | -0.6677 (0.5834) | -0.2954 (0.6364) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.1362 (0.3042) | 0.2343 (0.3208) | | 0.2244 (0.6754) | 0.8954 (0.7776) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.0297 (0.4422) | | | 0.3341 (0.5557) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 0.7296 (0.4571) | | | 0.6578 (0.8038) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 0.4044 (0.4964) | | | 0.9109 (0.8780) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.5, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).

corregir la autocorrelación. Como se mencionó anteriormente, estimamos las especificaciones con hasta 12 rezagos y con cuatro medidas de la brecha de desempleo, sin embargo, sólo se presentan los resultados para los modelos con cero, uno y cuatro rezagos. Si bien el modelo rara vez muestra un efecto significativo para el efecto contemporáneo, con la única excepción de los modelos con un desfase que usan la brecha de desempleo para los empleados formales y un filtro *Band-Pass* (no se muestra), los efectos contemporáneos son negativos en todas las regresiones y de una magnitud similar a las encontradas por CEA (2014) y Stock (2014). Observamos una historia similar para los trabajadores en grupos de edad entre 25 y 44 años y 45 a 64 años, con la excepción del coeficiente de Hodrick-Prescott que fue positivo para individuos entre 25 y 44 años. Sin embargo, estos coeficientes tienen errores estándar grandes que a menudo son mayores que la magnitud del coeficiente. Además, a pesar de que encontramos un efecto positivo significativo en individuos entre 25 y 44 años, este efecto se presenta hasta el tercer rezago y es escasamente significativo al nivel del 10 por ciento.

El Cuadro 4 muestra los resultados de estimaciones similares para mujeres. A primera vista, encontramos poca evidencia del “efecto del trabajador agregado” al que hace referencia Duval y Orraca (2009) ya que no se tiene un coeficiente significativo para la brecha de desempleo, con la excepción del tercer rezago en la especificación (3) para mujeres entre 25 y 44 años, aunque es poco significativo al nivel del 10 %. Además, todos los efectos contemporáneos estimados son negativos, con la excepción de aquellos en los que la brecha de desempleo se estimó utilizando el filtro de Hodrick-Prescott, que fueron positivos. Sin embargo, estos coeficientes a menudo tienen errores estándar grandes que tienden a ser de mayor magnitud que el coeficiente en sí mismo.²² Como se muestra en la figura 2, la participación laboral femenina tiende a ser algo volátil durante el período de la muestra y se vio afectada por transformaciones radicales que impulsaron su crecimiento como se mencionó anteriormente, particularmente en educación. Estos cambios impulsaron la participación de las mujeres incluso después de la crisis de 2008, pero su efecto parece haber perdido fuerza para la segunda mitad de nuestra

²² La estimación obtenida del filtro *Band-Pass* también mostró coeficientes negativos para el efecto contemporáneo y algunas veces significativos al nivel de 5 %. Sin embargo, estos coeficientes fueron muy volátiles para modelos con cuatro rezagos y más. Los modelos con menores rezagos presentaron signos y magnitud similar a la brecha de desempleo para los trabajadores formales calculada por BANXICO (2017).

muestra. Por lo tanto, el uso de una forma funcional flexible para capturar cambios a largo plazo en la tasa de participación para analizar los efectos del ciclo económico es de vital importancia. Esto se refleja en la tendencia de la tasa de crecimiento de la tasa de participación que presenta una forma de *U* invertida durante el período de muestra en la mayoría de nuestras estimaciones. Como tal, la débil relación contracíclica encontrada en Duval y Orraca (2009) fue probablemente el resultado de una especificación imprecisa en la modelación de la tendencia temporal.²³

Los resultados de nuestras estimaciones para hombres, que se muestran en el Cuadro 5, son más claros. En todas las estimaciones, el efecto contemporáneo es negativo y significativo al nivel del 1 %, que es un patrón que también se observa en hombres de 45 a 64 años y en los otros grupos de edad también. Para el grupo de edad de 25 a 44 años, los coeficientes estimados, aunque no son estadísticamente significativos, también muestran un efecto negativo. No obstante, nuestras estimaciones no respaldan un efecto a largo plazo del ciclo económico en la tasa de participación, ya que incluso en los hombres donde encontramos los efectos más significativos, el efecto acumulado de la brecha de desempleo tiende a desvanecerse en el segundo trimestre, con la excepción de los modelos con uno y dos rezagos.

La menor respuesta al ciclo económico observado en los hombres entre 25 y 44 años puede estar vinculada a su mayor participación en el mercado informal, que va de la mano de la respuesta más baja que observamos en las mujeres. Según lo mencionado por Duval y Orraca (2009), estos grupos tienen una mayor tasa de participación en el sector informal que en otros segmentos de la población.²⁴ Según lo discutido por Chiquiar et al. (2017); Duval y Orraca (2009) entre otros, algunos trabajadores usan el mercado informal como un amortiguador durante las recesiones económicas. Por lo tanto, algunos trabajadores que perdieron su empleo en el mercado formal pueden preferir cambiarse al sector informal en lugar de abandonar la

²³ Como se mencionó anteriormente, en (Duval y Orraca, 2009) la tendencia temporal se modela con una tendencia lineal. Además, la relación contracíclica entre el ciclo económico y la tasa de participación de las mujeres que se encuentran en su trabajo sólo es significativa al nivel del 10 %.

²⁴ Aunque los hombres entre 15 y 24 años de edad tienen más probabilidades de participar en el mercado informal, existe una proporción aún mayor de ellos que asisten a la escuela. Según lo discutido por Aaronson et al. (2014), la decisión de asistir a la escuela puede estar relacionada con el ciclo económico. De tal manera, esto puede explicar por qué observamos un efecto procíclico más fuerte en este grupo de edad para los hombres.

Cuadro 4: Efectos estimados de los cambios en la brecha de desempleo sobre la tasa de cambio de la TPFL de mujeres, modelos semiparamétrico (efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha de desempleo, puntos porcentuales)

| | Total | | | | | |
|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------------|----------------------|----------------------|
| | BANXICO (2017) | | | Hodrick y Prescott (1997) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| u_t^{gap} | -0.1215 (0.6678) | -0.3007 (0.7071) | -0.5601 (0.7996) | 0.283304 (1.1813) | 0.074893 (1.1072) | 0.037043 (1.3727) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.5871 (0.5676) | 0.3596 (0.4396) | | 1.0117 (1.3152) | 1.4027 (1.5721) |
| u_{t-2}^{gap} | | | 0.0346 (0.7462) | | | 2.3178 (1.5136) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 1.8807 (1.2897) | | | 1.2121 (2.0608) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 0.7179 (0.9057) | | | 2.7967 (2.2953) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | -0.0886 (0.5527) | -0.2951 (0.5528) | -0.5540 (0.6499) | 0.6160 (1.3072) | 0.4389 (1.2686) | 0.5794 (1.5779) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.7329 (0.4807) | 0.4911 (0.3727) | | 1.2620 (1.3089) | 1.6576 (1.5715) |
| u_{t-2}^{gap} | | | 0.0986 (0.6424) | | | 1.9647 (1.5924) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 2.1196* (1.2331) | | | 1.6075 (2.1050) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 0.3369 (0.7641) | | | 2.5716 (2.3273) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | 0.273505 (0.5878) | 0.161922 (0.6096) | 0.11992 (0.7370) | 0.3339 (1.2360) | 0.0676 (1.1286) | 0.4663 (1.3254) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.751278 (0.6972) | 0.762762 (0.6652) | | 1.3953 (1.3701) | 2.1168 (1.5289) |
| u_{t-2}^{gap} | | | 0.498488 (0.9211) | | | 2.1493 (1.2196) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 2.3095* (1.2393) | | | 2.6321 (1.7575) |
| u_{t-4}^{gap} | | | 1.22413 (1.1475) | | | 2.5460 (1.9860) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.5, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).

Cuadro 5: Efectos estimados de los cambios en la brecha de desempleo sobre la tasa de cambio de la TPFL de hombres, modelo semiparamétrico (efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha de desempleo, puntos porcentuales)

| Total | | | | | | |
|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------------|------------------------|-----------------------|
| | BANXICO (2017) | | | Hodrick y Prescott (1997) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| u_t^{gap} | -0.5471*** (0.1808) | -0.5965*** (0.1889) | -0.5162** (0.1972) | -0.8653*** (0.2305) | -0.8854*** (0.2260) | -0.7792** (0.3039) |
| u_{t-1}^{gap} | | -0.3224 (0.2539) | -0.1775 (0.2507) | | -0.6881** (0.3176) | -0.4531 (0.4420) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.7332** (0.2863) | | | -0.5275 (0.3305) |
| u_{t-3}^{gap} | | | -0.2161 (0.2883) | | | -0.4565 (0.4964) |
| u_{t-4}^{gap} | | | -0.2007 (0.3085) | | | -0.1820 (0.5190) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | -0.00095 (0.0011) | -0.0012 (0.0012) | -0.00091 (0.0010) | -0.20538 (0.1739) | -0.20215 (0.1621) | -0.1896 (0.1839) |
| u_{t-1}^{gap} | | 0.0003 (0.0013) | 0.0011 (0.0012) | | -0.1176 (0.2061) | -0.1514 (0.2508) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.0019 (0.0016) | | | 0.0410 (0.2515) |
| u_{t-3}^{gap} | | | 0.0001 (0.0019) | | | 0.0014 (0.3109) |
| u_{t-4}^{gap} | | | -0.0012 (0.0017) | | | -0.1087 (0.3517) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| u_t^{gap} | -0.3910** (0.1797) | -0.4631** (0.1771) | -0.3784** (0.1793) | -0.8649** (0.3769) | -1.0027*** (0.3362) | -0.7078** (0.3276) |
| u_{t-1}^{gap} | | -0.1098 (0.2576) | 0.0460 (0.2501) | | -0.4130 (0.3624) | 0.1388 (0.4171) |
| u_{t-2}^{gap} | | | -0.3236 (0.3290) | | | -0.5575 (0.3423) |
| u_{t-3}^{gap} | | | -0.0626 (0.3030) | | | -0.3206 (0.4465) |
| u_{t-4}^{gap} | | | -0.0320 (0.3307) | | | 0.0259 (0.4185) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.5$, * $p < 0.1$

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).

fuerza laboral, especialmente para los grupos que ya tienen una mayor probabilidad de participar en este sector. Por lo tanto, se espera que estos grupos presenten una tasa de participación menos sensible.

4. Conclusiones

Este trabajo estudia el comportamiento de la TPFL entre 2005 y 2018, un período en el que la fuerza laboral y la economía experimentaron una serie de cambios y una fuerte recesión económica. En particular, analizamos los efectos del perfil cambiante de la fuerza laboral y del ciclo económico en la tasa de participación. Si bien esta relación ha sido ampliamente estudiada en la literatura, el presente trabajo contribuye al ser uno de los pocos que analiza este tema para un país en desarrollo.

Con respecto a los cambios de largo plazo de la población, encontramos que el marcado aumento en el nivel de educación ha impactado positivamente a la tasa de participación, especialmente en las mujeres, quienes han sido las principales contribuyentes a la tasa de participación agregada. De hecho, como nunca antes, las cohortes más jóvenes de mujeres están ingresando a la fuerza laboral en mayor cantidad. Este efecto, sin embargo, parece disminuir hacia el final de nuestra muestra. En contraste, los hombres mostraron una marcada disminución en su tasa de participación al igual que en otros países como Estados Unidos. Esta disminución coincide con un envejecimiento progresivo de la población que impactó negativamente a la tasa de participación. En general, el envejecimiento de la población tuvo un efecto modesto sobre la tasa de participación agregada entre 2005 y 2017, recortando alrededor de un cuarto de punto porcentual a la tasa de participación laboral, pero anticipamos que su importancia aumente en el mediano plazo a medida que la proporción de personas mayores en la población aumente.

Con respecto al ciclo económico, nuestros resultados sugieren que el ciclo económico tiene impactos modestos, si es que los hay, en la tasa de participación laboral. En particular, nuestras estimaciones que utilizan datos a nivel estatal sugieren que la tasa de participación laboral es procíclica de manera significativa, pero cuando se introduce una variable dependiente rezagada en el modelo, el efecto se reduce. Obtenemos un resultado similar cuando usamos un enfoque de

series de tiempo para el análisis. Sin embargo, al estudiar los efectos por género, encontramos un fuerte efecto significativo en los hombres, cuya tasa de participación laboral parece ser bastante procíclica. En el caso de las mujeres, a diferencia de la literatura previa, no encontramos evidencia de un comportamiento contracíclico de su tasa de participación laboral. De hecho, la mayoría de los coeficientes de los efectos del ciclo económico en su tasa de participación tienden a ser negativos, aunque no significativos. Como tal, las mujeres parecen exhibir una respuesta procíclica al ciclo económico en su tasa de participación, aunque esta respuesta parece más débil que la observada en los hombres. Llegamos a la conclusión de que el comportamiento contracíclico estadísticamente significativo de la tasa de participación de las mujeres que se encontró en trabajos anteriores muy probablemente se derivó de una especificación imprecisa del modelo que no permitía cambios no lineales en la tendencia a largo plazo.

Un resultado interesante, consistente con los hallazgos de trabajos anteriores, es que la tasa de participación de los grupos con mayor probabilidad de ingresar al sector informal, como las mujeres y los adultos jóvenes, parece insensible al ciclo económico. Esto sugiere que puede haber una interacción entre el mercado informal y la probabilidad de participar en los mercados laborales, pero este tema no se explora en el presente trabajo. Además, las razones detrás de la marcada reducción en la tasa de participación de los hombres, que ahora es una tendencia confirmada, sigue siendo una pregunta abierta.

Referencias

- Aaronson, S., T. Cajner, B. Fallick, F. Galbis-Reig, C. Smith, y W. Wascher (2014). “Labor Force Participation: Recent Developments and Future Prospects”, *Brookings Papers on Economic Activity* Vol. (2); 197–255.
- Águila, E. (2014). “Male Labor Force Participation and social Security in Mexico”, *Journal of Pension Economics and Finance* Vol. (02), 145–171.
- Álvarez, L. J. (2017, January). “Business Cycle Estimation with High-Pass and Band-Pass Local Polynomial Regression”, *Econometrics* Vol. (1), 1–11.
- Arellano, M. y S. Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies* Vol. (2), 277–297.
- Arellano, M. y O. Bover (1995). “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics* Vol. (1), 29–51.
- Balleer, A., R. Gómez-Salvador, y J. Turunen (2009). “Labour Force Participation in the Euro Area: a Cohort based Analysis”, Working Papers Series 1049, European Central Bank.
- BANXICO (2017). Consideraciones sobre la Evolución Reciente de la NAIRU y de la Holgura del Mercado Laboral en México. *Informe Trimestral de Inflación, Cuarto Trimestre de 2016*, 45–49.
- Barnett, R. (2007). “Trend Labour Supply in Canada: Implications of Demographic Shifts and the Increasing Labour Force Attachment of Women”, *Bank of Canada Review* Vol. (Summer), 5–18.
- Camarero, M., J. Carrión-i Silvestre, y C. Tamarit (2008). “Unemployment Hysteresis in Transition Countries: Evidence using Stationarity Panel Tests with Breaks”, *Review of Development Economics* Vol. (3), 620–635.

- Campos-Vázquez, R. M. y R. Vélez-Grajales (2014). “Female Labour Supply and Intergenerational preference formation: Evidence for Mexico. *Oxford Development Studies* Vol. (4), 553–569.
- CEA (2014). “The Labor Force Participation Rate since 2007: Causes and Policy Implications”. Report by the Council of Economic Advisers, Executive Office of the President of the United States.
- CEA (2016). “The Long-term Decline in Prime-Age Male Labor Force Participation”. Report by the Council of Economic Advisers, Executive Office of the President of the United States.
- Chiquiar, D., E. Covarrubias, y A. Salcedo (2017). “Labor Market Consequences of Trade Openness and Competition in Foreign Markets. Working Papers 2017-01, Banco de México.
- Christiano, L. y T. Fitzgerald (2003). “The Band Pass Filter”, *International Economic Review* Vol. (2), 435–465.
- CONAPO (2006). *Proyecciones de la población de México 2005-2050*. Technical Report, Consejo Nacional de Población.
- Cutler, J. y K. Turnbull (2001). *A Disaggregated Approach to Modelling UK Labour Force Participation*. Discussion Papers 04, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Dávalos, M. E., G. Esquivel, L. F. López-Calva, y C. Rodríguez-Castelán (2015). Convergence with Stagnation: Mexico’s Growth at the Municipal level 1990-2010. Working Paper Series Sobre México 2015001, Sobre México. Temas en economía.
- Delajara, M. (2012). “Sincronización entre los Ciclos Económicos de México y Estados Unidos: Nuevos Resultados con Base en el Análisis de los Índices Coincidentes Regionales de México”. Working Paper 2012-01, Banco de México.

- Dell, M. (2005). “Widening the Border: The impact of NAFTA on Female Labor Force Participation in Mexico”. Unpublished B.A. dissertation, Harvard University, Cambridge, MA.
- Duval, R. y P. Orraca (2009). “A Cohort Analysis of Labor Participation in Mexico, 1987-2009”. IZA Discussion Papers 4371, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Erceg, C. J. y A. T. Levin (2014). “Labor Force Participation and Monetary Policy in the Wake of the Great Recession”. *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. (52), 3–49.
- Fernald, J., R. E. Hall, J. Stock, y M. Watson (2017). The disappointing recovery of output after 2009. NBER Working Papers 23543, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Fussell, M. E. y R. M. Zenteno (1997). *Spatial Differences in Wage and Non-Wage Female Labor Force Participation in Mexico*. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin–Madison.
- Hamilton, J. D. (2017, May). *Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter*. Working Paper 23429, National Bureau of Economic Research.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott (1997). “Postwar u.s business cycles: An empirical investigation”. *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. (1), 1–16.
- Hotchkiss, J. L. y F. Rios-Avila (2013). Identifying Factors behind the Decline in the U.S. Labor Force Participation Rate. *Business and Economic Research* (1), 257–275.
- Humphrey, D. D. (1940). Alleged. ”Additional Workers” the Measurement of Unemployment. *Journal of Political Economy* Vol. (3), 412–419.
- ILO (2016). Key Indicators of the Labour Market. Online database, International Labour Organization.
- IMF (2014). United States: Selected Issues. Technical Report Country Report no. 14/222, International Monetary Found.

- INEGI. Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. [database], Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- INEGI (2007). *Conociendo la base de datos de la ENOE*. Data base Description, Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- Jaumotte, F. (2003). *Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries*. OECD Economics Department Working Papers 376, OECD Publishing.
- Juárez, L. y T. Pfütze (2015). “The effects of a noncontributory pension program on labor force participation: The case of 70 y Más in México”, *Economic Development and Cultural Change* Vol. (4), 685–713.
- Judson, R. y A. L. Owen (1997). “Estimating dynamic panel data models: a practical guide for macroeconomists”. Finance and Economics Discussion Series 1997-3, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Lazear, E. P. y J. R. Spletzer (2012). *The United States Labor Market: Status Quo or A New Normal?* Working Papers 12-28, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.
- Partida-Bush, V. (2005). *Demographic Transition, Demographic Bonus and Ageing in Mexico*. National Council on Population, Mexico.
- Robinson, P. (1988). “Root-N-Consistent Semiparametric Regression”. *Econometrica* Vol. (4), 931–54.
- Schweitzer, M. y D. Tinsley (2004). *The UK Labour Force Participation Rate: Business Cycle and Trend Influences*. Bank of England working papers 228, Bank of England.
- Shierholz, H. (2012). “Labor Force Participation: Cyclical versus structural changes since the start of the Great Recession”. *Economic Policy Institute Issue Brief 333*, 1–22.

Srinivasan, N. y P. Mitra (2012). "Hysteresis in unemployment: Fact or fiction?" Economics Letters Vol. (3), 419–422.

Stock, J. H. (1989). "Nonparametric Policy Analysis", Journal of the American Statistical Association Vol. (406), 567–575.

Stock, J. H. (2014). Discussion of "Labor Force Participation: Recent Developments and Future Prospects" by Stephanie Aaronson et al. Brookings Papers on Economic Activity Vol. (2), 261–271.

Stock, J. H. y M. W. Watson (2016). Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics.

Van Gameren, E. (2008). Labor Force Participation of Mexican Elderly: The Importance of Health. Estudios Económicos Vol. (1), 89–127.

Apéndice A Resultados usando la brecha del producto

Cuadro A1: Efectos estimados de los cambios en la brecha del producto (crecimiento del PIB) sobre la TPFL agregada, modelo semiparamétrico (efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha del producto, puntos porcentuales)

| | Total | | | | | |
|-----------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------------|-----------------------|---------------------|
| | BANXICO (2017) | | | Hodrick y Prescott (1997) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| $\Delta \ln GDP_{t}^{gap}$ | -0.0025 (0.0193) | -0.0010 (0.0158) | -0.0151 (0.0165) | 0.1154 (0.0328) | 0.0802 (0.0438) | -0.2853 (0.5823) |
| $\Delta \ln GDP_{t1}^{gap}$ | | 0.0425** (0.0207) | 0.0324 (0.0237) | | 0.1312*** (0.0395) | 0.6554 (1.2080) |
| $\Delta \ln GDP_{t2}^{gap}$ | | | -0.0003 (0.0358) | | | -0.6652 (1.3150) |
| $\Delta \ln GDP_{t3}^{gap}$ | | | 0.0134 (0.0439) | | | 0.3255 (0.5537) |
| $\Delta \ln GDP_{t4}^{gap}$ | | | 0.0229 (0.0519) | | | -0.1321 (0.1504) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_{t}^{gap}$ | 0.0079 (0.0226) | 0.0087 (0.0214) | -0.0131 (0.0161) | 0.0713** (0.0301) | 0.0902** (0.0389) | -0.1748 (0.4656) |
| $\Delta \ln GDP_{t1}^{gap}$ | | 0.0316 (0.0273) | 0.0107 (0.0245) | | 0.0641* (0.0344) | 0.3462 (0.9871) |
| $\Delta \ln GDP_{t2}^{gap}$ | | | -0.0429 (0.0325) | | | -0.3902 (1.0869) |
| $\Delta \ln GDP_{t3}^{gap}$ | | | -0.0285 (0.0370) | | | 0.1067 (0.4572) |
| $\Delta \ln GDP_{t4}^{gap}$ | | | -0.0379 (0.0439) | | | -0.1400 (0.1068) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_{t}^{gap}$ | 0.0086 (0.0187) | 0.0099 (0.0169) | -0.0086 (0.0138) | 0.0898 (0.0328) | 0.0763 (0.0466) | 0.11152 (0.5142) |
| $\Delta \ln GDP_{t1}^{gap}$ | | 0.0467* (0.0254) | 0.0362 (0.0242) | | 0.0963** (0.0396) | -0.0492 (1.0461) |
| $\Delta \ln GDP_{t2}^{gap}$ | | | -0.0070 (0.0282) | | | 0.0470 (1.1684) |
| $\Delta \ln GDP_{t3}^{gap}$ | | | 0.0180 (0.0363) | | | 0.0925 (0.4957) |
| $\Delta \ln GDP_{t4}^{gap}$ | | | 0.0268 (0.0423) | | | -0.0436 (0.1601) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.5, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).

Cuadro A2: Efectos estimados de los cambios en la brecha del producto (crecimiento del PIB) sobre la tasa de cambio de la TPFL de mujeres, modelo semiparamétrico (Efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha del producto, puntos porcentuales)

| | Total | | | | | |
|------------------------------|---------------------------|--------------------|---------------------|--------------------------------|-----------------------|---------------------|
| | Hodrick y Prescott (1997) | | | Christiano y Fitzgerald (2003) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | 0.0099 (0.0509) | 0.0120 (0.0465) | -0.0242 (0.0387) | 0.1958*** (0.0725) | 0.1978*** (0.0983) | -0.0594 (1.1498) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0736 (0.0623) | 0.0406 (0.0597) | | 0.1956** (0.0813) | 0.3260 (2.4297) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | -0.0547 (0.0824) | | | -0.3323 (2.6142) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | -0.0369 (0.0983) | | | 0.2081 (1.0950) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | -0.0341 (0.1142) | | | -0.2178 (0.2515) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | 0.0401 (0.0482) | 0.0411 (0.0472) | 0.0013 (0.0383) | 0.1584** (0.0730) | 0.2082** (0.0899) | -0.0309 (1.0266) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0689 (0.0634) | 0.0355 (0.0587) | | 0.1394 (0.0839) | 0.1272 (2.1794) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | -0.0711 (0.0797) | | | -0.2277 (2.3814) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | -0.0389 (0.0902) | | | 0.0390 (0.9894) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | -0.0554 (0.1091) | | | -0.2850 (0.2273) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | 0.0228 (0.0472) | 0.0246 (0.0450) | -0.0184 (0.0346) | 0.1797** (0.0677) | 0.2262** (0.1015) | 1.0480 (0.8951) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0740 (0.0706) | 0.0220 (0.0670) | | 0.1644** (0.0685) | -1.6036 (1.8686) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | -0.0652 (0.0662) | | | 1.7523 (1.9713) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | -0.0662 (0.0871) | | | -0.4637 (0.8294) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | -0.0645 (0.0957) | | | 0.0675 (0.2585) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.5, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).

Cuadro A3: Efectos estimados de los cambios en la brecha del producto (crecimiento del PIB) sobre la tasa de cambio de la TPFL de hombres, modelo semiparamétrico (Efectos acumulados por un aumento de 1 % en la brecha del producto, puntos porcentuales)

| | Total | | | | | |
|------------------------------|---------------------------|-----------------------|------------------------|--------------------------------|-----------------------|---------------------|
| | Hodrick y Prescott (1997) | | | Christiano y Fitzgerald (2003) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | -0.0083 (0.0102) | -0.0069 (0.0080) | -0.0077 (0.0103) | 0.0599 (0.0205) | -0.0021 (0.0261) | -0.3050 (0.4097) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0290*** (0.0083) | 0.0382*** (0.0122) | | 0.0875*** (0.0254) | 0.6062 (0.8273) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | 0.0334* (0.0176) | | | -0.6128 (0.9410) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | 0.05364** (0.0236) | | | 0.3051 (0.3972) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | 0.0697** (0.0269) | | | -0.0747 (0.1128) |
| 25 a 44 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | -0.0104 (0.0069) | -0.0098 (0.0061) | -0.0199*** (0.0059) | 0.0149 (0.0126) | 0.0188 (0.0221) | -0.0501 (0.1816) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0073 (0.0082) | -0.0048 (0.0066) | | 0.0155 (0.0106) | 0.1414 (0.3805) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | -0.0266** (0.0111) | | | -0.1887 (0.4469) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | -0.0237** (0.0110) | | | 0.0892 (0.0201) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | -0.0350** (0.0165) | | | -0.0424 (0.0564) |
| 45 a 64 años | | | | | | |
| $\Delta \ln GDP_t^{gap}$ | -0.0074 (0.0083) | -0.0063 (0.0078) | -0.0168 (0.0116) | 0.5134* (0.0286) | 0.0171 (0.0311) | -0.3799 (0.3755) |
| $\Delta \ln GDP_{t-1}^{gap}$ | | 0.0244* (0.0131) | 0.0266** (0.0126) | | 0.0650* (0.0342) | 0.8326 (0.8133) |
| $\Delta \ln GDP_{t-2}^{gap}$ | | | -0.0048 (0.0198) | | | -0.9139 (0.9612) |
| $\Delta \ln GDP_{t-3}^{gap}$ | | | 0.0318 (0.0273) | | | 0.4201 (0.4394) |
| $\Delta \ln GDP_{t-4}^{gap}$ | | | 0.0284 (0.0295) | | | -0.1031 (0.1199) |

Las estimaciones usan datos ajustados por estacionalidad. Errores estándar de Newey-West en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.5, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios con datos del INEGI y BANXICO (2017).