

**EFECTOS HETEROGÉNEOS DE LA PANDEMIA DEL
COVID-19 SOBRE EL EMPLEO FEMENINO Y
MASCULINO EN MÉXICO**

**HETEROGENEOUS EFFECTS OF THE COVID-19
PANDEMIC ON MEXICO'S FEMALE AND
MALE EMPLOYMENT**

Daniel Chiquiar

Instituto Tecnológico Autónomo de México

Aldo Heffner

Banco de México

Resumen: Se descompone el diferencial entre las caídas del empleo femenino y masculino durante la pandemia en México. Una parte importante del diferencial se asocia a una contracción de la oferta de trabajo de mujeres casadas con menores de edad en el hogar. Otra se deriva de una caída más pronunciada del empleo femenino informal a lo largo de los diferentes sectores de actividad y de manera independiente a la composición sectorial que tenía el empleo al inicio de la pandemia. La mayor proporción inicial de empleos femeninos en las actividades que fueron más afectadas no contribuye de manera importante.

Abstract: We decompose the differential between the females' and males' employment decreases during the pandemic in Mexico. An essential part of the differential is associated with a labor supply contraction of married females with children in their household. Another part reflects a larger across-the-board decrease in female informal employment levels, independently of the initial composition of gender employment across sectors. The larger initial share of female employment in the most affected sectors does not have a significant contribution.

Clasificación JEL/JEL Classification: D10, E24, J16, J22

Palabras clave/keywords: COVID-19 pandemic, females' labor supply, labor market gender equality

Fecha de recepción: 9 XII 2022 *Fecha de aceptación:* 15 V 2023

<https://doi.org/10.24201/ee.v39i1.446>

1. Introducción

La pandemia del COVID-19 provocó una profunda recesión global y, con ello, un deterioro importante en las condiciones de los mercados laborales de los países. Las consecuencias inmediatas de este evento sobre los mercados laborales parecieron haber sido de una mayor magnitud y con características distintas a las respuestas que estos mercados normalmente presentaban en recesiones anteriores. En particular, en diversos países, incluido México, se observó una caída relativamente más pronunciada y duradera del empleo y la participación laboral de las mujeres que de los hombres. Esto contrasta con episodios recesivos del pasado, en los que típicamente las reducciones del empleo masculino se veían acompañadas por menores caídas, o incluso incrementos, en la participación femenina en el mercado laboral (Albanesi y Kim, 2021; Djankov *et al.*, 2021; Adams-Prassi *et al.*, 2020; Kikuchi *et al.*, 2021; Farré *et al.*, 2020).

Este fenómeno pudo haber sido resultado del hecho de que la recesión global derivada de la pandemia fue en parte consecuencia de las decisiones explícitas de los gobiernos de restringir significativamente un gran número de actividades productivas (incluyendo la operación de las escuelas y guarderías), así como de las decisiones de los hogares de aplicar medidas de distanciamiento social. Debido a ello, hay dos posibles razones por las que la recesión derivada del COVID-19 pudo haber provocado efectos distintos a lo observado en recesiones previas sobre el empleo y la participación femenina (Alon *et al.*, 2020).

En primer lugar, la demanda de trabajo proveniente de diversos servicios que implican un alto grado de interacción personal y que al inicio de la pandemia tendían a concentrar una mayor proporción del empleo femenino, tales como restaurantes, hoteles, esparcimiento y comercio al por menor, entre otros, fue más afectada que la de otros sectores y en mayor magnitud que en recesiones previas. En segundo, la pandemia pudo haber tenido efectos distintos a los observados en recesiones anteriores sobre las decisiones de oferta laboral en los hogares como consecuencia del cierre de guarderías y centros educativos.

En relación con este punto, la literatura ha identificado la existencia de un efecto ingreso que conduce a que, ante el mayor riesgo de que el jefe de familia pierda su empleo y, por ende, se afecte la fuente principal de ingresos del hogar, la oferta laboral femenina tiende a aumentar en recesiones (Shore, 2010; Albanesi, 2019; Ellieroth, 2019). La evidencia existente sugiere que, en el caso de México dicho efecto es significativo, de mayor magnitud en recesiones que en expansiones, y tiende a dominar al efecto sustitución negativo sobre la oferta laboral femenina que podría derivarse del hecho de que en las recesiones

los salarios percibidos en el mercado laboral disminuyen (Parker y Skoufias, 2004).¹ Esto conducía a que, independientemente de su tendencia de largo plazo, en la frecuencia correspondiente al ciclo económico la oferta de trabajo femenina normalmente presentara un comportamiento contracíclico (Serrano *et al.*, 2018). En el episodio derivado de la pandemia, no obstante, esta reacción contracíclica pudo haberse visto contrarrestada por el hecho de que se incrementó la necesidad de que algún adulto permaneciera en el hogar para dedicarse al cuidado y atención de los menores de edad, que se vieron imposibilitados de atender a las escuelas o guarderías. En efecto, la evidencia existente sugiere que la mayor disponibilidad de guarderías públicas y de guarderías privadas a costos bajos había tenido un efecto causal positivo y de tamaño relevante sobre la participación femenina en el mercado de trabajo en México en los años previos a la pandemia (Calderón, 2014; López Acevedo *et al.*, 2021; Talamas Marcos, 2022). En este contexto, el cierre de guarderías y centros educativos durante este episodio pudo haber conducido a que, a diferencia de recesiones previas, la oferta laboral femenina, sobre todo de las mujeres con hijos, se contrajera en lugar de expandirse.²

Algunos trabajos previos ya han documentado las consecuencias heterogéneas que tuvo la pandemia sobre los niveles de empleo femenino y masculino en México y han presentado evidencia que podría favorecer a cada una de las dos posibles explicaciones descritas

¹ En la literatura, estos efectos se conocen respectivamente como el del trabajador añadido (“added worker effect”) y el del trabajador desanimado (“discouraged worker effect”). Gong y van Soest (2002) presentan estimaciones de las elasticidades sustitución (positiva respecto al salario) e ingreso (negativa respecto al ingreso familiar) de la oferta de trabajo femenina en la Ciudad de México, basadas en un modelo de optimización de la trabajadora que toma en cuenta los ingresos de todos los miembros del hogar (incluyendo el propio) y la estructura familiar.

² Podría preguntarse por qué la decisión de permanecer en la vivienda a hacerse cargo de los menores de edad haya recaído más en las madres que en los padres de familia. Si se considera que en general en los mercados laborales se observa un diferencial salarial que en promedio implica un mayor salario para los hombres (Cortés y Pan, 2020), entonces es posible asumir que, al inicio de la pandemia, el costo de oportunidad de que las madres sacrificaran su empleo, en lugar de los hombres, haya sido menor en una mayoría de hogares. Otra razón de ello podría ser de tipo histórico-cultural, en el sentido de que pueden existir “roles” pre establecidos para las responsabilidades femeninas y masculinas dentro del hogar.

anteriormente como causales relevantes de dicho comportamiento.³ Filipo *et al.* (2021) documentan la mayor predominancia de ocupaciones femeninas, especialmente informales, en las actividades más afectadas, y concluyen que éste es el principal motivo de la mayor afectación sobre el empleo de las mujeres durante este episodio. Por su parte, Juárez y Villaseñor (2022) encuentran que en los primeros meses de la pandemia las mujeres con menores de edad en el hogar contrajeron en mayor grado su oferta de trabajo, en términos relativos a las mujeres sin menores de edad en el hogar y a los hombres, sugiriendo que los factores de oferta de trabajo pudieron haber tenido una alta relevancia. Hoehn-Velasco *et al.* (2022) también encuentran un efecto significativo de la pandemia sobre el tiempo asignado por las madres de familia al cuidado de los niños en edad escolar, si bien dicho efecto se identifica como muy transitorio, con una duración de únicamente un trimestre. Estos autores, no obstante, reconocen que el efecto específico de la pandemia sobre la asignación del tiempo de los integrantes del hogar es difícil de identificar, dada la tendencia negativa preexistente en el tiempo que las mujeres asignaban a las labores domésticas y cuidados de otros miembros del hogar.

Este trabajo contribuye a la literatura anterior, al cuantificar la importancia relativa que pudieron haber tenido los factores de demanda y de oferta descritos anteriormente como determinantes de la heterogeneidad con la que respondieron los niveles de empleo femenino y masculino en México durante los primeros tres trimestres de la pandemia. Para ello, se realiza un análisis de regresión con información proveniente de una muestra de trabajadores ocupados en el último trimestre de 2019, en la que la caída del empleo femenino fue 17.7 puntos porcentuales mayor a la del masculino. Con los resultados de dichas regresiones, se realizan ejercicios de descomposición que buscan identificar la contribución sobre dicho diferencial que pudieron haber tenido, por un lado, las diferencias en la composición sectorial del empleo femenino y el masculino y, por el otro, una posible contracción de la oferta de trabajo femenina.

Los resultados sugieren que la mayor proporción de ocupaciones

³ Algunos estudios llevados a cabo con datos provenientes de otros países sugieren que la heterogeneidad con la que se contrajo la demanda de trabajo en diferentes sectores fue más relevante (Djankov *et al.*, 2021; Barkowski *et al.*, 2021; Furman *et al.*, 2021; Heggeness, 2020), mientras que otros argumentan que una contracción de la oferta de trabajo femenina pudo haber sido el factor dominante (Landivar *et al.*, 2020; Albanesi y Kim, 2021; Aaronson *et al.*, 2021; Lim y Zabec, 2021; Alon *et al.*, 2022).

femeninas informales en los sectores que fueron más afectados únicamente puede explicar alrededor de 2 puntos porcentuales del diferencial mencionado. En contraste, más de una tercera parte de dicho diferencial parece derivarse de una contracción de la oferta de trabajo de las mujeres casadas. En particular, se encuentra que la reducción de la participación de las mujeres casadas con menores de edad en el hogar aporta alrededor de 5 puntos del diferencial, mientras que la contribución derivada de una menor oferta de trabajo de mujeres casadas sin menores de edad en su hogar es de poco menos de 2 puntos. La mayor parte del resto del diferencial parece estar asociada con el hecho de que el ajuste de la planta laboral de los sectores más afectados, de manera independiente de la composición sectorial del empleo por género, recayó en mayor grado en el empleo informal femenino (posiblemente caracterizado por ocupaciones más flexibles, de índole más temporal y posiblemente con menores costos de despido) que en el masculino.

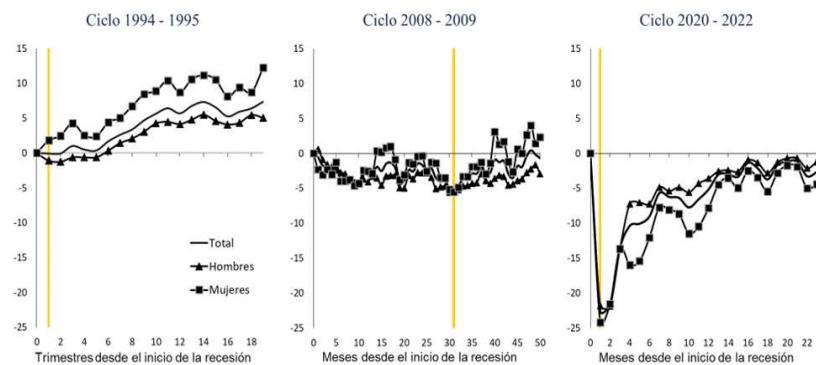
El trabajo está estructurado como se describe a continuación. La segunda sección describe brevemente la experiencia de los mercados laborales en México durante la pandemia. La tercera sección lleva a cabo un análisis estadístico con información proveniente de una muestra de trabajadores para identificar la importancia relativa de distintos factores que pudiesen explicar el diferencial entre las caídas del empleo y de la participación de las mujeres y de los hombres en México. La cuarta sección presenta las conclusiones del estudio.

2. Evolución del empleo en México durante la pandemia

La experiencia de México durante la pandemia fue similar a lo observado en Estados Unidos y otros países. A diferencia de recesiones previas, durante la pandemia, la ocupación femenina en el mercado laboral cayó más notoriamente y de manera más duradera que la masculina (Filipo *et al.*, 2021). Esto se ilustra en la gráfica 1, en la que se compara la evolución de la tasa de empleo a población en edad de trabajar masculina y femenina en México durante la recesión inducida por la pandemia con lo observado en las recesiones de 1995 y de 2008. Como puede apreciarse, en los episodios recesivos previos la ocupación femenina aumentó (1995) o cayó menos que la masculina (2009), mientras que en la recesión asociada al COVID-19 se observó que la tasa de empleo a población en edad de trabajar femenina se ha venido recuperando más lentamente y se ha ubicado sistemáticamente

por debajo de la tasa masculina.⁴

Gráfica 1
Cambio en la razón de ocupación a población en edad de trabajar respecto del inicio de cada recesión, por género



Notas: La línea vertical indica la variación porcentual mínima en la razón de ocupación total. El ciclo 1994-1995 inicia en 1995-T1. El ciclo 2008-2009 comienza en junio de 2008. El ciclo 2020-2021 inicia en marzo de 2020. La información relacionada con el ciclo 1994-1995 corresponde a las 48 principales áreas urbanas a partir de información trimestral de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). La información relacionada con los ciclos 2008-2009 y 2020-2021 corresponde a la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENO) y la Encuesta Telefónica de Ocupación y Empleo (ETOE).

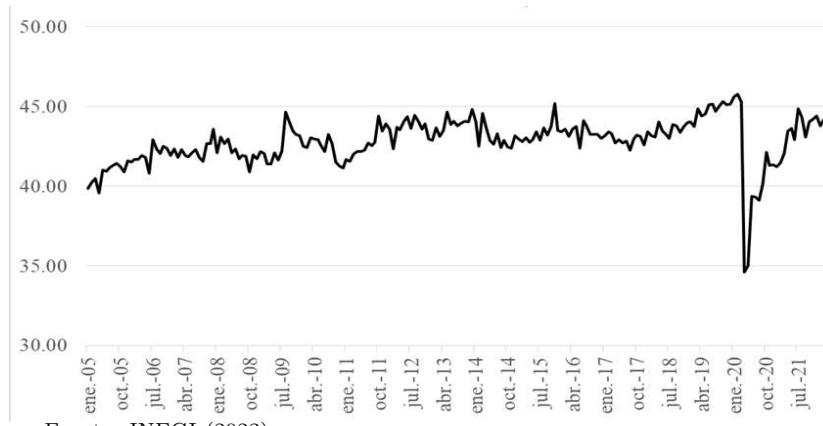
Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2022).

Es importante destacar que, si bien hubo cierto incremento en las tasas de desempleo abierto, la variable que se ajustó en mayor magnitud durante la pandemia fue la tasa de participación (Hoehn-Velasco *et al.*, 2022). Es decir, el número de trabajadores que salieron de la fuerza laboral al perder su empleo durante los primeros trimestres de

⁴ La gráfica muestra, para cada episodio recesivo, el nivel observado en las tasas de empleo a población en edad de trabajar masculinas y femeninas en cada mes posterior al inicio de la recesión, en términos relativos al nivel observado al inicio de cada recesión. En el caso de la recesión de 1995, la gráfica identifica trimestres a partir del inicio de la recesión. También se muestra con una línea vertical el nivel mínimo alcanzado por la tasa de empleo a población en edad de trabajar de cada episodio.

la pandemia superó significativamente al de los que permanecieron activamente buscando una nueva ocupación. Así, como se aprecia en la gráfica 2, la pandemia provocó una interrupción del proceso de gradual incorporación de las mujeres a la fuerza laboral mexicana que venía observándose previamente, el cual a su vez reflejaba los aumentos en el nivel educativo de las mujeres, una mayor oferta de guarderías y salarios más favorables en el sector servicios (López-Acevedo *et al.*, 2021). Esto cobra especial relevancia si se toma en cuenta que, a pesar de los avances al respecto, México aún mostraba niveles de participación femenina muy inferiores a muchos otros países justo antes de la pandemia.⁵

Gráfica 2
Tasa de participación femenina (% de la población de 15 o más años, datos desestacionalizados)



Fuente: INEGI (2022).

El cuadro A1, en el Apéndice 1, resume la información a nivel agregado acerca de la composición del empleo masculino y del femenino por sector de actividad antes de que se desatara la pandemia (cuarto trimestre de 2019), así como la evolución de los niveles de empleo al tercer trimestre de 2020 y, posteriormente, al último trimestre

⁵ Según la comparación internacional realizada por Djankov *et al.* (2021), México, junto con Turquía, son los dos países que inmediatamente antes de la pandemia mostraron el menor nivel de participación femenina, en términos relativos a la masculina, dentro de una muestra de más de 40 países.

de 2021. Como puede apreciarse, en más de la mitad de los sectores productivos, el empleo femenino cayó más (o se expandió menos) que el masculino durante este periodo. Si se consideran los sectores cuyo empleo total cayó en más de 10% en ese periodo como los más afectados, destaca que con excepción del sector de alojamiento, alimentos y bebidas, donde la caída del empleo femenino y el masculino fue similar, en todos los demás sectores de este grupo (comercio al por menor; transporte, correos y almacenamiento; servicios inmobiliarios; servicios profesionales; actividades culturales y esparcimiento; y otros servicios) la caída de la ocupación de mujeres fue proporcionalmente mayor a la de hombres. Adicionalmente, como lo documentan Filipo *et al.* (2021), en más de la mitad de estos sectores existía una mayor proporción inicial de empleo femenino informal que masculino. En ese contexto es relevante enfatizar que estos autores también muestran que en general el empleo informal cayó más que el formal, y que hacia dentro del empleo informal las ocupaciones femeninas fueron más afectadas que las masculinas durante la pandemia.

Lo descrito anteriormente podría indicar que, como lo sugieren dichos autores, factores de demanda tales como la mayor facilidad de ajustar el empleo informal que el formal y la mayor fracción de mujeres ocupadas informalmente dentro de las actividades más afectadas al inicio de la pandemia podrían explicar parcialmente la heterogeneidad con la que fue afectado el empleo femenino y masculino durante este episodio.

No obstante, parecería que también existieron elementos por el lado de la oferta de trabajo que influyeron en la caída del empleo femenino. El cuadro 1 resume la evolución del empleo para grupos de trabajadores definidos por su género y sus condiciones familiares. Se aprecia heterogeneidad en el comportamiento del empleo femenino: mientras que del cuarto trimestre de 2019 al tercero de 2020 el empleo de mujeres solteras y casadas con hijos se redujo en más de 10%, el de mujeres casadas sin hijos aumentó en 16%.⁶ Más aun, mientras que para el final de 2021 el empleo de mujeres solteras y casadas, en ambos casos sin hijos, ya superaba los niveles previos a la pandemia en 6.5% y 20.9%, respectivamente, el de mujeres solteras con hijos se recuperó más moderadamente (3.2%), mientras que el de mujeres casadas con hijos siguió ubicándose 3.1% por debajo de lo observado

⁶ A lo largo de este trabajo, se considerará a un individuo como soltero si se encuentra efectivamente soltero, o si está divorciado o viudo. Por su parte, se clasifican como casados a los individuos efectivamente casados, así como a los que viven en unión libre.

antes de la pandemia.

Cuadro 1
*Empleo total, femenino y masculino, por condición familiar
(cifras observadas)*

| <i>Miles de personas, s.o.</i> | | | |
|---------------------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | <i>2019-IV</i> | <i>2020-III</i> | <i>2021-IV</i> |
| <i>Hombres</i> | 33 441 | 31 617 | 34 287 |
| Solteros | 11 155 | 10 815 | 12 108 |
| Casados | 22 286 | 20 802 | 22 179 |
| <i>Mujeres</i> | 21 901 | 19 197 | 22 283 |
| Solteras sin hijos | 4 785 | 4 073 | 5 097 |
| Casadas sin hijos | 981 | 1 140 | 1 186 |
| Solteras con hijos | 5 820 | 5 215 | 6 006 |
| Casadas con hijos | 10 316 | 8 767 | 9 995 |
| <i>Variación % respecto a 2019-IV</i> | | | |
| | <i>2019-IV</i> | <i>2020-III</i> | <i>2021-IV</i> |
| <i>Hombres</i> | | -5.5 | 2.5 |
| Solteros | | -3.1 | 8.5 |
| Casados | | -6.7 | -0.5 |
| <i>Mujeres</i> | | -12.3 | 1.7 |
| Solteras sin hijos | | -14.9 | 6.5 |
| Casadas sin hijos | | 16.3 | 20.9 |
| Solteras con hijos | | -10.4 | 3.2 |
| Casadas con hijos | | -15.0 | -3.1 |

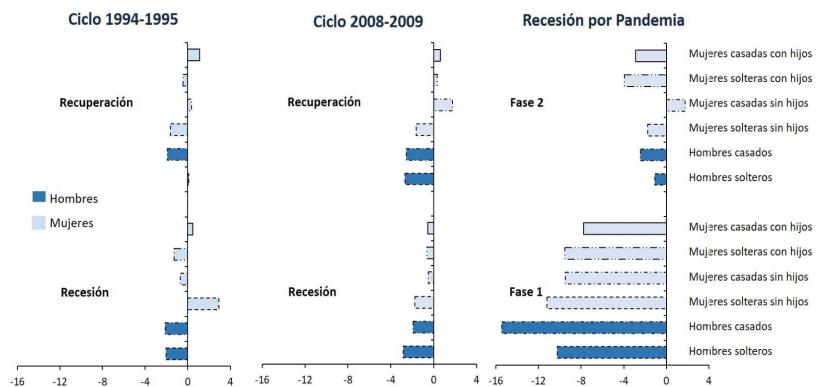
Nota: s.o. significa series observadas.

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2022).

Para complementar lo anterior, la gráfica 3 compara las caídas respecto al primer trimestre de 2020 de la razón del empleo a la población en edad de trabajar masculina y femenina para distintos grupos definidos en términos de su estado civil y de la presencia o ausencia de hijos, tanto para el periodo inmediatamente después del

inicio de la pandemia (“primera fase”, en el segundo trimestre de 2020), como para el periodo de recuperación entre el tercer trimestre de 2020 y el cuarto de 2021. Este comportamiento se compara a su vez con la evolución de dichas razones durante las fases de caída y de recuperación en las recesiones de 1995 y de 2009.

Gráfica 3
*Cambio en puntos porcentuales en la razón de ocupación
a población en edad de trabajar respecto del nivel pre-recesión
por género y situación familiar*



Notas: Para el ciclo 1994-1995, pre-recesión corresponde a 1994-T4, recesión a 1995-T1 - 1995-T2 y recuperación a 1995-T3 - 1996-T4. Para el ciclo 2008-2009, pre-recesión se refiere a 2008-T2 - 2008-T3, recesión a 2008-T4 - 2009-T2 y recuperación a 2009-T3 - 2012-T4. Para el ciclo 2020-2022, pre-recesión corresponde a 2020-T1, fase 1 a 2020-T2 y fase 2 a 2020-T3 - 2021-T4.

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2022).

Como puede apreciarse, al inicio de la pandemia todos los grupos mostraron una caída importante en sus niveles de empleo. No obstante, una vez que se añaden los meses correspondientes al tercer trimestre de 2020 y a la recuperación posterior, se aprecia que mientras que el empleo de hombres y de mujeres sin hijos empezó a re establecerse, el de las mujeres con hijos, ya sean solteras o casadas, permaneció más bajo que el resto. Esto contrasta con lo observado en las recesiones de 1995 y de 2009, cuando la razón de empleo a población en edad de trabajar femenina, especialmente de las casadas, había aumentado. De manera congruente con Juárez y Villaseñor (2022), esto es acorde a la hipótesis de que, si bien en recesiones

previas la participación femenina aumentaba con el objeto de mitigar las potenciales consecuencias de un ambiente recesivo sobre los ingresos del hogar, en la pandemia este motivo pudo haber sido contrarrestado por la decisión de muchas mujeres de salir de la fuerza laboral para atender las necesidades de los menores de edad que, ante el confinamiento, permanecieron en el hogar.

3. Análisis estadístico

En esta sección se identifica la contribución que pudieron haber tenido las diferencias en la composición sectorial del empleo, distinguiendo la prevalencia de ocupaciones informales femeninas y masculinas en las distintas actividades económicas, por un lado, y la decisión de los individuos de salir de la fuerza laboral, por el otro, sobre las brechas entre las caídas del empleo y de la participación de mujeres y hombres durante los primeros tres trimestres de la pandemia. El análisis se lleva a cabo con una muestra de trabajadores derivada de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) que recopila el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Esta encuesta se levanta de manera trimestral a una muestra de viviendas y tiene como objetivo obtener información sobre la fuerza de trabajo y las características ocupacionales de la población, así como sobre diversas variables sociodemográficas de los individuos.

La ENOE tiene un diseño de panel rotativo. En particular, la muestra de esta encuesta se divide en cinco paneles y cada uno permanece en ella durante cinco trimestres; posterior a dicho periodo el panel se sustituye por otro de características similares. Así, cada tres meses se reemplaza el 20% de las viviendas que conforman la muestra. Lo anterior permite identificar a un grupo de individuos que se encontraban empleados en el cuarto trimestre de 2019 y conocer si dichos individuos permanecieron ocupados o no al tercer trimestre de 2020. También es posible distinguir si en el tercer trimestre de 2020 los individuos que dejaron de estar ocupados se encontraban abiertamente desempleados (es decir, desocupados y buscando una nueva ocupación) o si estaban fuera de la fuerza laboral. Adicionalmente, para cada individuo se identifican distintas características personales (género, edad, estado civil, número de menores de edad presentes en su hogar, entre otras variables), así como el sector de actividad y condición de formalidad o informalidad de su ocupación en el último trimestre de 2019.⁷ La muestra utilizada para el análisis que se lleva

⁷ Como consecuencia de la pandemia, el tamaño de la muestra de hogares

a cabo en este trabajo comprende a los individuos que estaban ocupados en el cuarto trimestre de 2019 y que continuaron respondiendo la ENOE en el tercer trimestre de 2020, y que tuvieran en el momento de la primera medición entre 25 y 65 años de edad.

A partir de esta información, se estimaron modelos de probabilidad lineal que buscan identificar el efecto de cada característica del individuo ocupado en el cuarto trimestre de 2019, así como el del sector de ocupación antes de que se desatara la pandemia (distinguiendo los empleos formales e informales en cada sector), sobre: 1) la probabilidad de que el individuo haya dejado de estar ocupado al tercer trimestre de 2020, independientemente de que se declarara como desempleado o como inactivo; y 2) la probabilidad de que el individuo haya dejado de participar en la fuerza laboral al tercer trimestre de 2020.⁸ Es decir, la primera variable dependiente es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el individuo declaró estar desocu-

efectivamente encuestados a partir del segundo trimestre de 2020 se vio afectado de manera importante, además de que una parte de la encuesta realizada se llevó a cabo vía telefónica, en lugar de presencial. Estos factores en principio podrían implicar cierta pérdida de información y precisión en los cálculos a partir de esta encuesta. No obstante, en cuanto a la reducción en el tamaño de la muestra, para el tercer trimestre de 2020 la pérdida de observaciones fue mucho menor a lo acontecido en el segundo trimestre. En particular, en la ENOE del primer trimestre de 2020 la muestra fue de 132 344 viviendas. En el segundo trimestre la muestra total fue mucho menor, de 17 775 hogares vía telefónica y 3 594 presenciales. Por su parte, en la ENOE del tercer trimestre la muestra logró alcanzar 84 556 viviendas en total. Dado que en este trabajo se comparan los datos del último trimestre de 2019 con los del tercero de 2020, la posible pérdida de precisión derivada de este problema es menor que si se hubiese usado información del segundo trimestre del año. Por su parte, respecto a las entrevistas telefónicas en el tercer trimestre de 2020, que representan el 18.4% de la muestra que se utiliza en este trabajo, se tienen tres observaciones acerca del estatus de empleo de los individuos; una observación para cada mes del trimestre. En esos casos se supuso que un individuo estuvo ocupado en el trimestre si en por lo menos una de esas tres observaciones declaró tener un empleo. También se supuso que un individuo estuvo en la fuerza laboral en ese trimestre si estuvo ocupado bajo el criterio anterior; o si no estuvo ocupado, pero en por lo menos una de esas observaciones declaró estar buscando activamente un empleo. Con este criterio, las fracciones de individuos ocupados, desempleados y fuera de la fuerza laboral en la muestra de trabajadores entrevistados telefónicamente fue mucho más similar a lo observado en la muestra de individuos entrevistados presencialmente en ese trimestre, que bajo cualquier otro criterio que se hubiese seguido al respecto.

⁸ Estas probabilidades se identifican en términos relativos a la de cierta ca-

pado o fuera de la fuerza laboral en el tercer trimestre de 2020 y 0 en caso que el individuo estuviera ocupado, mientras que la segunda variable dependiente toma el valor de 1 si el individuo declaró estar fuera de la fuerza laboral en el tercer trimestre de 2020 y 0 en caso que el individuo estuviera ocupado o buscando una nueva ocupación.⁹ Si bien el objetivo fundamental de este trabajo es identificar los factores que pudieron haber conducido a una mayor caída del empleo femenino, relativa al masculino, el estimar también modelos en los que la variable dependiente indica las salidas de los individuos de la fuerza laboral puede ser útil para identificar con relativamente mayor precisión la importancia que pudieron haber tenido elementos de oferta de trabajo. Una vez llevadas a cabo estas estimaciones, se realiza una descomposición tipo Oaxaca-Blinder para identificar la contribución relativa de factores familiares, tales como el estado civil y la presencia de menores en el hogar, así como la de la composición tanto formal como informal del empleo femenino y masculino en los distintos sectores de actividad, en los diferenciales entre las caídas del empleo y de la participación de las mujeres y de los hombres entre el cuarto trimestre de 2019 y el tercero de 2020.¹⁰

tegoría “base”. Para la regresión de hombres dicha categoría corresponde a individuos de entre 25 y 50 años de edad, solteros, en hogares sin menores de edad ni adultos mayores a 65 años presentes, ocupados formalmente en el sector de comercio al por menor. La categoría base para la regresión de mujeres tiene las mismas características. En la regresión en la que se combina la información de ambos géneros, la categoría base corresponde a hombres con las mismas características especificadas anteriormente.

⁹ Podría ser recomendable para el objetivo de este trabajo estimar modelos de elección cualitativa no lineales, tales como el logit o el probit. No obstante, se ha encontrado que el modelo de probabilidad lineal en la práctica tiende a ser una buena aproximación de los efectos marginales de las variables independientes cerca del centro de la distribución de las variables independientes y, en muchas ocasiones, sus resultados no difieren de manera relevante respecto a los de modelos no lineales (Wooldridge, 2010). En estimaciones no reportadas pero disponibles por parte de los autores, se encontró que los resultados e implicaciones de un modelo logit fueron muy similares a lo que se reporta en este artículo.

¹⁰ Las referencias correspondientes son Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Dado que el modelo de probabilidad lineal utilizado en este trabajo es precisamente lineal en los parámetros y las variables independientes, es apropiado aplicar la descomposición de Oaxaca-Blinder, interpretando la descomposición en términos de los efectos explicados y no explicados sobre la diferencia de probabilidades de ocurrencia del evento modelado en las regresiones (Yun, 2003; Jann, 2008). En

Las principales variables independientes incluyen un conjunto de variables dicotómicas para identificar las características del individuo en términos de su estado civil y de la presencia de menores de edad y de adultos mayores en el hogar, una variable dicotómica que identifica individuos mayores a 50 años de edad, otras variables dicotómicas para identificar si el individuo se encontraba subocupado y si su contrato de empleo era por tiempo indeterminado en el cuarto trimestre de 2019, y un conjunto de 38 variables dicotómicas que identifican el sector de actividad en el que el individuo se encontraba ocupado en el cuarto trimestre de 2019, distinguiendo con dos variables distintas las ocupaciones formales y las informales dentro de cada actividad.¹¹ Las variables dicotómicas familiares incluidas identifican a los individuos solteros y casados y, dentro de cada uno de estos dos grupos, aquellos que viven en hogares sin menores de edad presentes, con uno, con dos o con más de dos menores de edad, así como aquellos que viven en hogares con adultos mayores de 65 años de edad presentes.¹² Adicionalmente, se añaden controles para identificar el estado de residencia, el máximo grado de estudios y la posición en el empleo de los individuos. Para cada variable dependiente, se estima un modelo lineal para hombres, otro para mujeres, y un tercer modelo combinando los datos de ambos géneros, incluyendo en este último una variable dicotómica que identifica a las mujeres en la muestra.

Cabe aclarar que el ingreso del individuo es una variable que también podría influir en la probabilidad de haber mantenido o no la ocupación que el individuo tenía al inicio de la pandemia o de haber

caso de haber estimado modelos no lineales, hubiese sido necesario aplicar versiones modificadas de la descomposición de Oaxaca-Blinder (Fairlie, 2006; Sining *et al.*, 2008). Se ha encontrado que, excepto en casos en los que las diferencias en las probabilidades de ocurrencia del evento modelado se encuentran altamente concentradas en las colas de la distribución, o en los que las diferencias en las variables independientes entre los grupos comparados son muy elevadas, los resultados de las descomposiciones tipo Oaxaca-Blinder aplicadas a modelos no lineales arrojan resultados similares a los obtenidos cuando se aplica la descomposición Oaxaca-Blinder tradicional a las estimaciones de modelos de probabilidad lineal (Even y Macpherson, 1990; Fairlie, 2006).

¹¹ Se eliminó de la muestra a aquellos individuos para los que el sector en el que estaban ocupados no estaba especificado. El Apéndice 2 provee más detalle acerca de las variables utilizadas.

¹² Se probó el posible poder explicativo de una variable dicotómica adicional que identificara hogares con niños de menos de 6 años de edad presentes, pero dicha variable no apareció de manera significativa en ninguna de las regresiones.

salido de la fuerza laboral. Incluso, como se mencionó en la introducción, el ingreso de otros miembros del hogar es una variable relevante que puede influir en la oferta de trabajo de los individuos. Si se incluyera el ingreso de los individuos en las regresiones que se describen adelante, su coeficiente aparece con un signo negativo y es estadísticamente significativo. Ello sugeriría que, manteniendo lo demás constante, la probabilidad de haber mantenido la ocupación durante la pandemia fue mayor para individuos con niveles de ingreso más elevados.¹³ No obstante, incluir dicha variable en el análisis implicaba reducir la muestra en más de una cuarta parte, toda vez que se observa una alta frecuencia de observaciones cuyo ingreso registrado es de cero, en algunos casos porque los individuos estaban ocupados sin ingreso pero, en incluso más casos, debido a que su nivel de ingresos no está declarado. Es relevante mencionar, no obstante, que en las regresiones se incluyeron diversas variables que tienen poder predictivo sobre el nivel de ingreso del individuo, tales como el nivel de escolaridad.

3.1 *Estadísticas descriptivas*

El cuadro A2, en el Apéndice 1, resume las características de la muestra de individuos utilizada para el análisis.¹⁴ Un 11.70% del total de hombres ocupados en el cuarto trimestre de 2019 declaró no haber estado ocupado en el tercer trimestre de 2020. En el caso de las mujeres, dicha cifra fue de 29.39%. Así, el diferencial entre la caída del empleo femenino y del masculino en la muestra es de 17.69 puntos porcentuales.¹⁵ Por su parte, el porcentaje de los individuos ocupados

¹³ Este resultado podría ser explicado tanto por factores de oferta como de demanda. Por el lado de la oferta de trabajo, manteniendo lo demás constante, los individuos con mayores salarios al desatarse la pandemia presumiblemente tenían un mayor costo de oportunidad y, por ende, relativamente menos incentivos a salir de la fuerza laboral para ocuparse en actividades ajenas al mercado. Por el lado de la demanda, si los empleadores enfrentaron la pandemia reduciendo su planta de trabajo, posiblemente lo hicieron prescindiendo en mayor grado de trabajadores relativamente menos productivos y, por ende, con salarios promedio relativamente más bajos (Banco de México, 2020).

¹⁴ Las cifras se basan en datos ponderados con el ponderador correspondiente a cada observación en la muestra.

¹⁵ Este diferencial es mayor al que se deriva de los datos agregados en el cuadro A1 del Apéndice 1. Una posible razón es que en esta muestra no se incluyen individuos que estaban fuera de la fuerza laboral a finales de 2019 y que obtuvieron

en el último trimestre de 2019 que para el tercero de 2020 declararon estar fuera de la fuerza laboral alcanzó 8.47% en los hombres y 27.11% en las mujeres, de modo que el diferencial entre la caída femenina y masculina de este indicador alcanza 18.64 puntos porcentuales.

Puede apreciarse que hay una relativamente mayor incidencia de mujeres solteras que de hombres solteros en la muestra. Asimismo, casi la mitad de los hogares con mujeres solteras tienen al menos un menor de edad, y alrededor de una quinta parte tienen al menos un menor a 6 años de edad. En cambio, sólo alrededor de una quinta parte de los hogares con hombres solteros tienen menores de edad. También se aprecia una ligeramente mayor incidencia de adultos mayores presentes en hogares de mujeres solteras que de hombres solteros. En relación a los individuos casados, las diferencias entre los hogares de hombres y de mujeres son menos marcadas. Asimismo, hay pocas diferencias entre las muestras de hombres y de mujeres en lo relativo a la fracción de individuos subocupados y de trabajadores bajo un contrato de tiempo indeterminado, así como en términos de la edad de los individuos. En contraste, se aprecia que la muestra de mujeres tiende a presentar mayores niveles educativos que la de los hombres. Por su parte, también se aprecian diferencias en la posición que ocupaban los individuos en el trabajo en el último trimestre de 2019: una mayor proporción de hombres que de mujeres estaban ocupados como empleadores, y una mayor proporción de mujeres estaban ocupadas sin percibir ingresos. La incidencia de mujeres empleadas por cuenta propia también era ligeramente mayor a la de los hombres.

El cuadro A3, en el Apéndice 1, presenta la distribución en la muestra por actividades económicas del empleo total de cada género el último trimestre de 2019, así como, también para cada género, la proporción de ocupados informalmente dentro de cada actividad. Al igual que en la información agregada que describen Filipo *et al.* (2021) y que se resume en el cuadro A1, el empleo femenino se concentra en mayor grado que el masculino en el comercio al por menor, los servicios educativos y de salud, los hoteles y restaurantes y en otros servicios. En todos estos casos, se aprecia que la fracción de ocupaciones de tipo informal de las mujeres es mayor a la incidencia

una ocupación durante la pandemia. En este sentido, según el cuadro 1, hubo un aumento en la ocupación de mujeres casadas sin hijos en el periodo comprendido por el análisis. Adicionalmente, en la muestra que se utiliza en este trabajo se limita el rango de edades de la población analizada a uno de entre 25 y 65 años de edad, mientras que en las cifras agregadas del cuadro A1 se incluyen individuos a partir de los 15 años de edad.

de informalidad en los hombres. En cambio, la incidencia de empleo masculino es relativamente más elevada en la agricultura, la construcción, los servicios de transporte y comunicaciones y, en menor grado, en el comercio al por mayor. En estas actividades, además, es mayor la incidencia de ocupaciones informales de hombres que de mujeres. En el resto de los sectores la incidencia de empleo femenino y masculino es similar, pero en la mayor parte de ellos la fracción de mujeres empleadas informalmente es mayor que la de los hombres.

3.2 *Análisis de regresión*

Los coeficientes estimados con los modelos de probabilidad lineal descritos anteriormente para la probabilidad de los individuos de haber dejado de estar ocupados en el tercer trimestre de 2020 se presentan en el cuadro del Apéndice 3a, mientras que aquellos asociados a la probabilidad de haber salido de la fuerza laboral se encuentran en el Apéndice 3b.¹⁶ Los resultados de ambos modelos tienden a ser muy similares. Ello en buena medida refleja el hecho de que, dado que la gran mayoría de los individuos que perdieron su ocupación al tercer trimestre de 2020 se declararon fuera de la fuerza laboral y pocos se declararon como desocupados, los valores que toman la primera y la segunda variable dependiente estudiadas coinciden para la mayor parte de los individuos en la muestra. No obstante, como se verá, parecería que en las regresiones resumidas en el Apéndice 3a se tiende a identificar relativamente con mayor precisión el efecto de las caídas de la demanda de trabajo, mientras que las regresiones en el Apéndice 3b podrían estar estimando con ligeramente mayor precisión el efecto de cambios en la oferta de trabajo.

Enfocándonos primero en los hombres solteros, destaca que la presencia de un menor de edad en el hogar tiende a incrementar de manera estadísticamente significativa su salida de la fuerza laboral, en términos relativos a aquellos solteros sin menores de edad en el hogar. Ello parecería sugerir que en esos casos particulares existe cierta contracción de la oferta de trabajo para atender al menor de edad en el hogar. No obstante, para más de un menor en el hogar no se encuentran efectos estadísticamente significativos en este sentido. En cambio, en el caso de mujeres solteras, se aprecia cierta evidencia débil de que la presencia de 2 o más menores de edad en el hogar tiende a provocar una reducción en la probabilidad de salir

¹⁶ Las regresiones también incluyeron variables dicotómicas para 31 estados de la República, cuyos coeficientes no son reportados.

de la fuerza laboral; si bien los coeficientes correspondientes, con la única excepción del que se asocia con la presencia de dos menores en las regresiones del Apéndice 3b, se estiman con poca precisión. Esto podría llegar a sugerir que, manteniendo lo demás constante, en promedio ciertas mujeres solteras pudieron haberse visto inducidas a mantenerse dentro de la fuerza laboral durante la pandemia para enfrentar la mayor erogación de gastos que en general implica la manutención de menores de edad.

En el caso de individuos casados, hay diferencias notorias entre los coeficientes de las regresiones de hombres y de mujeres. Los hombres casados tienden a presentar una menor probabilidad de haber dejado de estar ocupados y de salir de la fuerza laboral. En contraste, en el caso de las mujeres casadas que estaban ocupadas antes de que la pandemia se desatara, la probabilidad de haber salido de la fuerza laboral es significativamente mayor a la de mujeres solteras (incluso en el caso de hogares sin menores de edad presentes). Además, la mayor probabilidad de una mujer casada de haber salido de la fuerza laboral se va incrementando de manera adicional a medida que haya una mayor presencia de menores de edad en el hogar. Por ejemplo, los resultados en el Apéndice 3b sugieren que, manteniendo lo demás constante, una mujer casada sin menores de edad en el hogar presentó una probabilidad 6.3 puntos porcentuales superior a la de una soltera sin menores de edad en el hogar de haber salido de la fuerza laboral. No obstante, para una mujer casada con dos menores de edad en el hogar dicha mayor probabilidad alcanza casi 11 puntos, y para una mujer casada con más de dos menores en el hogar la probabilidad de haber salido de la fuerza laboral fue mayor en casi 13 puntos porcentuales. Así, los resultados parecen ser congruentes con una posible contracción de la oferta de trabajo de las mujeres casadas que estaban empleadas antes de la pandemia, incluso en casos en los que no hay menores de edad en el hogar, si bien esta contracción parece haberse visto magnificada de manera importante en los casos en los que sí hay menores de edad presentes en el hogar. La presencia de adultos mayores a 65 años en el hogar no parece haber influido significativamente sobre las decisiones de oferta de trabajo de los individuos.

En cuanto a los efectos del sector de ocupación en el que se ubicaban los individuos a finales de 2019 sobre las probabilidades de haber perdido su empleo al tercer trimestre de 2020, se observa que, en muchas actividades -y en particular en varias de las que fueron especialmente afectadas por la pandemia- estas probabilidades tienden a ser mayores para ocupaciones informales y, en diversos casos, también son mayores para las mujeres que para los hombres. Este

patrón tiende a observarse en mayor o menor grado en el caso de las manufacturas, el comercio al por menor y al por mayor, en diversos servicios (restaurantes y hoteles, apoyo a los negocios, educativos, de salud y financieros) y en las actividades agropecuarias.¹⁷

La posición que tenían los individuos en su ocupación al inicio de la pandemia tiene efectos significativos sobre las probabilidades de haber perdido su empleo o salido de la fuerza laboral. Los empleadores, tanto mujeres como hombres, presentaron una menor probabilidad que los trabajadores asalariados. En contraste, las mujeres empleadas por cuenta propia mostraron una mayor probabilidad de salir de la fuerza laboral, efecto que no es estadísticamente significativo en el caso de los hombres. Se aprecia también que los individuos bajo contrato indeterminado muestran una menor probabilidad de haber perdido su ocupación. También se observa que en general, tanto los hombres como las mujeres que tienen más de 50 años de edad mostraron una mayor probabilidad de dejar de estar empleados y salir de la fuerza de trabajo.¹⁸ En contraste con lo anterior, las diferencias en el grado de estudios de los individuos no parecen haber influido de manera significativa en las probabilidades de haber perdido el empleo o de salir de la fuerza laboral durante la pandemia.

Así, los resultados hasta aquí descritos parecerían sugerir que en el diferencial entre la caída de los empleos femeninos relativa a los masculinos durante las fases iniciales de la pandemia pudieron haber influido factores asociados a la oferta de trabajo. En efecto, los resultados sugieren que las mujeres casadas exhibieron una mayor probabilidad de haberse retirado de la fuerza laboral al tercer trimestre de 2020. Ello podría haber sido en parte consecuencia de las mayores necesidades de llevar a cabo labores domésticas, incluso en hogares sin menores de edad presentes, si bien este efecto sí parece haber sido exacerbado significativamente en el caso particular de las mujeres en hogares donde hay menores de edad presentes. Sin embargo, no es posible descartar la posibilidad de que algunos elementos de demanda también podrían haber influido en el diferencial mencionado. En

¹⁷ Hay algunos sectores en los que el patrón observado es distinto. En particular, en ciertas actividades (servicios inmobiliarios y construcción, por ejemplo) se aprecian mayores probabilidades relativas de haber perdido el empleo en el caso de los hombres, si bien el empleo femenino informal también tendió a verse afectado. En otros sectores de relativamente menor tamaño también se aprecian algunas diferencias respecto al patrón general descrito anteriormente.

¹⁸ Es posible que la pandemia haya provocado que ciertos individuos de mayor edad, al perder su ocupación, hayan optado por retirarse de manera anticipada.

efecto, los resultados sugieren una mayor caída del empleo femenino informal que del masculino y que del femenino formal a lo largo de distintos sectores de la economía. Para evaluar la importancia relativa de los factores de oferta señalados, así como para identificar si la mayor caída agregada del empleo femenino informal durante la pandemia se explica por una reducción del empleo de mayor magnitud en sectores donde el empleo femenino informal estaba sobre-representado, o si es un resultado de una caída relativamente generalizada del empleo femenino informal a lo largo de los distintos sectores de la economía, se lleva a cabo el ejercicio de descomposición que se describe a continuación.

3.3 *Descomposición de Oaxaca-Blinder*

Este ejercicio identifica la contribución a los diferenciales entre la caída del empleo y la participación de las mujeres y los hombres del cuarto trimestre de 2019 al tercero de 2020; una parte “explicada” por diferencias entre las mujeres y los hombres de los valores promedio de las variables independientes de la regresión, y una parte “no explicada” que se deriva de las diferencias entre los coeficientes de las regresiones de las mujeres y de los hombres. Así, esta descomposición permite calcular la contribución a los diferenciales mencionados de diversos factores: 1) los efectos “explicados” por diferencias en los promedios de las características familiares que enfrentan los hombres y las mujeres (estado civil, presencia de menores de edad y adultos mayores en el hogar); 2) el componente “no explicado” que se deriva de las diferencias en las respuestas que las mujeres y los hombres pudieron haber tenido respecto a dichas características; 3) una parte “explicada” por las diferencias en la composición del empleo femenino y del masculino al inicio de la pandemia por sectores de actividad (distinguiendo ocupaciones formales e informales dentro de cada actividad), así como por diferencias en el valor promedio del resto de las variables de control incluidas; y 4) una parte “no explicada” que se deriva de la heterogeneidad con la que en cada sector de actividad o en cada estado pudo haberse visto afectado el empleo y la participación de cada género, así como por diferencias en los efectos de las distintas variables de control incluidas en las regresiones.

Como se verá adelante, en los resultados de este ejercicio, las variables asociadas con el estado civil y la presencia de menores de edad y adultos mayores en el hogar tendrán una contribución notoriamente más elevada en el componente “no explicado” que en el “explicado”. En el caso particular de este trabajo este componente tiene una interpretación muy relevante. En efecto, la contribución

de estas variables en el componente “no explicado” es precisamente lo que mide la contribución a los diferenciales entre las caídas del empleo y de la participación femenina y masculina de la respuesta heterogénea que tuvieron las mujeres respecto a los hombres ante sus características familiares. Es decir, este componente “no explicado” es el que tiende a identificar la contribución de una respuesta distinta en la oferta de trabajo femenina, relativa a la masculina, como consecuencia de mayores necesidades de atención del hogar y de los menores de edad presentes.

Tomando como ejemplo la descomposición del diferencial entre las caídas del empleo femenino y masculino, el ejercicio parte del hecho de que el modelo de probabilidad lineal para la muestra de hombres puede escribirse como:

$$Y_i^H = \sum_{k=1}^{62} \beta_k^H D_{ki}^H + u_i \quad (1)$$

donde Y_i^H toma el valor de 1 si el individuo i no estuvo ocupado en el tercer trimestre de 2020 y 0 en otro caso, y β_k^H y D_{ki}^H denotan los $k = 1 \dots 62$ coeficientes y variables independientes incluidas en la regresión, respectivamente, donde se tienen 61 variables independientes en total y una constante. Del mismo modo, el modelo estimado para las mujeres se puede escribir como:

$$Y_i^M = \sum_{k=1}^{62} \beta_k^M D_{ki}^M + u_i \quad (2)$$

donde nuevamente Y_i^M toma el valor de 1 si la trabajadora i no estuvo ocupada en el tercer trimestre de 2020 y 0 en otro caso, y los coeficientes y variables β_k^M y D_{ki}^M tienen la misma definición que en el caso de la regresión para los hombres. Tomando en cuenta que una de las propiedades del estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es que la suma de las medias de las variables independientes multiplicadas por sus respectivos coeficientes estimados es igual a la media de la variable dependiente, podemos escribir:

$$\overline{Y^H} = \sum_{k=1}^{62} \beta_k^H \overline{D_k^H} \quad (3)$$

$$\overline{Y^M} = \sum_{k=1}^{62} \beta_k^M \overline{D_k^M} \quad (4)$$

donde una barra sobre la variable denota su media muestral. Con base en esto, y notando que la media de la variable dependiente en cada ecuación corresponde a la proporción de individuos en cada muestra que dejó de estar ocupado en el tercer trimestre de 2020, entonces el diferencial entre la caída del empleo femenino y del masculino se puede expresar como:

$$\delta_{MH} = \overline{Y^M} - \overline{Y^H} = \sum_{k=1}^{62} \left(\beta_k^M \overline{D_k^M} - \beta_k^H \overline{D_k^H} \right) \quad (5)$$

Para llevar a cabo la descomposición de esta expresión, supóngase que existen coeficientes β_k^* , que corresponderían a los coeficientes de las regresiones de hombres y mujeres si no existieran efectos diferenciados por género de cada variable independiente (es decir, si en ambas regresiones los parámetros a estimar para cada variable independiente fueran iguales). Para este análisis, dichos coeficientes se estiman a partir de la regresión que combina las observaciones de ambos géneros. Con ello, el diferencial anteriormente descrito puede descomponerse en:

$$\delta_{MH} = \sum_{k=1}^{62} \left[\beta_k^* (\overline{D_k^M} - \overline{D_k^H}) \right] + \sum_{k=1}^{62} \left[\overline{D_k^M} (\beta_k^M - \beta_k^*) + \overline{D_k^H} (\beta_k^* - \beta_k^H) \right] \quad (6)$$

Así, en la ecuación (6) se visualiza explícitamente la contribución de: 1) el componente “explicado” por diferencias en los promedios de las variables incluidas en la regresiones (los diferentes porcentajes de ocupación de mujeres y hombres en cada sector, identificando dentro de cada uno ocupaciones formales e informales, las diferencias en las medias de las características familiares enfrentadas por cada grupo y las del resto de los controles de las regresiones) $\sum_{k=1}^{62} \left[\beta_k^* (\overline{D_k^M} - \overline{D_k^H}) \right]$; y 2) del componente “no explicado”, que se deriva del hecho de que los coeficientes de las regresiones de las mujeres y de los hombres difieren y, por ende, refleja la heterogeneidad del impacto sobre el empleo femenino y masculino de las variables independientes $\sum_{k=1}^{62} (\overline{D_k^M} [\beta_k^M - \beta_k^*] + \overline{D_k^H} [\beta_k^* - \beta_k^H])$.¹⁹

¹⁹ En algunas versiones de la descomposición Oaxaca-Blinder se descompone el

Los resultados de esta descomposición se resumen en el cuadro 2.²⁰ Los factores asociados al estado civil y la presencia de menores de edad y de adultos mayores en los hogares contribuyen en el componente “no explicado” con una parte importante, de casi 7 puntos porcentuales, a los diferenciales de 17.7 puntos en las caídas del empleo y de 18.6 puntos en las de la participación. Esta contribución representa casi el 40% de los diferenciales totales y refleja sobre todo la respuesta diferenciada de la participación de las mujeres casadas, respecto a la de los hombres casados. La contribución derivada de las mujeres casadas en hogares con presencia de menores de edad es de alrededor de 5 puntos porcentuales, mientras que la asociada con la de mujeres casadas sin menores de edad en el hogar es de poco menos de dos puntos porcentuales. En contraste, la contribución derivada de la presencia de adultos mayores no es estadísticamente significativa. Ello sugiere que en los diferenciales de las caídas del empleo y de la participación de las mujeres respecto a los hombres influyó de manera importante una reducción de la oferta de trabajo de mujeres casadas con menores de edad en el hogar, si bien también se aprecia cierta contribución, de menor magnitud, de una posible contracción de la oferta de trabajo de mujeres casadas sin menores de edad en el hogar.²¹ La contribución de la parte “explicada” por estas variables

diferencial total en una parte “explicada”, una parte “no explicada” y un componente de “interacción” entre las diferencias de coeficientes y las diferencias de las medias de las variables independientes. En ejercicios en los que se buscó identificar el término de interacción, se encontró que este tenía una contribución reducida en el diferencial, y que las conclusiones que se derivaban del ejercicio no diferían de lo aquí expuesto.

²⁰ Los Apéndices 4a y 4b presentan la significancia estadística de la contribución de cada característica incluida en las regresiones a los componentes explicados y no explicados de cada descomposición. Para probar qué tan robustos son estos resultados, se estimaron modelos alternativos con los cuales se llevó a cabo una descomposición similar. En particular, se estimó un modelo incluyendo el ingreso de los individuos (pero con una menor muestra) y uno en el que la muestra se restringe a individuos con entre 25 y 55 años de edad. En ningún caso se obtuvieron implicaciones distintas a las descritas en este trabajo.

²¹ Aritméticamente, la mayor contribución al componente “no explicado” de las mujeres casadas con hijos respecto a la de mujeres casadas sin hijos refleja tanto el hecho de que el número de mujeres casadas con hijos en la muestra es mayor al de casadas sin hijos, como al hecho de que los coeficientes de las regresiones asociados con las mujeres casadas con hijos son mayores a los de casadas sin hijos. Es decir, en este resultado contribuyen tanto el hecho de que había más mujeres

es de magnitud muy reducida.

Es importante aclarar que un grupo de mujeres casadas sin hijos parece haber entrado a la fuerza laboral durante la pandemia y, por ende, no está incluido dentro de la muestra utilizada en este trabajo (ver cuadro 1).²² Esto podría implicar que la importante contribución del efecto derivado de las mayores necesidades de cuidado de los menores de edad identificado arriba incluso podría estar subestimado, mientras que el de las mujeres casadas sin menores de edad podría estar sobreestimado. Ello debido a que incluir a esas mujeres en el análisis podría provocar un aumento en el diferencial de las caídas de la participación de mujeres casadas con hijos respecto a la de la participación de las mujeres casadas sin hijos, respecto a lo que se identifica en este trabajo. Este sesgo posiblemente sea de magnitud reducida, al tomar en cuenta que el aumento en el número de mujeres casadas sin hijos ocupadas (159 000 según el cuadro 1) es mucho menor a la disminución del empleo de mujeres casadas con hijos (650 000). Así, el comportamiento del grupo de mujeres casadas sin hijos no incluido en el análisis difícilmente modificaría las conclusiones acerca de la baja relevancia de la distribución del empleo por sectores que se discutirá a continuación, y posiblemente fortalecería la conclusión acerca de la alta relevancia que parece haber tenido la contracción de la oferta de trabajo de las mujeres casadas con hijos en el comportamiento diferenciado del empleo femenino y masculino durante la pandemia.

casadas con hijos que mujeres casadas sin hijos ocupadas al inicio de la pandemia, como el hecho de que la respuesta de las primeras, en términos de su oferta de trabajo, fue mayor a la de las segundas.

²² Hacer un análisis incluyendo la decisión de entrar a la fuerza laboral durante la pandemia por parte de individuos que estaban fuera de la misma anteriormente es ciertamente factible, si bien implicaría la aplicación de modelos de elección cuantitativa más complicados que los aplicados aquí, ya que se requeriría modelar tanto la decisión de estar o no dentro de la fuerza laboral antes de la pandemia, como la posterior decisión de entrar, permanecer o salir de la fuerza laboral después de iniciada la pandemia. Este análisis se llevará a cabo en una extensión a este trabajo.

Cuadro 2
Descomposición Oaxaca-Blinder

| | <i>Diferencial en la caída del empleo</i> | | <i>Diferencial en la caída de la participación</i> | |
|---|---|--------------------|--|--------------------|
| | <i>Puntos</i> | <i>% del total</i> | <i>Puntos</i> | <i>% del total</i> |
| | <i>porcentuales</i> | | <i>porcentuales</i> | |
| <i>Efectos explicados</i> | 1.5 | 8.5 | 1.3 | 7.0 |
| 1. Variables familiares | -0.3 | -1.7 | -0.7 | -3.8 |
| 1.1. Casado (sin menores de edad en el hogar) | 0.0 | 0.0 | -0.1 | -0.5 |
| 1.2. Presencia de menores en el hogar | -0.3 | -1.7 | -0.6 | -3.2 |
| - En hogares de solteros | -0.2 | -1.1 | -0.2 | -1.1 |
| - En hogares de casados | -0.1 | -0.6 | -0.4 | -2.2 |
| 1.3. Presencia de adultos mayores en el hogar | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| - En hogares de solteros | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| - En hogares de casados | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 2. Composición sectorial | 1.2 | 6.8 | 1.4 | 7.5 |
| - Formales | -0.8 | -4.5 | -0.7 | -3.8 |
| - Informales | 1.9 | 10.7 | 2.1 | 11.3 |
| 3. Otras variables | 0.7 | 4.0 | 0.5 | 2.7 |
| - Grado de estudios | 0.2 | 1.1 | 0.0 | 0.0 |
| - Posición en el empleo | 0.6 | 3.4 | 0.6 | 3.2 |
| - Resto de variables | -0.1 | -0.6 | -0.1 | -0.5 |
| <i>Efectos no explicados</i> | 16.1 | 91.0 | 17.3 | 93.0 |
| 1. Variables familiares | 6.9 | 39.0 | 6.9 | 37.1 |
| 1.1. Casado (sin menores de edad en el hogar) | 1.9 | 10.7 | 1.8 | 9.7 |

Cuadro 2
(Continuación)

| | Diferencial en la caída del empleo | | Diferencial en la caída de la participación | |
|---|---------------------------------------|-------------|--|-------------|
| | Puntos porcentuales | % del total | Puntos porcentuales | % del total |
| 1.2. Presencia de menores en el hogar | 4.9 | 27.7 | 5.0 | 26.9 |
| - En hogares de solteros | -0.1 | -0.6 | -0.2 | -1.1 |
| - En hogares de casados | 5.0 | 28.2 | 5.2 | 28.0 |
| 1.3. Presencia de adultos mayores en el hogar | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.5 |
| - En hogares de solteros | -0.1 | -0.6 | 0.0 | 0.0 |
| - En hogares de casados | 0.1 | 0.6 | 0.1 | 0.5 |
| 2. Composición sectorial | 6.2 | 35.0 | 4.9 | 26.3 |
| Formales | 0.5 | 2.8 | 0.5 | 2.7 |
| Informales | 5.6 | 31.6 | 4.4 | 23.7 |
| 3. Constantes de la regresión y otras variables | 3.1 | 17.5 | 5.5 | 29.6 |
| Grado de estudios | -0.1 | -0.6 | -2.2 | -11.8 |
| Posición en el empleo | 0.6 | 3.4 | 0.6 | 3.2 |
| Constante de la regresión y resto de variables | 2.6 | 14.7 | 7.1 | 38.2 |
| Diferencia total | 17.7 | 100.0 | 18.6 | 100.0 |

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las diferencias en la composición del empleo femenino y masculino en los distintos sectores de actividad, éstas contribuyen en total con sólo 1.2 y 1.4 puntos de los diferenciales de las caídas del empleo y de la participación, respectivamente. En particular, las diferencias en la composición del empleo informal femenino respecto al masculino explican alrededor de 2 puntos porcentuales de los diferenciales, lo cual se contrarresta parcialmente por contribuciones negativas de poco menos de un punto derivadas de las diferencias en

la composición del empleo formal. Es decir, la mayor concentración de empleo informal femenino en comparación con el masculino en los sectores especialmente afectados por la pandemia contribuye con una parte relativamente reducida del diferencial entre la caída del empleo femenino y el masculino durante la pandemia, además de que ello se vio parcialmente contrarrestado por una distribución relativamente más favorable del empleo femenino formal al inicio de la pandemia. En cambio, se aprecia una contribución elevada, de más de 6 puntos porcentuales del diferencial de las caídas del empleo y de casi 5 puntos del de las caídas de la participación, derivada del componente “no explicado” de las variables asociadas a los sectores de ocupación de los trabajadores. Esto refleja en buena medida la contribución de las mayores caídas estimadas en las regresiones del empleo informal femenino a lo largo de diversos sectores, en comparación a las de los hombres.

Se aprecian aportaciones estadísticamente significativas de 0.6 puntos en el componente “explicado” y 0.6 puntos en el “no explicado” de la posición en el empleo de los individuos. Ello refleja la combinación de una composición relativamente desfavorable en las posiciones en el empleo de las mujeres que de los hombres y de respuestas heterogéneas de cada grupo. En efecto, al inicio de la pandemia existía una mayor incidencia de mujeres que de hombres que trabajaban por cuenta propia, en un contexto en el que dicho tipo de ocupación presentó una caída en sus niveles de participación. Adicionalmente, existía una menor proporción de mujeres que de hombres que son empleadores, en un contexto en que los trabajadores con esta posición presentaron una menor probabilidad de retirarse de la fuerza laboral. El resto de las variables tienen una contribución baja a los diferenciales. Si bien los grados de estudios contribuyen negativamente en la parte “no explicada” del diferencial de las caídas en la participación, los coeficientes de estas variables no son significativos en las regresiones, lo cual conduce a que su contribución a los diferenciales calculados tampoco lo sea.²³

²³ Se aprecia una contribución relativamente alta del resto de los controles y de las constantes en el componente “no explicado”. Ello refleja sobre todo las diferentes constantes en las regresiones. Si bien ello podría interpretarse como evidencia de que, incluso controlando por todos los demás factores incluidos en la regresión, la caída en la participación de mujeres solteras sin menores de edad en el hogar superó a la de hombres solteros sin menores de edad, el hecho de que las constantes pudiesen estar incluyendo los efectos de otras variables no observables hace que esta conclusión deba tomarse con cautela.

En resumen, los resultados sugieren que más de una tercera parte de los diferenciales entre las caídas del empleo y de la participación de mujeres y de hombres durante los primeros tres trimestres de la pandemia parecería ser consecuencia de una contracción de la oferta de trabajo femenina, especialmente de aquellas casadas con menores de edad en el hogar. Ello ante los mayores requerimientos de actividades domésticas y, en especial, de cuidado de los menores de edad. Una parte importante del resto de esos diferenciales parece derivarse de una mayor caída del empleo informal de mujeres que de hombres a lo largo de los distintos sectores, donde posiblemente hayan operado tanto elementos de oferta, como de demanda de trabajo.²⁴ En cambio, la sobre-representación de empleo femenino informal en las actividades especialmente afectadas por la pandemia explica una parte relativamente menor, de cerca de 2 puntos porcentuales, de dichos diferenciales.

4. Conclusiones

Los resultados de este estudio sugieren que los diferenciales entre las caídas del empleo y la participación de las mujeres respecto a los hombres como consecuencia de la recesión inducida por la pandemia son explicados fundamentalmente por una caída de la oferta de trabajo de las mujeres casadas, especialmente de aquellas con menores

²⁴ En cuanto a factores de oferta, algunas de las mujeres ocupadas de manera informal posiblemente requerían desde antes que se desatara la pandemia un trabajo más flexible ante mayores necesidades de dedicarse a ocupaciones ajenas al mercado, las cuales se incrementaron durante la pandemia. Adicionalmente, como se mencionó, algunas de estas mujeres podrían haber estado autoempleadas y, ante la pandemia y el confinamiento, hayan decidido retirarse de la fuerza laboral. En cuanto a los factores de demanda, es posible que, ante la recesión, haya sido relativamente menos costoso para los empleadores prescindir de ocupaciones de tipo informal y, en ese contexto, posiblemente por el mismo hecho de que las mujeres ocupadas informalmente podrían en promedio tener ocupaciones más flexibles o de índole más temporal que los hombres, dichos ajustes a la planta laboral hayan recaído más en el empleo femenino. Otro posible elemento que pudiera actuar en la misma dirección es que los empleadores pudieron haber decidido mantener en mayor grado ocupaciones masculinas que femeninas susceptibles a llevarse a cabo de manera remota, bajo la presunción de que las mujeres dedicarían más tiempo al cuidado de los menores en el hogar y, por lo tanto, pudieran dedicar menos tiempo efectivo a su ocupación vía remota.

de edad presentes en el hogar, y por una mayor reducción del empleo informal femenino que del masculino a lo largo de los distintos sectores de la economía. En cambio, la mayor incidencia de ocupaciones informales femeninas que masculinas en los sectores más afectados por la pandemia tuvo una contribución relativamente reducida.

Una extensión relevante a este trabajo será analizar con modelos de elección cualitativa más elaborados el proceso de decisión secuencial de participar o no en la fuerza de trabajo a finales de 2019; y de luego entrar, permanecer o salir de la misma durante la pandemia. Dado el aumento de la participación de mujeres casadas sin hijos que se observó durante la pandemia, esta extensión podría llegar a implicar que el papel de los menores de edad en el hogar ganara incluso más relevancia como determinante de los diferenciales entre las caídas de la participación femenina y masculina observados durante la pandemia que la identificada en este trabajo. No obstante, difícilmente cambiaría de manera sustancial la importancia relativa de las condiciones familiares en su conjunto y el papel que aparentemente tuvieron el resto de los factores que influyeron en dichos diferenciales, según los resultados de este estudio.

Es relevante aclarar que los resultados descritos en este trabajo se basan en un análisis de la evolución de los niveles de empleo y participación en el periodo que va del cuarto trimestre de 2019 al tercero de 2020 y, por ende, no son informativos acerca de los posibles mecanismos de ajuste en el mercado laboral que se hayan observado en la fase de recuperación de la economía posterior al periodo analizado en este trabajo. En este sentido, Juárez y Villaseñor (2022) encuentran que un año después de iniciada la pandemia, una vez que las guarderías volvieron a operar, la oferta de trabajo de mujeres con menores de edad en el hogar se recuperó en mayor magnitud relativa que la de mujeres sin menores en el hogar. Este resultado es congruente con el efecto negativo sobre la oferta de trabajo femenina derivado del cierre de guarderías y centros de estudio identificado en este trabajo.

Los resultados de este trabajo cobran especial relevancia al mostrar que la pandemia parecería haber interrumpido el proceso de incorporación de las mujeres a la fuerza laboral que se venía observando en México. Si bien es posible que una parte importante de los efectos de la pandemia sobre dicha participación se vayan diluyendo, podría existir el riesgo de que persista algún efecto duradero sobre los niveles de oferta laboral femenina en el país. En ese contexto, será relevante la instrumentación de políticas públicas que faciliten la reincorporación de las mujeres al mercado laboral. Entre ellas, tanto la consideración de aspectos regulativos que permitan una mayor preva-

lencia de opciones de ocupación formal flexible y/o con la posibilidad de llevarse a cabo de manera remota, como sobre todo estrategias que amplíen la oferta de servicios de cuidado de los infantes, pueden impactar positivamente en la oferta de trabajo femenino en los siguientes años. En efecto, en congruencia con otros autores (Calderón, 2014; López Acevedo *et al.*, 2021; Talamas Marcos, 2022), lo presentado en este estudio destaca la gran influencia que tiene la disponibilidad de servicios de cuidado de los menores en la economía sobre las decisiones de oferta de trabajo femenina. Ello al grado que una ausencia de estos servicios, como sucedió durante los primeros trimestres de la pandemia, puede llegar a contrarrestar el efecto ingreso sobre la oferta laboral femenina que se observa en recesiones típicas. Del mismo modo, una oferta insuficiente de guarderías también podría conducir a que el efecto sustitución derivado de mayores salarios durante una expansión económica sobre la oferta de trabajo femenina se vea mitigado. Todo ello sugiere que, entre otros, un beneficio tangible de una mayor disponibilidad de servicios de guarderías en el país puede ser que ello contribuiría a una mayor participación femenina en el mercado laboral a lo largo de las distintas fases del ciclo económico.

Agradecimientos

Agradecemos los muy útiles comentarios de Fernando Gómez Rodríguez, Jorge Pérez, Alejandrina Salcedo y dos revisores anónimos, así como de los participantes en el seminario de la Southern Economic Association, en noviembre 2022.

Las opiniones en este trabajo corresponden a los autores y no necesariamente reflejan las del ITAM o del Banco de México.

Daniel Chiquiar: daniel.chiquiar@itam.mx; Aldo Heffner: aldo.heffner@banxico.org.mx

Referencias

- Aaronson, D., L. Hu y A. Rajan. 2021. Did COVID-19 disproportionately affect mothers' labor market activity?, Chicago Fed Letter No. 540, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Adams-Prassi, A., T. Boneva, M. Golin y C. Rauh. 2020. Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys, IZA Discussion Paper No. 13183.
- Albanesi, S. 2019. Changing business cycle: The role of women's employment, NBER Working Paper No. 25655.

- Albanesi, S. y J. Kim. 2021. Effects of the COVID-19 recession on the US labor market: Occupation, family and gender, *Journal of Economic Perspectives*, 35(3): 2-24.
- Alon, T., M. Doepke, K. Mnyshova y M. Tertilt. 2022. Gendered impacts of COVID-19 in developing countries, *AEA Papers and Proceedings*, 112: 272-276.
- Alon, T., M. Doepke, J. Olmstead-Rumsey y M. Tertilt. 2020. The impact of COVID-19 on gender equality, NBER Working Paper No. 26947.
- Banco de México. 2020. Reporte sobre las economías regionales, abril-junio 2020, <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/reportes-sobre-las-economias-regionales/reportes-economias-regionales.html>.
- Barkowski, S., J. McLaughlin y Y. Dai. 2021. Young children and parents' labor supply during COVID-19, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3630776.
- Blinder, A. 1973. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates, *Journal of Human Resources*, 8: 436-455.
- Calderón, G. 2014. The effects of childcare provision in Mexico, Working Paper No. 2014-07, Banco de México.
- Cortés, P. y J. Pan. 2020. Children and the remaining gender gaps in the labor market, NBER Working Paper No. 27980.
- Djankov, S., P. Goldberg, M. Hyland y E. Zhang. 2021. The evolving gender gap in labor force participation during COVID-19, Policy Brief No. 21-8, Peterson Institute for International Economics.
- Ellieroth, K. 2019. Spousal insurance, precautionary labor supply, and the business cycle. A quantitative analysis, Meeting Papers No. 1134, Society for Economic Dynamics.
- Even, W. y D. Macpherson. 1990. Plant size and the decline in unionism, *Economics Letters*, 32(4): 393-398.
- Fairlie, R. 2006. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models, IZA Discussion Paper No. 1917.
- Farré, L., Y. Fawaz, L. González y J. Graves. 2020. How the COVID-19 lockdown affected gender inequality in paid and unpaid work in Spain. IZA Discussion Paper No. 13434.
- Filipo, A., I. Flores y M. Székely. 2021. Mujeres y jóvenes: principales afectados en México por la contracción económica durante la pandemia, Nota Técnica No. IDB-TN-2224, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Furman, J., M. Schettini y W. Powell. 2021. The role of childcare challenges in the US jobs market recovery during the COVID-19 pandemic, NBER Working Paper No. 28934.
- Gong, X. y A. Soest. 2002. Family structure and female labor supply in Mexico City, *Journal of Human Resources*, 37(1): 163-191.
- Heggeness, M. 2020. Estimating the immediate impact of the COVID-19 shock on parental attachment to the labor market and the double bind for mothers, *Review of Economics of the Household*, 18(4): 1053-1078.
- Hoehn-Velasco, L., A. Silverio-Murillo, J. Balmori y J. Penglase. 2022. The impact of the COVID-19 recession on Mexican households: Evidence from employment and time use for men, women, and children, *Review of Economics of the Household*, 20(3): 763-797.

- INEGI. 2022. Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/#microdatos>.
- Jann, B. 2008. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- Juárez, L. y P. Villaseñor. 2022. Effects of the COVID-19 pandemic on the labor market outcomes of women with children in Mexico, documento sin publicar.
- Kikuchi, S., S. Kitao y M. Mikoshiba. 2021. Who suffers from the COVID-19 shocks? Labor market heterogeneity and welfare consequences in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies*, 59: 101117.
- Landivar, L., L. Ruppanner, W. Scarborough y C. Collin. 2020. Early signs indicate that COVID-19 is exacerbating gender inequality in the labor force, *Socius*, 6: 1-3.
- Lim, K. y M. Zabek. 2021. Women's labor force exits during COVID-19: Differences by motherhood, race, and ethnicity, Finance and Economics Discussion Series No. 2021-067, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- López-Acevedo, G., S. Freije-Rodríguez, M.A. Vergara-Bahena y D. Cardozo-Medeiros. 2021. Changes in female employment in Mexico: Demographics, markets and policies, *Estudios Económicos*, 36(1): 115-150.
- Oaxaca, R. 1973. Male-female wage differentials in urban labor markets, *International Economic Review*, 14: 693-709. Parker, S. y E. Skoufias. 2004. The added worker effect over the business cycle: Evidence from urban Mexico, *Applied Economics Letters*, 11(10): 625-630.
- Serrano, J., L. Gasparini, M. Marchionni y P. Gluzmann. 2018. Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America, Working Paper No. IDB-WP-834, Inter-American Development Bank.
- Shore, S. 2010. For better, for worse: Intrahousehold risk sharing over the business cycle, *Review of Economics and Statistics*, 92(3): 392-433.
- Sinning, M., M. Hahn y T. Bauer. 2008. The Blinder-Oaxaca decomposition for nonlinear regression models, *The Stata Journal*, 8(4): 480-492.
- Talamas Marcos, M.A. 2022. Grandmothers and the gender gap in the Mexican labor market, Working Paper No. IDB-WP-1337, Inter-American Development Bank.
- Wooldridge, J. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press.
- Yun, M. 2003. Decomposing differences in the first moment, *Economics Letters*, 82(2): 275-280.