

We Can Do It!

CONTENCIÓN DE ELECTORAL



El voto de la mujer informal:

efectos de un sistema de seguridad social diferenciada en la participación electoral femenina

Por Daniela Philipson García

Recibido 10/11/16 · Aceptado 05/04/17

RESUMEN

Este trabajo tiene el propósito de explicar las bajas tasas de participación en mujeres. Argumenta que la seguridad social diferenciada excluye a mujeres de interacciones con instituciones públicas y de mecanismos formales para ser receptoras de prestaciones y servicios de seguridad social por parte del gobierno. En conjunto, estos elementos crean un panorama precario socioeconómico para las mujeres que afectan directamente su restricción presupuestaria y *exposure* político para votar. Para explicar esto se llevó a cabo una exploración cuantitativa con el objetivo de comprobar una relación causal entre informalidad y participación electoral. En conclusión, se encontró que existe una relación negativa entre carencia de seguridad social y participación electoral. Por otro lado, la seguridad social vinculada al empleo formal es particularmente desventajosa para las mujeres ya que ellas tienen menor posibilidad de acceder al mercado laboral.

Palabras Clave: Mujeres, Participación Electoral, Instituciones Públicas, Seguridad Social, Mercado Laboral

This essay is targeted towards explaining low political participation among women in Mexico. It states that social security design in Mexico marginalizes women from interactions with public services and formal mechanisms to access social benefits on behalf of the government. Overall, these elements create a precarious socioeconomic position for women that directly affects their budgetary restrictions and exposure to voting. To further analyze this question, rigorous quantitative methods were used to prove a causal relation between informality and electoral participation. In conclusion, results showed there is a negative causal relationship between lack of social security and electoral participation. This is particularly disadvantageous for women given gender gap obstacles in the labor market.

Keywords: Women, Electoral Participation, Public Institutions, Social Security, Labor Market

INTRODUCCIÓN

Ciertos factores - roles de género fuertemente arraigados, la exclusión del mercado laboral y la carencia de mecanismos formales de participación - han definido el *modus operandi* de la participación electoral femenina desde que se le otorgó el derecho al voto a la mujer por primera vez en 1953. Asimismo, la política social tiene un efecto directo sobre la participación, al igual que sobre el tipo de participación y las distinciones entre tipos de participación con base en género.

Las diferencias en participación electoral entre hombres y mujeres se pueden atribuir, parcialmente, a una política social que no asimila los rezagos de grupos vulnerables, la cual genera una distribución desproporcionada de beneficios públicos. Las transferencias directas o indirectas de recursos y el acceso a mecanismos formales, mediante el mercado laboral formal, tienen consecuencias en los mecanismos de participación dado que sostienen relaciones positivas (Verba, Schlozman y Brady 1995). Aunado a esto, las distinciones políticas, económicas y sociales entre hombres y mujeres son mayores cuando la política social se deriva de un sistema patriarcal arraigado que reproduce patrones de participación distintos entre ambos géneros. Por lo tanto, el diseño de las políticas sociales tiene un efecto en el comportamiento (Campbell 2003) y puede perpetuar o ampliar la brecha de género preexistente al distribuir beneficios de manera dispar. Más allá de esto, la disparidad en participación produce un sistema de representación viciado, en el cual algunas preferencias individuales tienen mayor posibilidad de ser escuchadas, atenuando aún más las asimetrías cuando estas se traducen en políticas sociales.

De ser así, al plantear la pregunta: *¿por qué las mujeres tienen tasas de participación electoral menor que las de los hombres?* Se responde que la carencia de mujeres en el mercado laboral y su prevalencia en el sector informal, simultáneamente restringen la participación electoral de las mujeres. El empleo, particularmente el empleo formal, ha sido dominado por hombres. Asimismo, cuando se vincula con la seguridad social, las mujeres tienen

menor acceso a beneficios y prestaciones sociales. En conjunto, esto crea un panorama desfavorable para la participación electoral de mujeres. Al no tomar en cuenta que la mujer *ex ante* cuenta con un nivel socioeconómico menor al del hombre (en relación a educación, ocupación e ingreso), la distribución de seguridad social es extremadamente disímil entre ambos sexos, lo cual expande y reafirma las brechas socioeconómicas de género. Dado que la participación electoral está estrechamente relacionada con variables socioeconómicas (Verba, Schlozman y Brady 1995), se busca demostrar que la seguridad social diferenciada en México aumenta la disparidad entre hombres y mujeres al participar, reproduciendo un sistema de representación política ineficiente. Por lo tanto la política social tiene efectos distintos para personas de distinto sexo, ya que la accesibilidad a recursos para participar es diferente para hombres y mujeres.

El diseño de seguridad social diferenciada en México y la participación electoral de las mujeres tienen la capacidad de dar sustento empírico, ya que este esquema hace que las mujeres sean más propensas a cotizar en un mercado laboral informal a comparación de los hombres. Dado que en México la seguridad social está condicionada a la formalidad laboral, la mayoría de las mujeres que se encuentran en el sector informal están en desventaja y, paralelamente, participan menos en elecciones. Posteriormente, las políticas que se implementen a partir de la dualidad formal-informal tendrán un impacto limitado para reducir desigualdades.

1. MODELO EMPÍRICO

Con tal de sustentar una relación causal se utilizará un modelo no paramétrico *Coarsened Exact Matching* (CEM), el cual permite eliminar disparidad mediante covariantes para facilitar la comparación entre grupos de control y de tratamiento (Blackwell et. al. 2010). Al utilizar CEM los datos son temporalmente asignados a estratos de ambos grupos y las observaciones que están sesgadas son eliminadas. Para hacer esto, se deben elegir covariantes que sean determinantes en la distribución del tratamiento en las unidades observadas. Posteriormente, se corre una regresión simple para encontrar el coeficiente de interés, *Sample Average Treatment Effect on the Treated* (SATT), que indica la dirección de la relación causal y la intensidad de la misma. Una de las principales ventajas de usar CEM es que al separar las observaciones tratadas de las observaciones de control, se reduce la dependencia en el modelo subsecuente y en sus especificaciones (Ho et. al. 2007).

Se eligió utilizar CEM en virtud de que se busca comparar el grado de participación electoral entre distintos grupos contrafactuales i.e. formales, informales, mujeres y hombres. Al definir grupos de control y tratamiento, categorizando las observaciones en estratos comparables entre sí utilizando covariantes predefinidos, CEM elimina sesgos en la distri-

bución del tratamiento y permite establecer causalidad. Como en los sesgos de selección, la distribución de tratamientos suele estar relacionada con variables no observadas que aumentan o disminuyen la frecuencia y probabilidad de pertenecer al grupo de tratamiento. A diferencia de un modelo paramétrico, CEM se enfoca en definir grupos de control y tratamiento, controlando por covariables específicas que ayudan a eliminar el sesgo en la selección del tratamiento y facilitan la realización de comparaciones imparciales. Adicionalmente, los modelos no paramétricos tienen mayor capacidad de reducir sesgos que los modelos paramétricos, al asumir menor número de supuestos. Por último, gracias a que CEM elimina observaciones no comparables, se reduce la varianza del efecto causal estimado, lo cual también ayuda a minimizar los errores cuadrados (Ho et. al. 2007).

Dado que el objetivo es evidenciar que la carencia de seguridad social es causa de una menor tasa de participación electoral, la comparación se realiza intuitivamente entre personas con y sin seguridad social. Es decir, la variable para distinguir entre el grupo de control y el grupo de tratamiento es la informalidad. Adicionalmente, se argumenta que las mujeres tienen menor acceso a seguridad social y por ende votan menos. Para esta comparación, el grupo de tratamiento fue definido por todas las secciones en donde el porcentaje de jefas de hogar está por encima de la media y el grupo de control por todas las secciones en donde el porcentaje de jefas de hogar está por debajo de la media. Gracias a que la naturaleza de este ejercicio es comparar la tasa de participación entre dos grupos que se caracterizan por tener o no seguridad social y por ser o no mujeres, CEM resulta ser ideal para llevar a cabo este ejercicio (Dunning 2010). Por último, para percibir el efecto de la sobre representación de mujeres en el sector informal en su tasa de participación electoral, se implementó un modelo con una variable de interacción entre informalidad y género, utilizando los pesos de CEM asignados por los dos tratamientos que ya fueron mencionados.

Los datos utilizados son los resultados electorales de las elecciones para diputados federales de 2015 del Instituto Nacional Electoral (INE) y el Censo Poblacional 2010. Los datos del INE son utilizados para cuantificar participación política electoral y los datos de Censo proveyeron información sobre hogares y afiliación a diferentes esquemas de seguridad social. Las unidades de observación son porcentajes de la población por sección electoral con las características especificadas por la variable en cuestión.

2. TRATAMIENTO POR PORCENTAJE DE AFILIACIÓN AL INSTITUTO MEXICANO DEL SEGURO SOCIAL (IMSS)

En primer lugar, para implementar CEM, se deben establecer los grupos de control y tratamiento. Con el objetivo de encontrar una relación entre esquema laboral y participación electoral, se diferenció entre secciones con un porcentaje de afiliación al Instituto Mexicano

del Seguro Social (IMSS) por debajo de la media nacional y secciones con un porcentaje de afiliación al IMSS por encima de la media nacional. Asimismo, se creó una variable dicotómica que asume un valor igual a uno cuando las secciones tienen un porcentaje de afiliados al IMSS por debajo de la media y un valor de cero cuando las secciones tienen un porcentaje de afiliados al IMSS por encima de la media. El primero fue considerado el grupo de tratamiento y el segundo, el grupo de control. De este modo el tratamiento asignado a las variables para diferenciar entre ambos grupos es la prevalencia de trabajadores en el sector informal. Este criterio para distinguir entre grupos se eligió por las limitaciones de la base de datos utilizada, cuyas unidades de observación están agregadas por sección electoral. De igual modo, no se puede asignar una variable dicotómica a nivel individual para distinguir entre personas con o sin afiliación al IMSS. Se eligió IMSS a diferencia de otro tipo de seguridad social, ya que este es el esquema más común de seguridad social en la población analizada.

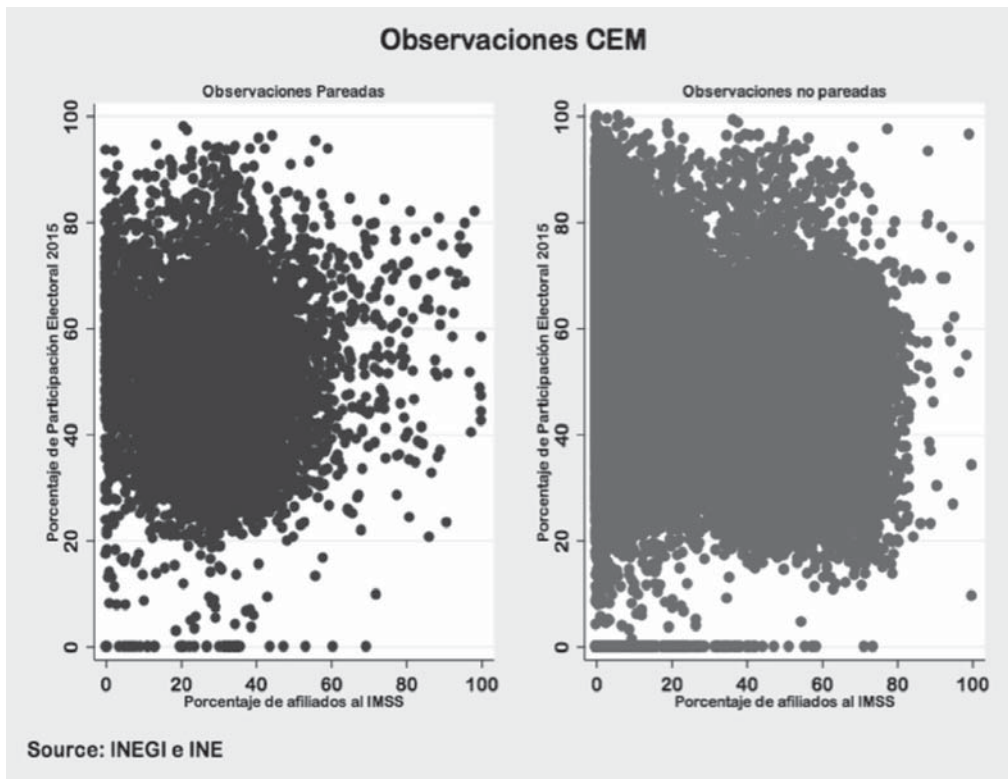
Dado que la carencia de seguro social no es aleatoria entre secciones, se determinaron ex ante los covariantes que influyen en el porcentaje de personas afiliadas al IMSS en cada sección electoral. La función de los covariantes, también conocidos como covariables, es controlar por variables no observadas que ayudan a determinar la distribución del tratamiento. Para controlar entre secciones con tasas bajas de afiliación al IMSS, se eligieron dos covariantes. En primer lugar, se calculó el porcentaje de afiliaciones al IMSS en secciones contiguas y en segundo, el PIB estatal de cada sección. La elección de utilizar observaciones de zonas contiguas como covariante está fundamentada en teorías de inferencia ecológica que hacen referencia a las delimitaciones territoriales como funciones de elementos que determinan ciertas características. Asimismo, los barrios o comunidades georeferenciadas funcionan como unidades espaciales que reflejan patrones y similitudes en variables socioeconómicas, como educación, identificación racial e ingreso. Esta teoría también tiene fundamento en estudios socioculturales que encuentran que las demarcaciones geográficas son un componente inherente en las interacciones sociales. Esto se debe a que personas que comparten estas características se concentran espacialmente (Hwang 2007).

En términos de seguridad social, se espera que la concentración de personas que comparten esquemas de cotización en el IMSS está relacionada con la diversificación sectorial basada en recursos naturales y puntos geográficamente estratégicos. Por ejemplo, el establecimiento de empresas privadas multinacionales en el norte del país y en las costas, son geográficamente estratégicas ya que buscan facilitar el comercio. La presencia de estas empresas en zonas con características geográficas tiene un efecto determinante en las tasas de derechohabencia al IMSS, ya que generan esquemas irregulares de trabajo que propagan la informalidad (Martínez Soria et. al. 2015). Se espera observar lo mismo en zonas ricas en recursos naturales, aunque en el caso de estados productores de petróleo el esquema de contratación se da bajo esquemas de seguridad social especiales para Petróleos Mexicanos (PEMEX).

El segundo covariante que se utilizó fue el Producto Interno Bruto (PIB) estatal como aproximación para medir la productividad a nivel local. Esta variable permite controlar la distribución del tratamiento, ya que la productividad es uno de los principales indicadores para medir afiliación al IMSS. En una publicación sobre la situación actual y reforma de seguridad social en México del Instituto Belisario Domínguez, se encontró que como consecuencia de las crisis económicas en los años noventa “los modelos de crecimiento y de políticas de regularización, privatización y liberalización, establecidas en un contexto de apertura comercial y globalización [...] fortalecieron fenómenos como la deficiencia crónica en la creación de empleos y la contratación irregular de trabajadores“. En consecuencia, estas condiciones provocaron una caída en la productividad y en el ritmo del crecimiento económico del país. Como implicación de esto, la demanda del empleo en actividades productivas es un factor determinante en la propensión a la formalidad (Martínez Soria et. al. 2015). Por lo tanto, el producto interno bruto a nivel local permite controlar la distribución del tratamiento al determinar la propensión a la formalidad en cada estado.

Una vez que se determinaron las covariables, se implementó CEM, controlando por la distribución de afiliación al IMSS entre el grupo de control y el grupo de tratamiento, de modo que ambos grupos fueran semejantes y comparables. El coeficiente L1, con rango de cero a uno, mide el desequilibrio de los grupos. Cero indica que son idénticos y uno indica que son opuestos. Al correr CEM, también se utilizó la especificación k2k para optimizar el balance y el nivel de significancia de los datos. Con k-to-k, se garantiza un número igual de observaciones en los estratos definidos por el mismo modelo, lo cual aumenta el nivel de comparación entre grupos (Blackwell et. al. 2010).

En la siguiente gráfica se pueden observar las diferencias entre las observaciones que fueron pareadas por CEM y las que fueron eliminadas. Como primer hallazgo, se encuentra que las observaciones eliminadas son aquellas que se encuentran alejadas de la media. En cuanto a participación electoral, las observaciones que están por encima del 80 por ciento y por debajo del 20 por ciento no son consideradas por CEM. Por otro lado, las observaciones de porcentaje de afiliación al IMSS son eliminadas cuando están aproximadamente por encima de 50 por ciento. Entonces, podemos observar como las observaciones pareadas son aquellas que se aproximan a la media y que son comparables entre sí. En un inicio, el desequilibrio entre grupos, tomando en consideración los covariantes establecidos, fue de .8365. Después de utilizar CEM, la disparidad disminuyó a .15 y el número de datos pareados fue de 5,489 de un total de 34,637 datos.



Fuente de elaboración propia.

Dado que $L1$ no es igual a cero, se requiere aplicar un modelo paramétrico para explicar la disparidad restante entre ambos grupos, utilizando variables de control (Blackwell et. al. 2010). Las variables de control seleccionadas fueron educación, ingreso, estado civil, participación electoral en las elecciones de 2012, afiliación al Seguro Popular, participación laboral femenina y número de hijos. Por razones de disponibilidad de datos, según las fuentes utilizadas, las aproximaciones utilizadas para medir ingreso fueron porcentaje de personas con automóvil y porcentaje de personas con internet por sección electoral. Para medir educación, la variable utilizada fue porcentaje de personas mayores de 15 años con acceso a educación secundaria. Por último, para medir número de hijos, se tomó en consideración la variable que indica el número de niños entre las edades de cero y dos. Esta variable fue seleccionada porque indica el número de niños en edad de dependencia total, y el periodo en el que, por lo general, la madre se ausenta del mercado laboral para cuidar a sus hijos.

Al correr un modelo OLS sin CEM, el resultado fue un coeficiente positivo y significativo de .8886 para la variable de informalidad. Esto indica que existe una relación positiva entre informales y participación electoral, por lo que se esperaría que la población sin seguro social participe más. Posteriormente, se repitió el modelo OLS, pero esta vez utilizando los pesos asignados por CEM y las variables de control especificadas previamente. En este

ejercicio, el coeficiente de la variable de tratamiento indica la diferencia de medias entre el grupo de control y el grupo de tratamiento, también conocido como SATT (Blackwell et. al. 2010). En la siguiente tabla se muestran los resultados para este primer intento por capturar la relación causal entre informalidad y participación electoral.

| Tabla de Regresión (Tratamiento = Afiliación al IMSS) | | | |
|---|------------|------------|-----------|
| | OLS | OLS | CEM |
| Tratamiento Informal | 6.044 | 0.885 | -1.007 |
| | (57.65)** | (7.29)** | (4.64)** |
| Porcentaje de votos totales en 2012 | | 0.573 | 0.539 |
| | | (145.49)** | (60.07)** |
| PEA femenina | | -0.244 | -0.270 |
| | | (45.72)** | (21.92)** |
| Porcentaje población con Seguro Popular | | 0.090 | 0.088 |
| | | (30.50)** | (11.42)** |
| Porcentaje de la población con automóvil | | 0.005 | 0.016 |
| | | (1.57) | (2.14)* |
| Porcentaje de la población con internet | | 0.050 | 0.042 |
| | | (9.70)** | (3.40)** |
| Población de 15 y más con secundaria | | 0.005 | 0.053 |
| | | (0.71) | (3.05)** |
| Población de 0 a 2 años | | -0.192 | -0.362 |
| | | (5.15)** | (3.95)** |
| Población casada | | -0.055 | 0.034 |
| | | (5.35)** | (1.33) |
| Constante | 46.519 | 20.120 | 18.051 |
| | (642.37)** | (33.18)** | (11.69)** |
| R ² | 0.05 | 0.36 | 0.34 |
| N | 65,586 | 65,530 | 10,743 |

* p<0.05; ** p<0.01

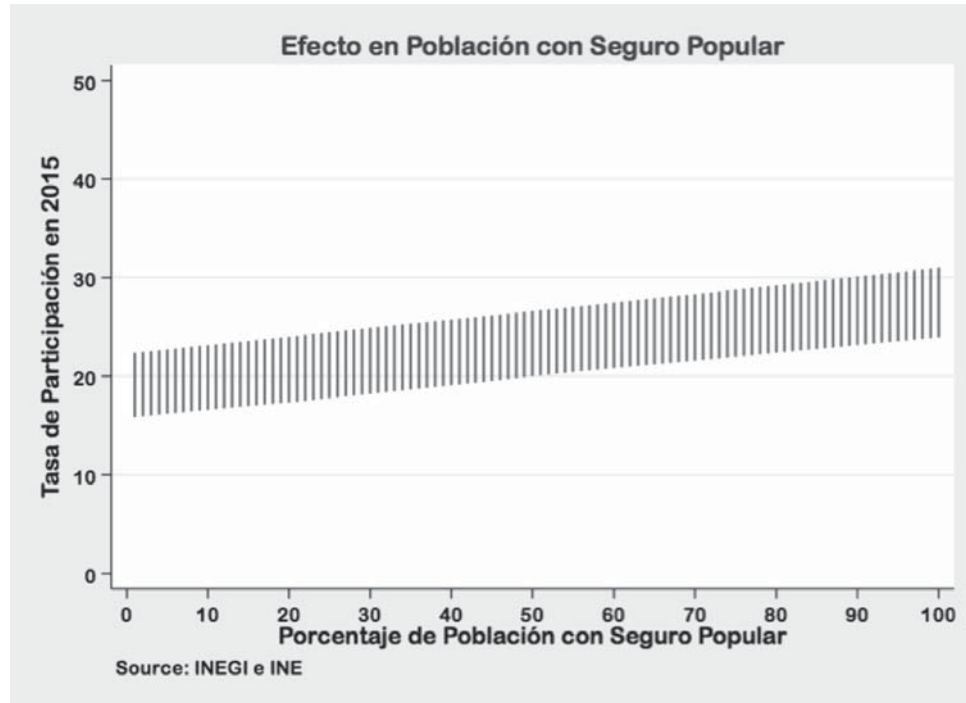
En esta tabla, encontramos que el SATT es igual a -1.007 , con un nivel de significancia menor a $.01$. La dirección negativa indica que cuando la variable de tratamiento asume un valor igual a uno, es decir, equivalente a secciones con afiliación al IMSS por debajo de la media nacional, la participación electoral en el 2015 fue menor por un punto porcentual en comparación con las secciones en las que la afiliación al IMSS está por encima de la media nacional.

Comparando las regresiones con y sin los pesos de CEM, el coeficiente de la variable de tratamiento cambió de signo, de modo que la dirección del efecto causal se invierte. En principio, este hallazgo confirma la hipótesis central de este trabajo al sustentar una relación causal significativa y negativa entre informalidad y participación electoral. La informalidad limita la interacción con instituciones de gobierno al condicionar el acceso a seguridad social a la participación formal en el mercado laboral. En consecuencia, las decisiones de la vida pública, asumidas vía representación y expresión de preferencias individuales y colectivas, son menos relevantes para los ciudadanos ya que éstas tienen un impacto limitado en su vida cotidiana. Adicionalmente, los trabajadores informales no tienen un ingreso gravado, por lo que son más propensos a ser indiferentes a la forma en que se distribuye y asigna el erario público.

Por último, la regresión de resultados finales fue sometida a simulaciones utilizando *clarify* para aumentar la robustez del modelo (Tomz et. al. 2001). Después de *clarify*, ninguno de los resultados de la tabla anterior presentó algún tipo de variación considerable. Posteriormente, se calcularon los valores esperados y predichos de la media de participación electoral en 2015 cuando las secciones se encuentran por debajo de la media nacional de afiliaciones del IMSS y cuando se encuentran por encima. Es decir, cuando la variable de tratamiento es igual a uno y cuando es igual a cero. Tanto para los valores predichos como para los esperados, la media de participación electoral en 2015 de personas con IMSS fue mayor a la media de participación electoral de personas sin afiliación al IMSS. En el primer grupo el valor esperado fue de 18.8355 y el valor predicho fue de 18.7634 . En el segundo grupo el valor esperado fue de 17.8286 y el valor predicho fue de 18.06 . Por último, utilizando *clarify* se calculó el efecto en participación cuando varían los porcentajes de afiliación al Seguro Popular y la PEA femenina. En la siguiente gráfica se observa que, al igual que con IMSS, a medida que aumenta el seguro social, también aumenta la participación en elecciones. No obstante a ello, la pendiente por la cual aumenta es ligera y no presenta cambios drásticos entre secciones con diferentes porcentajes de afiliaciones al Seguro Popular. Por último, los intervalos se empalman por lo que no se puede afirmar un efecto determinante.

En cuanto a la Población Económica Activa (PEA) femenina, observamos que la participación electoral disminuye a medida que las secciones electorales cuentan con un mayor porcentaje de mujeres trabajadoras. Esto se puede atribuir a que cuando las mujeres trabajan, siguen siendo las responsables de las tareas domésticas, lo cual les da menos tiempo

de ocio y menor posibilidad de participar. La tasa a la cual disminuye la población a medida que aumenta la PEA es relativamente inclinada y los intervalos de confianza son pequeños, indicando que los resultados son significativos y que la varianza en participación por cambios en población empleada femenina, *ceteris paribus*, no es muy grande.

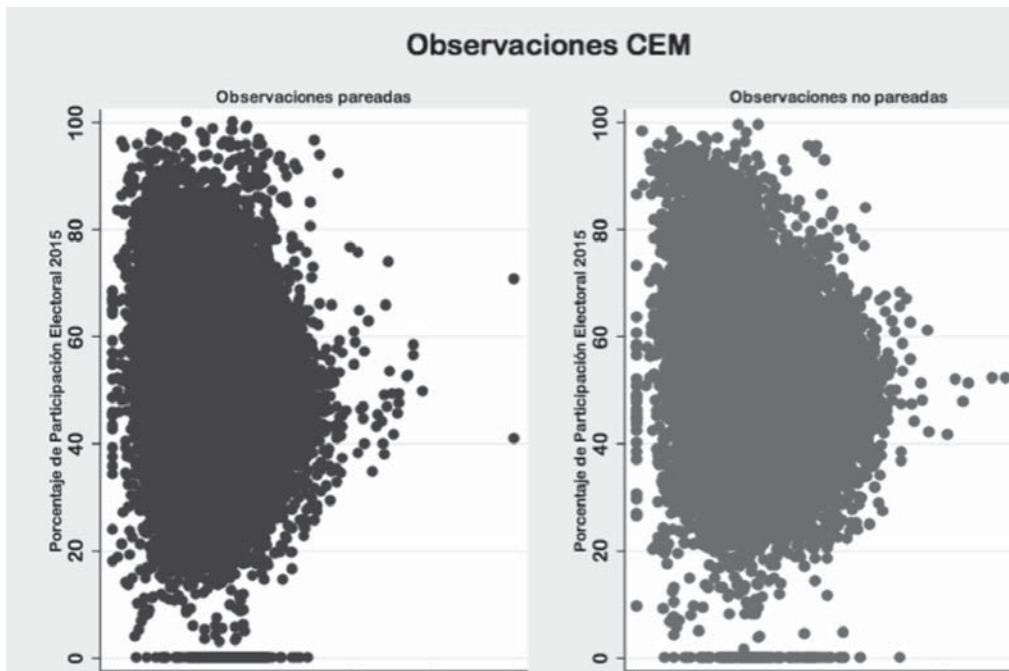


Fuente de elaboración propia.

3. TRATAMIENTO POR PORCENTAJE DE JEFAS DE HOGAR

Para encontrar una relación causal entre género y participación electoral, se modificó el tratamiento utilizado para el ejercicio anterior, de modo que se creó una variable dicotómica que asume un valor igual a uno cuando las secciones presentan un porcentaje de jefas de hogar mayor a la media nacional y cero cuando el porcentaje de jefas de hogar en la sección es menor a la media nacional. De ser así, el grupo de tratamiento son aquellas secciones en donde hay más jefas de hogar en comparación al resto de las secciones a nivel nacional. Al diferenciar los grupos de control y tratamiento utilizando el porcentaje de jefas de hogar, logramos observar la diferencia en participación electoral por causas de género. Al calcular el SATT se computa la dirección y magnitud de dicho tratamiento en la participación electoral de 2015.

En este caso los covariantes para eliminar el sesgo en la distribución del tratamiento son el porcentaje de hogares con población indígena y el porcentaje de población nacida en otra entidad. El primer covariante se debe a que existe un rezago significativo de autonomía económica en mujeres indígenas (Informe Latinoamericano 2015). Las sociedades tradicionales promueven valores conservadores que obstaculizan el pleno desarrollo de la mujer, particularmente en términos económicos (Morgan 2015). Asimismo, las comunidades indígenas en México se rigen bajo un sistema de usos y costumbres que asignan roles convencionales a las mujeres. Este fue el caso de Eufrosina Cruz, quien fue excluida de participar como candidata a un puesto de elección popular en Oaxaca por pertenecer a una comunidad indígena. Es así que las mujeres en las poblaciones indígenas se ven forzadas a obedecer una división sexual del trabajo, en la cual no asumen poder económico en los hogares. En consecuencia, se utiliza el porcentaje de hogares indígenas por sección para balancear ex ante la propensión de cada sección para presentar altas tasas de jefas de hogar. Por ende, se espera que esta covariante disemine el sesgo de las secciones con población indígena al presentar bajas tasas de jefas de hogar.



Fuente de elaboración propia.

El segundo covariante utilizado, porcentaje de población nacida en otra entidad, es una variable de aproximación para medir desplazamientos internos y migración. En la sección anterior se observó que los estados con mayor frecuencia de desplazamientos son aquellos con mayor presencia de jefas de hogar, dado que los hombres suelen migrar al norte o a

estados fronterizos en búsqueda de mejores oportunidades económicas. La ausencia de hombres es uno de los factores más relevantes para entender la sobrerrepresentación de jefas de hogar. Esto se debe a que las mujeres que se hacen cargo del hogar no lo suelen hacer por elección, sino por necesidad ante la ausencia de su conyugue o pareja para cuidar de los hijos. Por ende, existe un patrón según el cual la migración y fuga de hombres genera una mayor propensión para que las mujeres asuman la responsabilidad económica de los hogares. De ser así, se requiere controlar esta variable para eliminar el sesgo que concentra la distribución de jefas de hogar en secciones en donde hay mayores tasas de migración o de desplazamiento interno.

Tras definir estas variables, primero se estimó el desequilibrio inicial y posteriormente se balancearon las observaciones controlando por los covariantes predefinidos. En un principio, el desequilibrio de L1 fue de .3158. No obstante, tras asignar los covariantes, el coeficiente L1 disminuyó a .1348. En total fueron apareadas 23,505 observaciones de un total de 33,842 datos por lo que el número de observaciones sigue siendo considerable. Estas observaciones son comparadas en la gráfica a continuación. En la siguiente gráfica se pueden apreciar las observaciones apareadas versus las no apareadas. Aquí se puede observar que se eliminan menos observaciones a comparación del CEM para tratamiento informal. Esto se debe a que hay menor varianza en el porcentaje de jefas de hogar. Además, el coeficiente L1 inicial era relativamente bajo, por lo que no se requirió eliminar un gran número de datos. Asimismo, el tratamiento de CEM eliminó sólo un tercio de las observaciones, permitiendo que se conservaran la mayoría de los datos.

No obstante a que el balance final fue de .13, es necesario correr un modelo OLS con variables de control que eliminen el desequilibrio restante. En este caso las variables de control utilizadas fueron participación en las elecciones presidenciales de 2012, porcentaje de población con automóvil e internet como aproximación para medir ingreso, escolaridad medida como personas mayores de 15 años con educación secundaria, número de hijos medidos como población de menores en edad dependiente (cero a dos años) y estado civil.

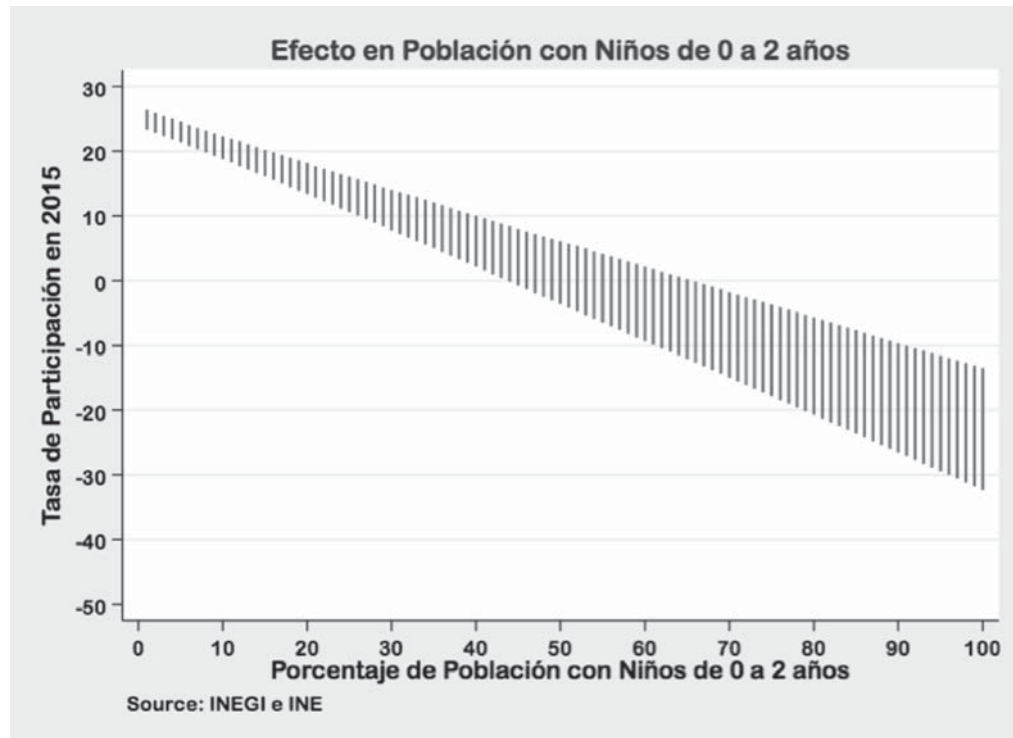
El coeficiente de la variable de tratamiento sin utilizar los pesos asignados por CEM (variable dependiente) fue igual a -3.106 con un nivel de significancia menor a .01. Este resultado implica que las secciones con mayoría de jefas de hogar tienen una relación significativa y negativa con participación electoral. No obstante, al repetir el modelo con los pesos asignados por CEM, el coeficiente de SATT fue de -2.656 con un nivel de significancia menor a .01. Consecuentemente, podemos afirmar que existe una relación causal negativa y significativa entre secciones con un alto porcentaje de jefas de hogar y participación electoral en 2015. Los resultados se encuentran en la siguiente tabla:

| | OLS | OLS | CEM |
|--|------------|------------|------------|
| Tratamiento Jefas | -4.184 | -3.106 | -2.656 |
| | (39.43)** | (27.31)** | (20.44)** |
| Porcentaje de votos totales en 2012 | | 0.615 | 0.572 |
| | | (153.84)** | (121.99)** |
| Porcentaje de la población con automóvil | | 0.027 | 0.031 |
| | | (8.65)** | (7.97)** |
| Porcentaje de la población con internet | | -0.175 | -0.179 |
| | | (43.04)** | (38.20)** |
| Población de 15 y mas con secundaria | | -0.196 | -0.226 |
| | | (29.20)** | (27.91)** |
| Población de 0 a 2 años | | -0.382 | -0.524 |
| | | (10.08)** | (11.41)** |
| Población casada | | -0.059 | -0.045 |
| | | (5.30)** | (3.35)** |
| _cons | 51.477 | 23.083 | 25.985 |
| | (688.89)** | (34.59)** | (32.75)** |
| N | 65,586 | 65,535 | 46,214 |
| R ² | 0.02 | 0.32 | 0.29 |

p<0.05; ** p<0.01

Al igual que en el modelo anterior, la regresión se repitió utilizando clarify, lo cual permite realizar múltiples simulaciones con el objetivo de obtener resultados más contundentes y calcular cifras de interés como el valor esperado y el valor predicho (Tomz et. al. 2001). Los coeficientes de la regresión con clarify no se diferenciaron de los resultados originales y los valores esperados y predichos de participación electoral en 2015 para el grupo de tratamiento y el grupo de control fueron distintos y consistentes con el hallazgo de que las secciones con mayoría de jefas de hogar participan menos en comparación a las secciones con menor proporción de jefas de hogar. Para el primer grupo el valor esperado de parti-

cipación fue de 22.7378 y el valor predicho fue de 22.7786. Para el segundo grupo el valor esperado de participación fue de 25.3586 y el valor predicho fue de 24.9560.



Fuente de elaboración propia.

Tomando en consideración estos resultados, afirmamos que existe una relación entre proporción de jefas de hogar y participación electoral. Por lo tanto, la proporción de jefas de hogar influye en participación electoral y las mujeres que comparten responsabilidades económicas y domésticas participan menos. Este último hallazgo coincide con la hipótesis principal de este trabajo que arguye que la participación electoral se ve afectada por la distribución desigual de transferencias directas mediante la política social establecida y por las brecha de género en el mercado laboral formal. También se arguye que, en principio, el género no es una razón en sí misma por la cual las mujeres participan menos, sino la distribución desigual de seguridad social con base en género al vincularlo con empleo formal, dado que, por factores sociales, políticos y económicos, las mujeres tienen menor acceso a un empleo formal.

Para observar los efectos que tienen los hijos en la participación electoral de jefas de hogar, se realizó una gráfica que indica los valores calculados por clarify, ajustando por el porcentaje de hijos, medido como población de 0 a 2 años. En la gráfica se observa que

a mayor número de hijos, menor es la participación. La pendiente es considerable por lo que un pequeño aumento en el porcentaje de menores de dos años puede tener una disminución importante en participación electoral. Los intervalos de confianza son pequeños cuando el porcentaje de menores a dos años es menor, pero a medida que aumenta, también incrementa el rango de los intervalos. Esto nos dice que a pesar de que la tendencia es negativa, la proporción de cambio en participación tiene un rango amplio de variación.

4. TRATAMIENTO POR INTERACCIÓN EN PORCENTAJE DE AFILIACIONES AL INSTITUTO MEXICANO DEL SEGURO SOCIAL (IMSS) Y JEFAS DE HOGAR

Hasta el momento se han observado las relaciones causales que tienen el seguro social y el factor de género en la participación electoral por separado. Para entender el efecto que tienen estas variables en conjunto sobre la participación electoral, se generó una variable interactiva que multiplica el porcentaje de afiliados al IMSS por sección electoral, por el porcentaje de jefas de hogar por sección electoral. Dado que los tratamientos elegidos para los modelos previos no se pueden interactuar, se repitieron los ejercicios que se habían observado previamente para cada uno de los tratamientos, pero esta vez incluyendo la variable interactiva.

Mediante una regresión con variables de interacción se percibe el efecto que tiene la variable independiente en la variable dependiente cuando está condicionada por la presencia de una tercera variable dicotómica, Z . Asimismo, se logra aislar el efecto de la variable independiente cuando Z asume un valor igual a uno y cero. Para captar el efecto de la interacción entre informalidad y jefas de hogar, primero se construyó una variable que multiplica el porcentaje de jefas de hogar por la variable de tratamiento de informalidad que indica si el porcentaje de afiliados al IMSS por sección es menor a la media. De esta manera, se percibe el efecto marginal que tiene la jefatura femenina sobre la participación electoral cuando el porcentaje de afiliados al IMSS es menor a la media.

La regresión se realizó con los pesos asignados por CEM al definir el grupo de tratamiento por informalidad y clarify. En consecuencia, se obtuvieron los resultados de la siguiente tabla. Estos resultados muestran que la variable interactiva tiene una relación negativa y significativa con participación electoral. Es decir, a mayor número de jefas de hogar sin afiliación al IMSS, menor es la participación electoral. No obstante ello, la variable de tratamiento tiene un valor positivo y significativo, lo cual indica que el efecto de la informalidad es positivo a menos de que exista una alta tasa de jefas de hogar. Esto confirma nuevamente nuestra hipótesis y revela que existe una brecha de género en la distribución de seguridad social, lo cual termina por perjudicar la representación política de mujeres en elecciones.

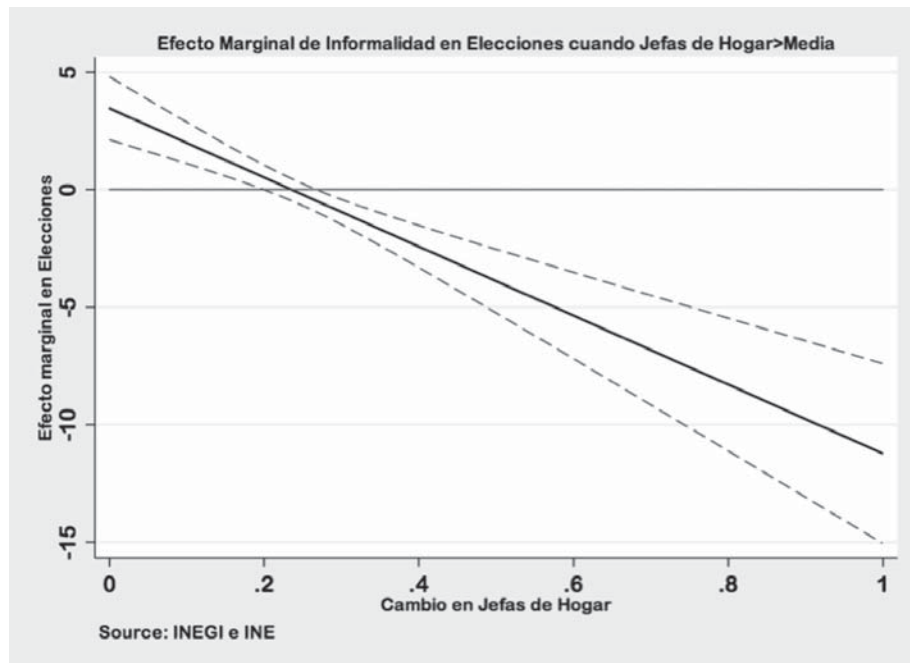
| | OLS | OLS | CEM |
|--|------------|------------|-----------|
| Tratamiento Informal | 13.385 | 7.153 | 3.459 |
| | (42.38)** | (25.28)** | (5.06)** |
| Tratamiento Jefas | -0.278 | -2.027 | -2.597 |
| | (2.04)* | (15.48)** | (8.10)** |
| Interacción Informal - Jefas | -34.424 | -15.578 | -14.696 |
| | (27.94)** | (14.95)** | (5.70)** |
| Porcentaje de votos totales en 2012 | | 0.620 | 0.550 |
| | | (162.74)** | (60.19)** |
| Porcentaje de la población con automóvil | | 0.035 | 0.042 |
| | | (10.63)** | (5.06)** |
| Porcentaje de la población con internet | | -0.125 | -0.142 |
| | | (27.75)** | (12.90)** |
| Población de 15 y más con secundaria | | -0.122 | -0.089 |
| | | (16.61)** | (4.64)** |
| Población de 0 a 2 años | | -0.372 | -0.668 |
| | | (9.50)** | (6.40)** |
| Población casada | | -0.101 | -0.016 |
| | | (8.73)** | (0.52) |
| _cons | 46.996 | 19.949 | 21.576 |
| | (405.63)** | (28.99)** | (11.78)** |
| N | 65,695 | 65,684 | 10,773 |
| R ² | 0.06 | 0.35 | 0.29 |

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Utilizando los valores calculados por clarify, se obtuvo la gráfica del efecto marginal que tienen las jefas de hogar en la participación electoral cuando la informalidad es superior a la media. En la gráfica se observa que existe una clara tendencia negativa con una pendiente pronunciada. No obstante ello, los intervalos se ensanchan en la medida que el valor de las observaciones se alejan de la media. Esto se debe a que el número de observaciones disminuye a medida que los porcentajes de jefas de hogar se distancian de la media.

Por último, se repitió el ejercicio para el tratamiento de secciones con mayoría de jefas de hogar. En esta ocasión, la variable de interacción se compuso por la variable independiente, igual al porcentaje de afiliados al IMSS, y la variable condicional Z, igual a la variable de tratamiento por jefas de hogar. De este modo, la variable de interacción mide el efecto

marginal de afiliados al IMSS en participación electoral cuando el porcentaje de jefas de hogar es mayor a la media en una sección. En esta ocasión, el tratamiento que se implementó fue el de jefas de hogar, de modo que se balancean las observaciones tomando en consideración la distribución del porcentaje de jefas de hogar entre diferentes secciones.



Fuente de elaboración propia.

En principio, la variable interactiva tiene el mismo signo que el coeficiente que obtuvo en el modelo anterior, no obstante la magnitud del coeficiente es significativamente menor. En el ejercicio anterior el efecto negativo es de -14 y en este es de -.01, por lo que resulta ambiguo el efecto en el ejercicio presente. En este caso el efecto marginal en participación electoral es ambiguo, gracias a que los intervalos se empalman entre sí y no queda claro si un aumento en informalidad tiene un efecto negativo en participación electoral cuando el porcentaje de afiliados al IMSS es menor a la media.

5. IMPLICACIONES DEL MODELO

Los principales resultados de los modelos empíricos realizados conducen a las siguientes implicaciones. En primer lugar, se afirma la especulación de que la informalidad, como externalidad de la seguridad social en México, ha producido una asignación inequitativa de beneficios públicos que ha obstaculizado la participación electoral de los grupos con menor acceso a la formalidad, i.e. las mujeres. En consecuencia, las mujeres terminan por votar menos que los hombres, lo cual genera patrones irregulares de representación efectiva. En segundo lugar, esta situación hace que se diseñen políticas sociales y se legisle a favor de aquellos que participan más y en deterioro de aquellos con menor posibilidad de hacerse escuchar. Por último, esto fomenta disparidad en los niveles de autonomía económica y política de los hombres y las mujeres, ya que las mujeres tienen mayor dificultad para acceder a prestaciones y servicios social. Esto sucede aun más cuando las mujeres son jefas de hogar y deben dividir su tiempo en quehaceres domésticos y responsabilidades laborales. Como hemos visto, una de las consecuencias de la inequidad económica y política relacionada al género es que se generen sistemas de representación irregulares y políticas sesgadas. No obstante a ello, las consecuencias que pueden llegar a tener en temas como pobreza y violencia, más allá de los alcances de este trabajo, quizás sean igual o más graves para el pleno desarrollo de la mujer.

Estos hallazgos revelan la urgencia e importancia de diseñar políticas sociales en materia de seguridad social (y en cualquier tipo de política pública) con perspectiva de género. Tomando en consideración las necesidades y desigualdades emanadas de un sistema patriarcal que directa e indirectamente restringe a las mujeres a espacios y roles, deben generarse mecanismos institucionales que corrijan los rezagos económicos, políticos y sociales de las mujeres. En este sentido, resulta imprescindible dejar de reproducir tendencias institucionales que fomentan las construcciones sociales basadas en la dicotomía del sexo, por ejemplo: la titularidad materna como condición a recibir programas sociales y la excepción de servicios de guardería para los hombres y el derecho a la paternidad.

CONCLUSIONES

Este trabajo se escribió con el propósito de explicar las bajas tasas de participación en mujeres. Se argumentó que la seguridad social diferenciada excluye a mujeres de interacciones con instituciones públicas y de mecanismos formales para ser receptoras de prestaciones y servicios de seguridad social por parte del gobierno. En conjunto, estos elementos crean un panorama precario socioeconómico para las mujeres que afectan directamente su restricción presupuestaria y *exposure* político para votar. Para explicar esto se llevó a cabo una

exploración cuantitativa con el objetivo de comprobar una relación causal entre informalidad y participación electoral.

A modo de reflexión, vale la pena destacar que una de las principales implicaciones de los hallazgos de este trabajo es que los estados con esquemas de seguridad social deben observar mayor tasas de participación electoral por parte de sus ciudadanos. Gracias a que se comprobó que existe una relación negativa entre carencia de seguridad social y participación electoral, cuando los estados ofrecen prestaciones y beneficios que tienen un impacto positivo en la restricción presupuestaria para participar, los ciudadanos tendrán más posibilidad e incentivos para participar.

Otra implicación relevante de este trabajo es que es indispensable que se diseñen políticas sociales con una perspectiva de género consciente del impacto diferenciado que tienen. La seguridad social vinculada al empleo formal es particularmente desventajosa para las mujeres ya que ellas tienen menor posibilidad de acceder al mercado laboral. Cuando las políticas sociales no toman en consideración estas sutilezas en diferencias económicas, la redistribución de recursos públicos aumenta las brechas y resulta en una medida regresiva.

En consecuencia, este trabajo revela la precariedad de la situación de las mujeres en México. Un estudio del Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2016) encuentra que tras una aceleración pronunciada en la movilidad social de América Latina de 2003 a 2013, el bajo crecimiento económico en 2015 podría ocasionar que el ingreso del 10 por ciento de la clase media de la región caiga por debajo de la línea de pobreza. Asimismo, este estudio encuentra que existen cuatro factores que impiden este retroceso en movilidad social: títulos de propiedad, guarderías para el cuidado de menores, seguridad social y un sistema de pensiones para el retiro. Según los resultados de este trabajo, las mujeres tienen menor acceso a estos beneficios, lo cual aumenta su probabilidad de encontrarse en situaciones de pobreza.

Por último, el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) (2014) encontró que los hogares con jefatura femenina son más vulnerables ya que suelen tener un mayor número de familiares que no contribuyen a la economía del hogar (las mujeres suelen responsabilizarse del cuidado de otros como menores de edad y personas de la tercera edad). Por esta razón, los pocos recursos que obtienen las jefas de hogar se dividen entre más personas. Tomando en consideración el efecto informalidad-participación, la precariedad económica y laboral de las mujeres conduce a que participen en menor medida.

Una de las principales limitaciones de este trabajo fue la inexistencia de observaciones individuales de participación política electoral con una muestra relevante. Esto hubiera contribuido a encontrar relaciones causales en tasas de participación con mayor presencia de brechas de género, lo cual aumentaría la magnitud de la relación negativa entre seguridad social y participación. No obstante a ello, los resultados presentados sirven como un primer

Daniela Philipson García

Se encuentra estudiando una Maestría en Políticas Públicas en Harvard Kennedy School. Nativa de la Ciudad de México. Estudió las licenciaturas en Ciencia Política y Relaciones Internacionales en el Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM). Tras titularse con mención especial, se desempeñó en el sector público. Primero en el Instituto Nacional de Transparencia, Acceso a la Información y Protección de Datos (INAI) y, posteriormente, en la Mesa Directiva del Senado de la República. Durante su estancia en el Senado, se dedicó a trabajar en materias de seguridad, política de drogas y temas de género. En 2016, le fue otorgada la beca Fulbright-García Robles.

ejercicio para revelar la inequidad entre sexos y las consecuencias políticas de la seguridad social diferenciada.

Como parte de esta línea de investigación, resultaría interesante encontrar las implicaciones de un sistema universal de seguridad social en participación electoral y en las brechas de género en el mercado laboral. También, sería recomendable encontrar si la implementación de un sistema universal de seguridad social ayudaría a eliminar incentivos clientelares y de compra de votos. Esto, en virtud de que finalmente, sería interesante analizar si una mayor participación de mujeres tendría un impacto en la agenda política y la forma en la que se definen y representan las preferencias públicas.

REFERENCIAS

- ¹ Mención honorífica en la cuarta promoción del Concurso de Ensayo Político Alonso Lujambio edición 2016, otorgada por el jurado integrado por Jesús Silva-Herzog Márquez, Arturo Sánchez Gutiérrez, Rodolfo Vázquez, Horacio Vives Segl y Federico Estévez.

BIBLIOGRAFÍA

- Blackwell, Matthew, Stefano Iacus, Gary King, and Giuseppe Porro (2010) “Cem: Coarsened Exact Matching in Stata”. <http://gking.harvard.edu/files/cem-stata.pdf> (April 25, 2016), USA.
- Campbell, Andrea L. (2003) *How Policies Make Citizens*. Ed. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Dunning, Thad, and David Collier (2010) “Chapter 14: Design-Based Inference: Beyond the Pitfalls of Regression Analysis?” In *Rethinking Social Inquiry Diverse Tools, Shared Standards*. Ed. Henry E. Brady. Plymouth: Rowman & Littlefield Publishers, USA.
- Ho, Daniel E., Kosuke Imai, Gary King, and Elizabeth A. Stuart (2007) “Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference.” *Political Analysis* 15, USA.
- Hwang, Jackelyn (2007) “Perceptions and Border of Changing Neighborhoods: A Case Study in Philadelphia.” *Thesis*, Stanford University, USA.
- Informe Pobreza y Desigualdad (2015) *Género y Territorio*. Ed. Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural, Santiago de Chile, Chile.
- Martínez Soria, Jesuswaldo (editor) (2015) *Situación Actual y Reforma. De La Seguridad Social en México*. Ed. Senado de la República/Instituto Belisario Domínguez, México.
- Morgan, Jana (2015) “Gender and the Latin American Voter.” In *The Latin American Voter*. eds. Ryan E. Carlin, Matthew M. Singer, and Elizabeth J. Zechmeister. Ann Arbor. Ed. University of Michigan Press. USA.
- Tomz, Micheal, Jason Whittenberg, and Gary King (2001) “Clarify: Software for Interpreting and Presenting Statistical Results.” <http://gking.harvard.edu/files/clarify.pdf> (June 2, 2016), USA.
- UNPD (2016) “Millions of Latin American Risk Sliding Back into Poverty; New Generation of Public Policies Crucial to Prevent Setbacks, UNDP.” Ed. Latin America UNDP, Washington, D.C. <http://www.latinamerica.undp.org/content/rblac/en/home/presscenter/pressreleases/2016/06/14/reca-da-de-millones-de-latinoamericanos-a-la-pobreza-es-evitable-con-politicas-publicas-de-nueva-generaci-n-pnud.html> (June 18, 2016).
- Verba, Sindy, Kay Lehman Schlozman, and Herny E. Brady (1995) *Voice and Equality. Civic Voluntarism in American Politics*. Ed. Harvard University, USA.

