



El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

ISSN: 2448-718X

Fondo de Cultura Económica

Huffman, Curtis; Gamarén, Edwin van  
Efectos heterogéneos y distributivos del Seguro Popular sobre la oferta de servicios de salud en México\*  
El trimestre económico, vol. LXXXVI(3), núm. 343, 2019, Julio-Septiembre, pp. 667-713  
Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v86i343.719

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31362659006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH  
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

## Efectos heterogéneos y distributivos del Seguro Popular sobre la oferta de servicios de salud en México\*

Heterogeneous and distributional effects of  
Mexico's health insurance for the poor on the supply  
of healthcare services

*Curtis Huffman  
y Edwin van Gameren\*\**

### ABSTRACT

*Background:* The effects that the expansion of the *Seguro Popular* (SP), Mexico's universal —according to the government— health insurance program, has had on the human and material resources needed to meet the new demand remain largely unexplored. It is a key piece in the quest for universal healthcare that we analyze in this paper.

*Methodology:* Unlike previous evaluations, we use sanitary jurisdictions as units of analysis and operationalize SP's intervention as a continuous treatment indicator (relative to the number of recipients).

*Results:* Estimates using a variety of propensity score approaches suggest that, on the average, SP effectively has had a positive impact on Mexico's health resources. However, quantile and interaction treatment effects also suggest unexpected distributional effects on health resources.

*Conclusions:* Overall, our results suggest that the program may be leaving behind some of the most vulnerable geographical areas.

\* Artículo recibido el 25 de abril de 2018 y aceptado el 12 de diciembre de 2018. Los errores u omisiones remanentes son responsabilidad exclusiva de los autores. [Traducción del inglés de Fausto José Trejo.]

\*\* Curtis Huffman, Programa Universitario de Estudios del Desarrollo, Universidad Nacional Autónoma de México (correo electrónico: chuffman@colmex.mx). Edwin van Gameren, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México (correo electrónico: egameren@colmex.mx).

*Keywords:* generalized propensity score methods; continuous treatments; quantile treatment effects; interaction treatment effects; Mexico; Seguro Popular; causal inference. *JEL codes:* I38, C21, I13.

## RESUMEN

*Antecedentes:* poco se ha escrito acerca de los efectos de la expansión del Seguro Popular (SP), el programa de salud pretendidamente universal —según el gobierno mexicano—, sobre los recursos humanos y materiales requeridos para satisfacer la nueva demanda. En este artículo analizamos esta pieza clave en la búsqueda de un sistema universal de atención a la salud.

*Metodología:* a diferencia de las evaluaciones previas, en este trabajo utilizamos las jurisdicciones sanitarias como unidades de análisis y operacionalizamos la intervención del SP como un tratamiento continuo (relativo al número de beneficiarios potenciales).

*Resultados:* según lo sugieren las estimaciones, realizadas con base en una variedad de aplicaciones del método de pareamiento por puntaje de propensión, el SP ha tenido un impacto promedio efectivamente positivo sobre los recursos de salud de México. Sin embargo, los efectos de tratamiento cuantil y de interacción revelan resultados inesperados del programa sobre la distribución de recursos sanitarios.

*Conclusiones:* en general, nuestros resultados sugieren la posibilidad de que el programa no esté cubriendo suficientemente algunas de las zonas geográficas más vulnerables del país.

*Palabras clave:* métodos generalizados de pareamiento por puntaje de propensión; tratamientos continuos; efectos de tratamiento cuantil; efectos de interacción del tratamiento; México; Seguro Popular; inferencia causal. *Clasificación JEL:* I38, C21, I13.

## INTRODUCCIÓN

Hacia finales de 2012 México alcanzó un hito en su camino para brindar un seguro de salud de cobertura pretendidamente universal. En 2001 aproximadamente 50 millones de personas —fundamentalmente trabajadores informales y sus familias— no estaban asegurados y hoy están cubiertos por el Sistema de Protección Social en Salud mejor conocido como Seguro

Popular (SP). Desde la creación del sistema de seguridad social en 1943, éste es el esfuerzo financiero más grande que se haya realizado en el país para proporcionar un seguro de salud a quienes carecen de él. No obstante, el hecho de intentar alcanzar la cobertura universal de la salud, como se suele designar (Knaul et al., 2012; Frenk, González-Pier, Gómez-Dantés, Lezana y Knaul, 2006), no implica automáticamente que los recursos humanos y materiales necesarios para encarar las nuevas demandas en servicios de salud estén disponibles. En vista de que la gestión del programa se lleva a cabo sin que medie una vigilancia estricta de la asignación de medios financieros, la cuestión de si éstos logran traducirse en los recursos asociados con el suministro de servicios de salud es muy importante y merece nuestra atención. En este trabajo examinamos en qué grado los recursos clave, en particular el número de consultorios, médicos y personal de enfermería en contacto con pacientes, se han expandido tras el incremento en la cobertura del SP.

Mediante el empleo de datos procedentes de fuentes de acceso público de la Secretaría de Salud, analizamos el impacto que han tenido diferentes niveles de tratamiento —esto es, los diversos niveles de cobertura del SP en 2009— sobre el crecimiento de la densidad de recursos humanos y materiales entre 2001 y 2010; lo cual está condicionado por un conjunto de covariables que describen la infraestructura disponible anterior a la implementación del SP. Estimamos funciones de dosis-respuesta mediante puntajes generalizados de propensión (GPS por sus siglas en inglés, *generalized propensity scores*) ajustados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO u OLS, por sus siglas en inglés, *ordinary least squares*) (Hirano e Imbens, 2004) para calcular ponderadores de probabilidad inversa de tratamiento (IPTW, por sus siglas en inglés, *inverse probability of treatment weights*) (Robins, Hernán y Brumback, 2000); también utilizamos un procedimiento de estimación robusta de tres ponderadores diferentes (Fong, Hazlett e Imai, 2015a), mediante el cual se extiende a tratamientos continuos la metodología de puntajes de propensión balanceadores de covariables (Imai y Ratkovic, 2014) o CBPS (por sus siglas en inglés, *covariate balancing propensity score*). Estos enfoques son lo bastante flexibles para permitirnos efectuar el análisis no sólo de los impactos promedio sino también de su heterogeneidad y sus posibles efectos distributivos al examinar el impacto del programa sobre diferentes cuantiles de la distribución de los resultados y las interacciones del indicador de tratamiento con las condiciones iniciales.

Puesto que es un análisis no dinámico del tratamiento basado en métodos de puntajes de propensión, todos nuestros resultados se fundan en la validez del supuesto de inconfundibilidad, también conocido como de selección en observables o ignorabilidad; es decir, hemos identificado y medido todas las variables cuyos efectos pueden ser confundidos con los de la cobertura del SP.

Realizamos cuatro aportaciones distintivas a la literatura acerca del SP. En primer término, consideramos una faceta para la cual casi no se han emprendido investigaciones: la de la expansión del número de profesionales e infraestructura de la salud como respuesta a la nueva demanda potencial de servicios. El nutrido conjunto de trabajos de evaluación del SP se enfoca en los impactos financieros individuales —gastos de bolsillo, gastos catastróficos de salud— y en el uso de los servicios de salud y mejora de ésta. También se han estudiado posibles incentivos perversos en el mercado laboral; sin embargo, sólo Bosch y Campos-Vázquez (2010) han analizado la expansión de la infraestructura como un resultado del programa. En segundo lugar, exploramos los efectos de la cobertura del SP como una variable continua, evitamos las implicaciones de una serie de supuestos estadísticos y causales notoriamente simplificadores, como establecer un criterio para dicotomizar una variable continua, con el propósito de aplicar métodos de puntaje de propensión tradicionales. Asimismo, a diferencia de todos los trabajos previos, empleamos las jurisdicciones sanitarias (JS) como unidad de análisis. Éstas corresponden a la división administrativa regional más básica, encargada de poner en funcionamiento los servicios y programas de salud. Es bien sabido que la unidad de análisis que se escoja y la forma en que los investigadores operacionalicen la intervención determinan notablemente la naturaleza de los hallazgos obtenidos (Pearl, 2009).

Al utilizar directamente como indicador de tratamiento el número de personas afiliadas al programa dentro de cada JS como proporción de la población abierta (integrada por quienes carecen del seguro de salud proporcionado por la ley a través del sistema de seguridad social), nos mantenemos más apegados al verdadero proceso causal que subyace a la intervención del SP. En tercer lugar, estimamos los efectos de tratamiento cuantil (QTE, por sus siglas en inglés, *quantile treatment effects*), lo que contribuye al análisis de la heterogeneidad de los efectos del SP (Sosa-Rubí, Galárraga y Harris, 2009; Wirtz, Santa-Ana-Tellez, Servan-Mori y Ávila-Burgos, 2012) en distintos segmentos poblacionales que resisten la detección cuando sólo se estiman los efectos de tratamiento promedio (ATE, por sus siglas en inglés, *average*

*treatment effects*). Por último, al estimar los efectos de interacción del tratamiento (ITE, por sus siglas en inglés, *interaction treatment effects*), contribuimos igualmente al análisis de los efectos distributivos del SP (García-Díaz y Sosa-Rubí, 2011) y evaluamos así la repercusión que el SP ha tenido en la distribución de recursos de la salud a lo largo del país.

Nuestras estimaciones sugieren que, en términos generales, ocurrió una mayor expansión de recursos humanos y materiales en áreas geográficas donde se da en mayor grado la cobertura del SP. Aun cuando este hallazgo se ajusta a las expectativas, e incluso es deseable, también es cierto que el análisis de la heterogeneidad relativa a estos ATE, en el que se utilizan los QTE y los ITE, indica que el SP ha tenido efectos distributivos sobre dichos recursos, por lo que han quedado desatendidas algunas de las zonas geográficas más vulnerables del país y, por consiguiente, se ha contribuido a una mayor desigualdad en la distribución de los recursos en salud. De lo anterior se infiere que es necesario aplicar una política de salud pública diferente, con el fin de que esos segmentos poblacionales no sigan rezagados.

El presente artículo sigue esta progresión: la sección I repasa brevemente la historia del Seguro Popular y presenta los datos que se emplearán, a la vez que revisa las decisiones sobre las unidades de análisis y los años considerados. La sección II da cuenta de los métodos que aplicamos en el análisis de los efectos de la cobertura del SP sobre la expansión de recursos humanos y materiales clave. En la sección III presentamos las estimaciones correspondientes, y concluimos con una breve reflexión sobre nuestros resultados.

## I. EL SEGURO POPULAR, LAS EVALUACIONES PREVIAS Y LOS DATOS

El Seguro de Salud Popular (SP) fue lanzado como programa piloto en 2002 y permaneció en tal calidad hasta finales de 2003. En ese entonces cubría aproximadamente a 2.2 millones de personas previamente desprovistas de seguro de salud, dentro de una población de alrededor de 100 millones de ciudadanos de la que 50% carecía de cualquier tipo de cobertura en materia de sanidad, lo que lo dejaba efectivamente fuera del sistema de salud pública. En la misma época, la nueva Ley General de Salud (LGS) puso en marcha el Sistema de Protección Social en Salud (SPSS); 10 años después el SP brindaba protección a más de 55 millones de personas (véase gráfica 1). De esta manera se cubría a toda la población que no tenía acceso a los institutos de

seguridad social tradicionales (como el IMSS, el ISSSTE, Pemex, la Secretaría de Defensa o la Secretaría de Marina). La inscripción es voluntaria y el programa se concede a todos los residentes legales del territorio mexicano que no cuenten con un seguro de salud vinculado con su trabajo, de acuerdo con la simple declaración del solicitante.<sup>1</sup>

La LGS especificó que el gobierno federal y los estados habrían de compartir la responsabilidad, y que se delegaba a estos últimos la tarea de administrar los recursos asignados por la Federación para la prestación del servicio. El financiamiento del SP se basa en una estructura tripartita: una contribución social que cubre anualmente el gobierno federal y que es directamente proporcional al número de beneficiarios (la principal fuente de financiamiento); en segundo lugar, una contribución solidaria que cubren simultáneamente el gobierno federal y los estados, apegándose a indicadores de salud como la mortalidad infantil y la adulta; finalmente, las contribuciones del círculo familiar, las cuales se introdujeron para sustituir los pagos salidos del bolsillo de los pacientes durante el suministro de servicios (aunque las familias se pueden clasificar dentro de un régimen no contributivo basado en el ingreso del hogar). Hacia 2012 los beneficiarios tenían acceso a un paquete integrado por 284 servicios e intervenciones de salud enlistados en el Catálogo Universal de Servicios Esenciales de Salud (Causes).<sup>2</sup>

Existe abundante literatura dedicada a la evaluación de los impactos que ha tenido el SP, pero no se ha puesto suficiente atención a la expansión de la infraestructura. Entre los hallazgos más notables de las distintas evaluaciones del SP se incluyen disminuciones tanto en el gasto de bolsillo (Teruel, Castro y Guadarrama, 2012; Gakidou et al., 2007; Barros, 2008; King et al., 2009; Grogger, Arnold, León y Ome, 2011; Parker y Ruvalcaba, 2010; Ávila-Burgos, Serván-Mori, Wirtz, Sosa-Rubí y Salinas-Rodríguez, 2013; Gakidou et al., 2006; Scott, 2006; Knaul y Frenk, 2005; Knaul et al., 2006; García-Díaz y Sosa-Rubí, 2011; Galárraga, Sosa-Rubí, Salinas-Rodríguez y Sesma-Vázquez, 2010; Hernández-Torres, Ávila-Burgos, Valencia-Mendoza y Poblano-Verástegui, 2008), como en el gasto catastrófico por motivos de salud (Hernández-Torres et al., 2008). La evidencia de estos objetivos explícitos del programa abarca una gama tan amplia de fuentes de datos y de metodologías que existen pocas dudas sobre la trascendencia que posee

<sup>1</sup> Hoy en día, en las principales ciudades se exige una prueba por escrito de que no se está afiliado a ninguna de las instituciones tradicionales de seguridad social.

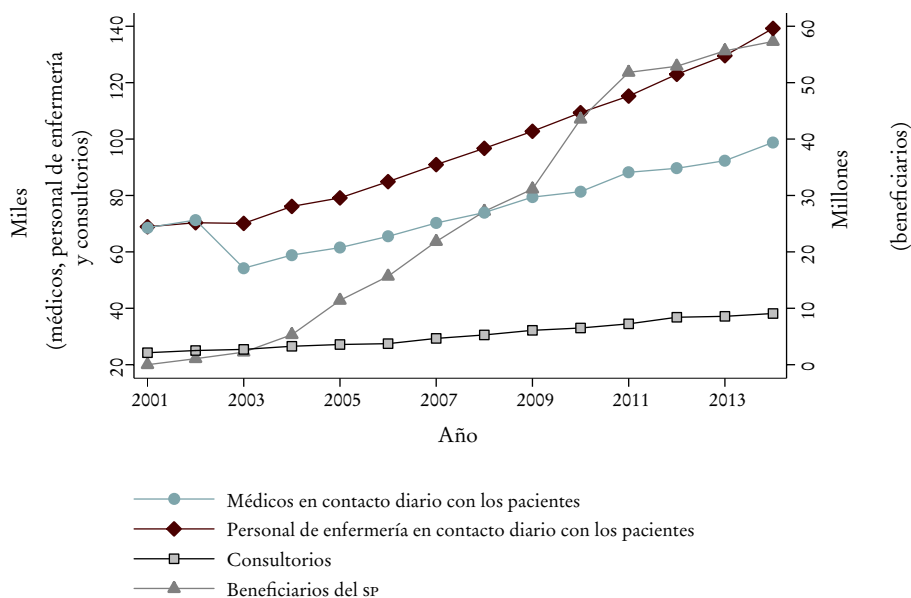
<sup>2</sup> Véase <http://www.seguro-popular.gob.mx/images/Contenidos/CAUSES%202014.pdf>

este logro. También se han reportado incrementos en el uso de los servicios (Knox, 2016; Teruel et al., 2012; Gakidou et al., 2007; Parker y Ruvalcaba, 2010; Gakidou et al., 2006; Scott, 2006; Sosa-Rubí et al., 2009; Harris y Sosa-Rubí, 2009), así como efectos positivos no solamente en la salud reportada por los propios beneficiarios (Teruel et al., 2012), sino también en algunos marcadores biológicos (Parker y Ruvalcaba, 2010). Sin embargo, persiste el debate sobre los impactos en este tema, pues no todo el mundo encuentra los mismos resultados positivos en la evolución de la salud (Gakidou et al., 2006; Scott, 2006; Knaul et al., 2006; Aguilera y Marrufo, 2009).<sup>3</sup> Otra corriente seguida en la literatura de evaluación del SP ha consistido en determinar su impacto sobre el mercado laboral, puesto que el programa podría estar creando incentivos perversos en los trabajadores para emplearse en el sector informal; no obstante, la evidencia al respecto es mixta. Algunos estudios reportan efectos inconsistentes o nulos (Duval y Smith, 2011; Arias, Azuara, Bernal, Heckman y Villarreal, 2010; Campos-Vázquez y Knox, 2013; Azuara y Marinescu, 2013); en tanto que otros encuentran que, de hecho, el SP tiene una repercusión negativa en la creación de empleos formales, especialmente en pequeñas y medianas empresas (Bosch y Campos-Vázquez, 2010).

A pesar de la abundancia de evaluaciones, y aun cuando las evidencias sugieren que la incidencia del SP en la atención a la salud es más significativa en áreas provistas de un número mayor de profesionales de la salud (Bleich, Cutler, Adams, Lozano y Murray, 2007), hasta ahora solamente Bosch y Campos-Vázquez (2010) se han abocado a estudiar el efecto de este seguro en el suministro de los recursos humanos y materiales elementales en la producción de esta clase de servicios. Mediante la aplicación de un enfoque de diferencias dentro de las diferencias, estos investigadores sometieron a análisis la expansión de recursos durante el periodo de 2001 a 2009, tarea para la que utilizaron un indicador de tratamiento binario de acuerdo con el cual se consideraban los municipios como “tratados” cuando más de 10 individuos estaban afiliados al SP. Se encontraron con que el SP tenía una repercusión positiva sobre el número de doctores y personal de enfermería, pero apenas si la tenía en lo relativo al número de clínicas.

<sup>3</sup> Nótese que todas las evaluaciones del SP dan por sentado que la intervención detrás del programa consiste en recibir un seguro de salud financiado públicamente por el gobierno; es decir, en pasar a ser un beneficiario al ser incluido en la lista de afiliados al programa. Con todo, de ahí al “acceso efectivo” a los servicios de salud media una distancia de consideración; a menudo lo que está implícito es el supuesto de que se han hecho disponibles los medios necesarios para suministrar esos servicios.



GRÁFICA 1. *Evolución nacional de recursos básicos y cobertura del sp*

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sistema Nacional de Información en Salud (Sinais) y los registros administrativos del SP.

Para el análisis presentado en este artículo hemos combinado los registros administrativos del SP durante el periodo de 2002 a 2010, en el que se consigna el número de familias y de individuos afiliados, con los registros federales sobre la infraestructura y los recursos humanos empleados por la Secretaría de Salud (antes Secretaría de Salubridad y Asistencia, SSA). Éstos son los recursos primarios utilizados con el fin de proporcionar servicios de salud a aquella parte de la población que no está asegurada por ninguna de las instituciones de seguridad social tradicionales. Los datos de la Secretaría de Salud se divulgan con una frecuencia anual y en forma desagregada por establecimientos de salud (centros de suministro de servicios).<sup>4</sup>

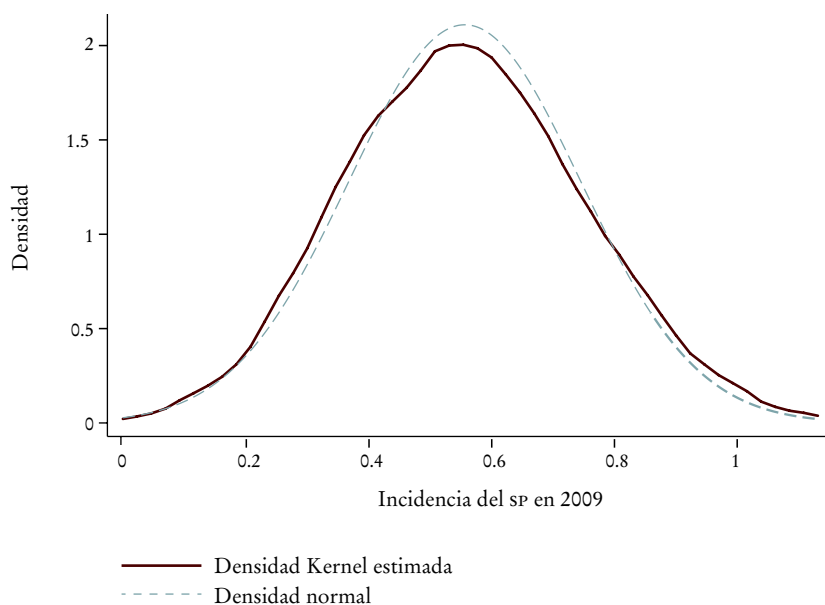
La gráfica 1 muestra la evolución (agregada) de los recursos clave junto con la cobertura del programa del SP. Allí vemos que el incremento en la

<sup>4</sup> Los datos se pueden extraer del sitio web del Sistema Nacional de Información en Salud (Sinais): <http://www.dgis.salud.gob.mx/contenidos/sinai/estadisticas.html>

protección brindada por este programa parece estar asociado con el aumento del número de médicos y personal de enfermería que está en contacto con los pacientes (en atención clínica), así como con el número de consultorios. Analizamos el impacto de la cobertura del SP sobre estas tres variables, puesto que parecen integrar los componentes fundamentales de los servicios de atención sanitaria.

Solamente 19% de los municipios en México registran un establecimiento de atención a la salud perteneciente a la Secretaría de Salud, de lo cual se deduce que ésta no es la mejor unidad de análisis para nuestros propósitos. Los flujos monetarios que se dirigen del gobierno federal a los estados fueron asignados a las jurisdicciones sanitarias que conformaban las entidades responsables de garantizar la provisión de servicios de salud. Por consiguiente, en todas nuestras estimaciones utilizamos la jurisdicción sanitaria (JS) como unidad de análisis y agregamos los datos correspondientes. Existen en México 242 JS, ninguna de las cuales atraviesa fronteras estatales. No obstante, de 2457 municipios, hay nueve que forman parte de dos JS. Debido a la falta de un mejor acceso a los datos, hemos considerado estos municipios como una sola jurisdicción sanitaria por sí mismos, lo cual nos deja con 233 unidades disponibles para nuestro análisis. Debido a la variación de tamaño y de población que presentan las JS, trabajamos con las densidades de los recursos humanos y materiales de la Secretaría de Salud en vez de hacerlo con sus números absolutos, en todos los casos relativos a la población que carece de la protección ofrecida por las instituciones de seguridad social tradicionales (un seguro de salud asociado al trabajo). La misma población referida se utiliza para la cobertura del SP, salvo que aquí se expresa como una proporción.

Al contemplar la gráfica 1 observamos que en 2009 el SP había alcanzado 31 millones de afiliados, y, por ello, aproximadamente 50% de la población desprovista de un seguro de salud tradicional quedó cubierto ese año. La gráfica 2 muestra la distribución de esta cobertura a lo largo de las JS en 2009, con lo que se exhibe una cantidad suficiente de observaciones en cada nivel de tratamiento en una distribución relativamente simétrica situada alrededor de 0.5. Esta simetría de naturaleza única que se presenta en dicha protección hace de 2009 el año ideal para nuestros fines. La razón para utilizar las variables de resultados de 2010, en vez de las de 2009, es que el presupuesto del gobierno federal es asignado de manera anual y el incremento en el número de afiliados en un año determinado no se refleja en el presupuesto ni en la expansión de la infraestructura o en el personal sino hasta el año siguiente.

GRÁFICA 2. *Distribución de cobertura del sp en las jurisdicciones sanitarias en 2009*

FUENTE: elaboración propia con base en registros administrativos del sp.

## II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En un plano ideal, examinaríamos qué camino siguió exactamente la implementación del sp y la evolución de los recursos disponibles a lo largo del tiempo. Asimismo, tendríamos que dar margen a que tuvieran lugar las interacciones mutuas entre estas dos rutas: la implementación del sp puede haber constituido una reacción a los recursos de los que se disponía inicialmente, así como a la ruta de expansión que siguieron esos mismos recursos. Si bien en lo relativo a los tratamientos binarios se han realizado progresos que dan cabida a las interacciones mutuas que se dan entre las rutas seguidas por el tratamiento y los resultados (Robins et al., 2000), aún no tenemos al alcance técnicas similares para los tratamientos continuos de tipo dinámico.

En lo esencial, no obstante, nos sustraemos de las rutas precisas que se han tomado y, en vez de ello, optamos por relacionar el crecimiento de los recursos observado en el periodo de 2001 a 2010 —es decir, desde antes de que se iniciaran los programas piloto del sp— con el número (relativo)

de afiliados en 2009. Ambas medidas son el resultado acumulativo de los esfuerzos emprendidos en el curso de los años: la acumulación de servicios proporcionados a lo largo del tiempo y el nivel de cobertura del SP alcanzada hasta entonces. Por supuesto, al proceder de este modo se pasa por alto la posibilidad de que diferentes rutas de cobertura desemboquen en resultados distintos, pero en los tratamientos continuos es imposible en la práctica discernir entre todas las diferentes rutas del tratamiento.

En virtud de que analizamos el modo en que la cobertura del SP incide sobre el crecimiento de los recursos en un momento preciso en el tiempo, los métodos de pareamiento por puntaje de propensión (PS o PSM, por sus siglas en inglés, *propensity score matching*) son apropiados para valorar si los recursos humanos y materiales siguieron a la cobertura y si, efectivamente, se han ampliado con el fin de satisfacer la nueva demanda potencial de servicios. Bajo el supuesto de inconfundibilidad o de selección a partir de observables, los métodos de PS permiten controlar por sesgos en la evaluación de los efectos del tratamiento al ajustarse a diferencias observadas en un conjunto de covariables.

No deja de ser importante advertir que, al considerar el tratamiento como continuo en un momento preciso en el tiempo —es decir, no dinámico—, damos por sentado implícitamente que la ruta seguida para alcanzar un nivel de cobertura observado no tiene relevancia en lo que atañe al crecimiento de recursos en salud reportado en 2010. Nuestro supuesto básico es que la infraestructura y el personal de la Secretaría de Salud que ya se encontraban en funciones en 2001, antes de que comenzara el proceso de afiliación, dan cuenta de las razones de que algunas JS sacaran el máximo provecho del SP, tanto en términos de la afiliación como de la realización de nuevas inversiones.

Controlamos la evaluación por medio de un conjunto de siete variables que describen la infraestructura y el personal que estaban a la orden en 2001: la densidad (el número relativo) de consultorios, de camas censables y no censables (tanto para pacientes internados o de atención diurna como para los de otra categoría), de médicos y personal de enfermería (lo mismo quienes están en contacto cotidiano con los pacientes que quienes no lo están, y ya sea que tengan o no deberes clínicos particulares). De modo específico, al utilizar las densidades de estos recursos como variables en un marco de PS estamos dando por sentado que, al estar controlada por estos recursos, la cobertura del SP puede considerarse asignada de manera aleatoria, indepen-

diente de sus resultados potenciales, y se puede juzgar el mecanismo de asignación del tratamiento como ignorable. Se recurre a una comprobación del balance de covariables para determinar si este supuesto es digno de crédito.

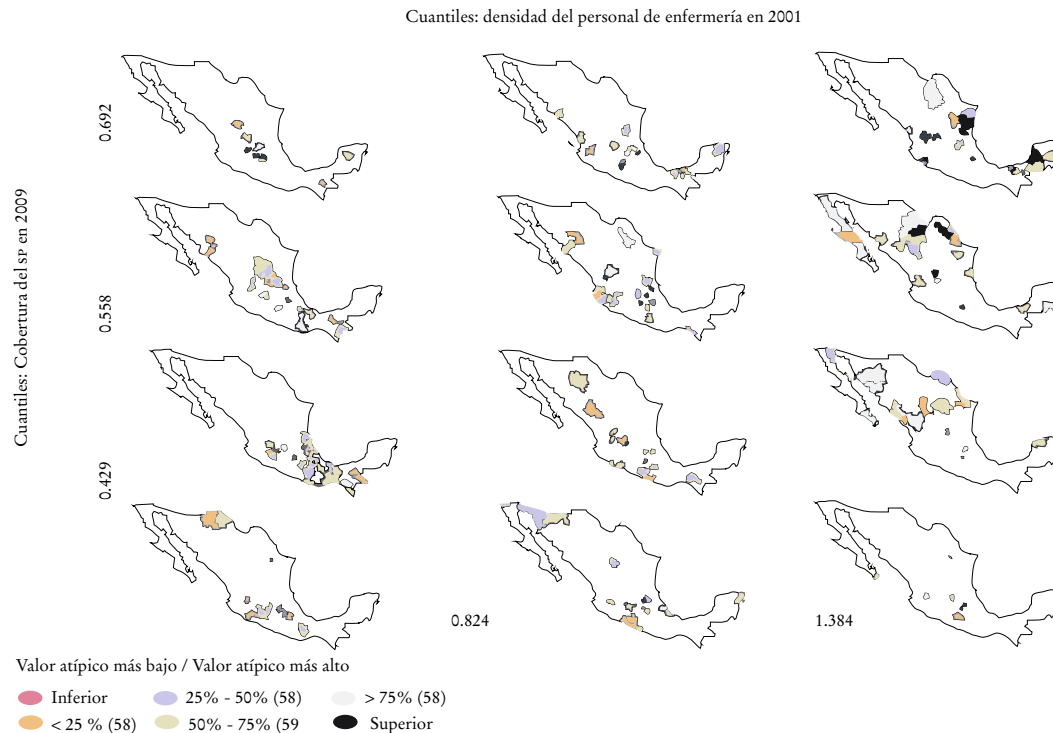
Consideramos que los recursos existentes en 2001 son indicadores de las dificultades que encaraba cada js en su intento por traducir los medios financieros en una expansión de los recursos básicos requeridos para prestar servicios de salud; probablemente esos aprietos subyacen al despliegue del programa del sp. No condicionamos con base en valores recientes de nuestras variables, ya que, estrictamente, éstas no pueden ser consideradas covariables previas al tratamiento.

El mapa 1 transmite una impresión vívida del fenómeno que nos proponemos desentrañar. Allí podemos observar la distribución geográfica del incremento en la densidad del personal de enfermería en contacto con pacientes de la Secretaría de Salud (por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud asociado al trabajo) ocurrido durante el periodo de 2001 a 2010, de acuerdo con la distribución geográfica tanto de su densidad observada en 2001 como del nivel de cobertura del sp alcanzado en 2009. Por un lado, si nos desplazamos de izquierda a derecha, podremos advertir que las js que se hallaban en las mejores condiciones en términos de la densidad del personal de enfermería en 2001 son las que exhiben los mayores incrementos en dicha densidad para 2010. Por otro lado, si nos desplazamos de la parte inferior a la superior, veremos que estos incrementos también siguieron en consonancia la cobertura del sp, por lo que los más grandes se localizan en el extremo derecho superior y los menores en el extremo izquierdo inferior. En efecto, pareciera que existen buenas razones para pensar que el sp ha tenido repercusiones positivas sobre la densidad de recursos de la salud en las js; sin embargo, cabe preguntarse hasta qué grado esos incrementos están vinculados con los niveles preexistentes de dichos recursos.

### *1. Métodos de pareamiento por puntaje de propensión*

El enfoque del ps clásico se ha centrado en el caso en que las unidades de análisis se hallan expuestas a uno de los dos posibles valores que se dan en la variable causal, el tratamiento o el control en un punto determinado en el tiempo y los valores para un resultado se evalúan en algún momento subsecuente a la exposición (Rosenbaum y Rubin, 1983 y 1984; Rubin y Thomas, 1992). Para aplicar estos métodos tradicionales en la evaluación de la manera

MAPA 1. Distribución geográfica del incremento en la densidad<sup>a</sup> del personal de enfermería en contacto con pacientes de 2001 a 2010<sup>b</sup>



<sup>a</sup> La cobertura del SP se refiere a los afiliados como proporción de la población que está desprovista de un seguro de salud relacionado con el trabajo (IMSS, ISSSTE, Pemex, Secretaría de Defensa o Marina). Las densidades se expresan por cada 1 000 personas que no tienen esta clase de seguro.

<sup>b</sup> El mapa muestra, en las celdas horizontales, de izquierda a derecha, los cuantiles correspondientes a la densidad del personal de enfermería que estuvo en contacto con pacientes en 2001. De modo similar, en las celdas verticales observamos los cuantiles correspondientes a la cobertura del SP en 2009. En colores cada vez más oscuros, vemos los cuantiles correspondientes al cambio en la densidad del personal de enfermería que estuvo en contacto con pacientes de 2001 a 2010.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinai y en los registros administrativos del SP.

en que el *sp* incidió sobre las *js*, sería necesario operacionalizar la cobertura del *sp* como una variable dicotómica para cada *js*, como lo hicieron Bosch y Campos-Vázquez (2010) para los municipios y Sosa-Rubí et al. (2009) para las localidades.

Con todo, es importante reparar en que cada estimación obtenida siguiendo este diseño tradicional parte implícitamente del supuesto de que cada una de las *js* tratadas ha quedado expuesta al mismo régimen de tratamiento. La gráfica 2 muestra que cualquier regla elegida para dicotomizar el tratamiento continuo subyacente ocultará la gran variabilidad que existe en las tasas de cobertura del *sp*.

Por añadidura, no podemos esperar que las estimaciones obtenidas a partir de una cobertura del *sp* considerada dicotómicamente correspondan con el efecto de tratamiento promedio de la cobertura plena del *sp*. Por definición, el efecto causal de la cobertura dicotomizada es nulo; los resultados de este enfoque cuantificarían la asociación entre la cobertura dicotomizada y las variables de resultados, mediadas por su causa común: la cobertura continua y original del *sp* (Hernán y VanderWeele, 2011; VanderWeele y Hernán, 2013). Al integrar diferentes niveles de una variable de tratamiento continuo en un único régimen dicotomizado se pierde la oportunidad de explotar la información contenida en la variabilidad de la cobertura del *sp* entre las *js*.

Asimismo, esta interpretación sobre los efectos del tratamiento dicotomizado se funda en el supuesto de que hemos establecido un control adecuado para evitar la posible confusión no solamente en la versión dicotomizada de la variable del tratamiento, sino también en la versión continua subyacente. Sobre esto, debe señalarse que balancear las covariables respecto de la cobertura dicotomizada del *sp* no es equivalente a balancearlas en relación con la variable causal continua original.<sup>5</sup>

En suma, si no queremos poner en riesgo los posibles hallazgos al desprendernos de datos valiosos en el momento de agregar diferentes niveles de cobertura, es necesario que acudamos a otros métodos de pareamiento por

<sup>5</sup> La cobertura dicotomizada del *sp* no puede ser considerada un suceso aleatorio incluso después de controlar las covariables previas al tratamiento, lo que siembra dudas sobre el supuesto básico de la selección a partir de observables (Sosa-Rubí et al., 2009; Galárraga et al., 2010; Rivera-Hernandez, Rahman, Mor y Galárraga, 2016). Las estimaciones llevadas a cabo con nuestros datos, al dicotomizar en la cobertura mediana del *sp* en 2009, sugieren que el uso de una aproximación binaria en lugar de la variable de tratamiento “verdadero” (es decir, continuo) trae consigo consecuencias importantes para la inferencia causal. Los autores ponen estos resultados a disposición del lector que los solicite.

puntaje de propensión diferentes de los utilizados para las variables causales binarias y optemos por el empleo directo de la cobertura continua del sp como la variable de tratamiento.

## 2. Pareamiento por puntaje de propensión generalizada

Varios investigadores han propuesto generalizaciones de la metodología de ps para tratamientos no binarios (Robins et al., 2000; Imbens, 2000; Imai y Van Dyk, 2004), las cuales han sido acuñadas como puntaje de propensión generalizado (GPS, por sus siglas en inglés, *generalized propensity score*) por Hirano e Imbens (2004).

Al igual que con el tratamiento binario, al estimar el GPS los investigadores modelan la distribución del tratamiento observado asignado, dadas las covariables previas al tratamiento utilizando un modelo paramétrico. En la implementación práctica de esta metodología a menudo se ajustan las distribuciones *gaussianas* a tratamientos continuos como la cobertura del sp por medio de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), con lo que evalúan la exposición al tratamiento observado en  $t$  y un conjunto de covariables  $x$ ,  $f_{T|X}(t, x)$ . Existen varios métodos de GPS para estimar la respuesta causal de un tratamiento continuo (Hirano e Imbens, 2004; Flores, Flores-Lagunes, Gonzalez Neuman, 2012; Robins, 2000; para una comparación del rendimiento empírico obtenido por estos métodos, véase Zhao, Van Dyk e Imai, 2013).

Con el fin de poder extender nuestro análisis a los efectos de tratamiento cuantil, seguimos la versión del GPS relativa a la ponderación por el inverso de la probabilidad de recibir el tratamiento (IPTW, por sus siglas en inglés, *inverse probability of treatment weights*), sugerida por Robins et al. (2000). Esos estudiosos señalaron que la utilización de  $1/f_{T|X}(t, x)$  como ponderadores puede conducir a estimaciones muy inestables, por lo que propusieron emplear una versión estabilizada de los ponderadores:  $W(t, x) = f_T(t)/f_{T|X}(t, x)$ , en la que el numerador corresponde a una estimación de la distribución empírica del tratamiento.

Al estimar los ponderadores estabilizados, como una primera aproximación, hemos efectuado una regresión de la cobertura (continua) del sp en 2009 con base en nuestras siete variables de 2001: consultorios, camas censables y no censables (tanto para pacientes internados o de atención diurna como para los de otra categoría), médicos y personal de enfermería



(lo mismo quienes están en contacto con los pacientes que quienes no lo están), junto con todas las interacciones dos a dos que se den entre estas variables, es decir:

$$f_{T|x}(t, x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}[t - (x'\beta)]^2\right\} \quad (1)$$

donde  $x$  contiene, de este modo, 35 variables en total y  $\beta$  es el vector de los coeficientes de regresión. El numerador,  $f_T(t)$ , es estimado de la misma forma, salvo que esta vez se emplea un modelo vacío.

Además de estos ponderadores estabilizados y basados en OLS hemos empleado un procedimiento de estimación robusta con el fin de calcular tres diferentes ponderadores como lo proponen Fong et al. (2015a); se trata de una extensión de la metodología de puntajes de propensión balanceadores de covariables (CBPS) a los tratamientos continuos. El CBPS (Imai y Ratkovic, 2014) modela la asignación de tratamiento a la vez que optimiza el balance de covariables en el marco del método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés, *generalized method of moments*). La idea que anima al CBPS es sencilla y consiste en agregar al vector *score usual* del modelo de asignación del tratamiento las diferencias en medias entre los grupos de tratamiento y los de control de cada covariable como condiciones de momento adicionales. Como sucede con el CBPS para los tratamientos dicotomizados, la extensión continua automatiza la optimización del balance de covariables, lo que en este caso implica minimizar la correlación entre las covariables y el tratamiento.

Al seguir esta metodología estimamos tres diferentes ponderadores (Fong, Ratkovic, Hazlett e Imai, 2015b): las primeras dos corresponden a modelos paramétricos, uno de los cuales le da igual importancia a predecir correctamente la asignación del tratamiento y a balancear las covariables (CBPS-OVER); en tanto que el otro privilegia el balance de las covariables sobre el modelo probabilístico (CBPS-EXACT). La tercera y última consiste en un enfoque no paramétrico, que prescinde completamente del modelo de asignación del tratamiento y sólo minimiza el balance de la covariable (NP-CBPS) por medio de multiplicadores de Lagrange.<sup>6</sup> Es conveniente advertir que

<sup>6</sup> Este último resulta un caso límite y puede ayudarnos a tener una percepción más profunda de lo que se ha de esperar cuando se alcanza un mejor balance.

ninguno de los tres ponderadores del CBPS recurre a interacciones entre las covariables, a diferencia de los ponderadores estabilizados de OLS, puesto que nuestra principal preocupación reside en balancear únicamente nuestras siete covariables.

Podemos verificar el desempeño de los cuatro ponderadores estabilizados que se han propuesto, dado que, si las variables son en efecto balanceadas a través de los diferentes niveles de cobertura del SP en las diferentes pseudo-muestras OLS y CBPS, cabría esperar que la regresión de cada covariable contra la cobertura del SP diera por resultado un coeficiente no significativo.

### *3. Efectos del tratamiento heterogéneo*

Bajo condiciones ideales, los efectos de tratamiento promedio, como son estimados por los métodos introducidos en la subsección 2, proveen una descripción plena de la relación entre el tratamiento y la distribución de los resultados entre los beneficiarios. No obstante, los promedios pueden enmascarar diferencias sustanciales entre los subgrupos, por lo que se requiere observar de cerca las condiciones bajo las cuales la misma exposición al tratamiento produce un efecto diferencial en distintos segmentos de la población. Esto es de particular importancia para los programas de desarrollo social con los que se intenta socorrer a quienes se encuentran más necesitados.

#### *a. Efectos de tratamiento cuantil*

Al explorar la heterogeneidad de los efectos del tratamiento, los QTE nos muestran no sólo el efecto sobre la media sino sobre cualquier cuantil de la distribución de resultados. Así pues, al observar el efecto que tiene un tratamiento sobre diferentes cuantiles, los investigadores pueden ir más allá de la media y valorar de qué forma incide el tratamiento en la forma de la distribución de resultados. Saber si el tratamiento ha conllevado o no un sesgo o una asimetría en la distribución de resultados permite responder preguntas sobre quiénes se benefician en mayor medida de los programas sociales. Esto arroja luz sobre las mejores prácticas e, incluso, sobre los procesos indeseables por promover la desigualdad.

Una característica atractiva del enfoque de la IPTW es que puede ser adaptada fácilmente con el objeto de analizar el impacto de un tratamiento sobre

las partes no centrales de la distribución de resultados. La idea sigue siendo básicamente la misma, sólo que esta vez, en lugar de estimar el modelo de resultados (relativos a la media condicional) mediante los OLS, hemos estimado varios cuantiles condicionales de las variables de resultados por medio de regresiones cuantílicas (Koenker, 2005); empleamos la misma ponderación por el inverso de la probabilidad a la que se recurrió anteriormente. En otras palabras, aplicamos la regresión cuantílica a la pseudo-muestra donde la correlación entre las covariables y el tratamiento se rompe al usar la IPTW, como en la subsección 2. De ahí que las inferencias causales se funden en la validez del mismo supuesto de la inconfundibilidad o en la selección en observables, como es usual, dentro del marco de puntajes de propensión generalizados (GPS).

#### *b. Efectos de interacción*

Igualmente situados en la esfera de la IPTW, la investigación sobre la interacción entre el tratamiento y las covariables previas al tratamiento nos puede ser útil para ubicar a los usuarios a quienes no les es posible beneficiarse del programa como se pretendía que lo hicieran (véase Bleich et al., 2007, para un enfoque similar). La idea es comprobar, dentro de un marco de regresión, si el efecto de la cobertura del SP varía de acuerdo con la densidad de recursos sanitarios observados antes de que este programa comenzara. Un coeficiente positivo estadísticamente significativo para la interacción entre la cobertura del SP y una covariable previa a este seguro parecería sugerir que el SP tiene un mayor efecto en aquellas JS en mejor estado en términos de la covariable en cuestión.

### III. RESULTADOS

Antes de presentar y ofrecer una interpretación de nuestros resultados, abordamos el asunto conocido como “soporte común” para asegurarnos de que estamos incluyendo sólo unidades “comparables”. Con la finalidad de comparar únicamente las JS que se asemejan en todo salvo en su grado de cobertura del SP, siguiendo a King y Zeng (2006 y 2007), hemos descartado del análisis las JS menos comparables (las más alejadas en el espacio de covariables), de acuerdo con la métrica de Gower (1966 y 1971). Utilizamos solamente las 194 JS que presentan la menor distancia media respecto del resto

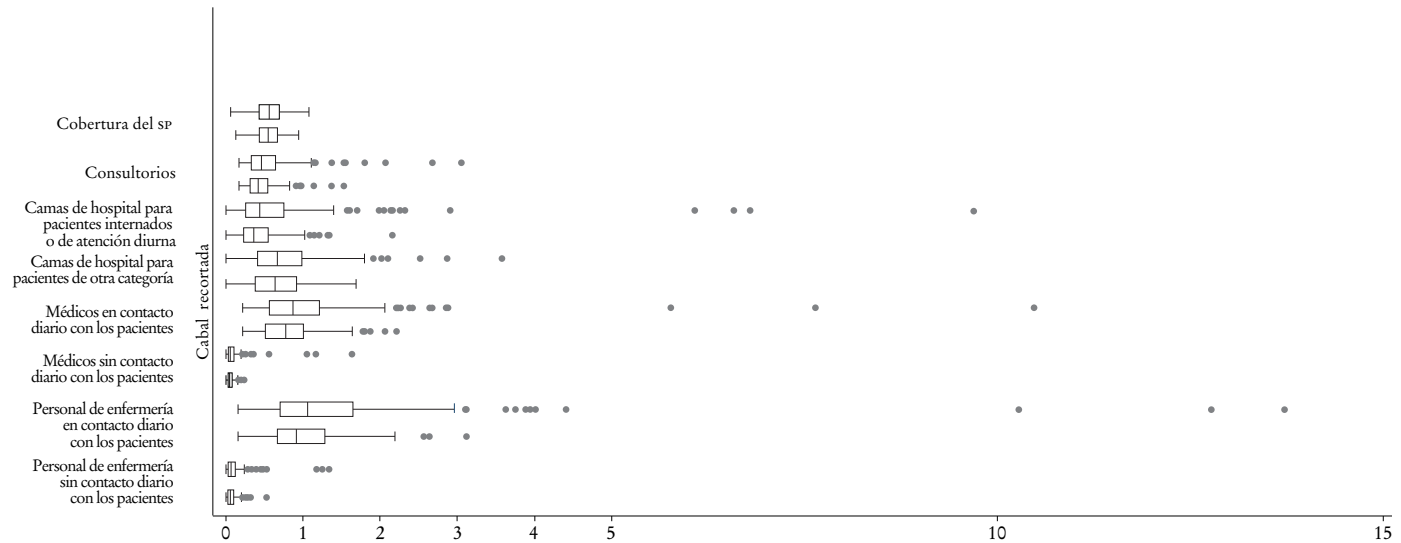
de las observaciones incluidas en los datos, con lo que hacemos a un lado 17% de las js menos comparables. Este recorte da por resultado un conjunto de datos más compacto y estimaciones menos dependientes del modelo, lo que facilita realizar comparaciones entre las js (véanse gráfica 3 y cuadro A1 del apéndice).

### 1. *Efectos del tratamiento promedio*

Al aplicar una prueba de balance de covariables con validez en tratamientos continuos, con el fin de evaluar si el supuesto de ignorabilidad del tratamiento guarda credibilidad para la cobertura del sp en 2009, podemos advertir que, en efecto, las pseudo-muestras generadas al utilizar los diversos algoritmos de ponderación (descritos en la sección II.2) rompen la asociación observada entre las covariables y la cobertura del sp en la muestra no ponderada o no emparejada (UM, por sus siglas en inglés, *un-matched*) (véanse gráfica 4 y cuadro A2 del apéndice). Los coeficientes estimados al efectuar la regresión de cada covariable contra la cobertura del sp no son, desde el ángulo estadístico, significativamente diferentes de cero en las muestras ponderadas, si bien el algoritmo CBPS-OVER deja espacio para la duda al nivel de confianza de 90% (véase cuadro A2 del apéndice). Tal como se esperaba, la CBPS no paramétrica logra el mejor balance de las covariables.

Al reparar en el cambio ocurrido en la densidad de los consultorios, los médicos y el personal de enfermería de 2001 a 2010, con el empleo de las pseudo-muestras generadas para la cobertura continua del sp, observamos que, según lo sugieren estas estimaciones, el sp ha tenido un impacto positivo sobre los recursos de la Secretaría de Salud: todas son estadísticamente diferentes de cero (véanse gráfica 5 y cuadro A3 del apéndice). A diferencia de las evaluaciones previas del sp en las que se emplearon variables de tratamiento dicotomizadas, podemos interpretar estos parámetros, que en el modelo lineal de resultados estimados corresponden a las curvas de funciones dosis-respuesta, como los efectos de tratamiento promedio (ATE) de la plena cobertura del sp sobre las js. Al poner atención en los números más pequeños, que también corresponden a la muestra mejor balanceada (la generada por NP-CBPS), nuestras estimaciones sugieren que, en promedio, para nuestra muestra recortada la plena cobertura del sp se traduce, aproximadamente, en dos consultorios, seis médicos y ocho elementos de enfermería — ambos en contacto con pacientes — por cada 10 000 habitantes de la población.

GRÁFICA 3. Estadística descriptiva de las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>



<sup>a</sup> El lado izquierdo y el derecho de cada caja o recuadro corresponden al primer y al tercer cuartil, respectivamente; la franja en el interior es el segundo cuartil (la mediana). Los bigotes, las líneas que se extienden desde la caja, llegan hasta los valores máximo y mínimo o hasta 1.5 veces el rango intercuartilico. Los valores atípicos se representan como puntos.

La cobertura del sp se refiere a los afiliados como proporción de la población que está desprovista de un seguro de salud relacionado con el trabajo (IMSS, ISSSTE, Pemex, Secretaría de Defensa o de Marina). Otras variables se expresan por cada 1 000 personas que no tienen esta clase de seguro. La muestra recortada resulta de la acción de desprenderse de las observaciones más alejadas en el espacio de covariables de acuerdo con la métrica de Gower.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y expedientes administrativos del sp.

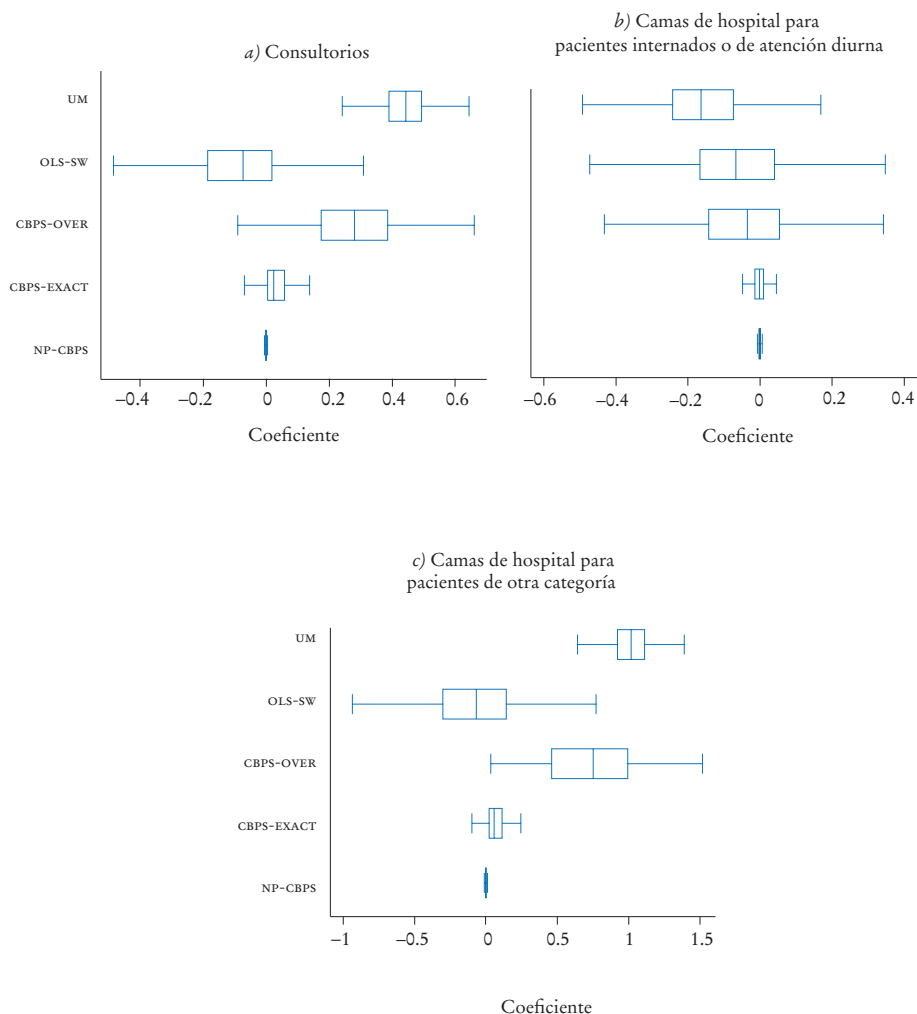
Estos números pueden parecer de poca monta, pero téngase presente que en 2001, en esas mismas 194 js, la densidad promedio de los mismos recursos era de 4.5, 8 y 10 por cada 10 000 personas, respectivamente. También se debe poner de relieve que estas cifras difieren sustancialmente de las estimaciones “ingenuas” de OLS que se obtienen al usar la muestra no emparejada —no ponderada— (UM). Esta última sobreestima la incidencia que tiene el SP sobre los consultorios en 26%, a la vez que subestima el impacto de los médicos y las enfermeras en contacto con pacientes en 23 y 34%, respectivamente.

## *2. Efectos heterogéneos y distributivos*

Todas nuestras estimaciones previas atañen al promedio —esto es, no a una js en particular— y ocultan que algunas js pueden hallarse en mejor estado que otras al expandir esos recursos por diferentes motivos. Como se señaló en la sección II.3, los métodos IPTW pueden adaptarse fácilmente y, al desbordar los límites de los ATE, integrarse con los QTE y los ITE (Bleich et al., 2007) con el fin de perfilar segmentos de la población caracterizados por responder de manera heterogénea a la plena cobertura del SP.

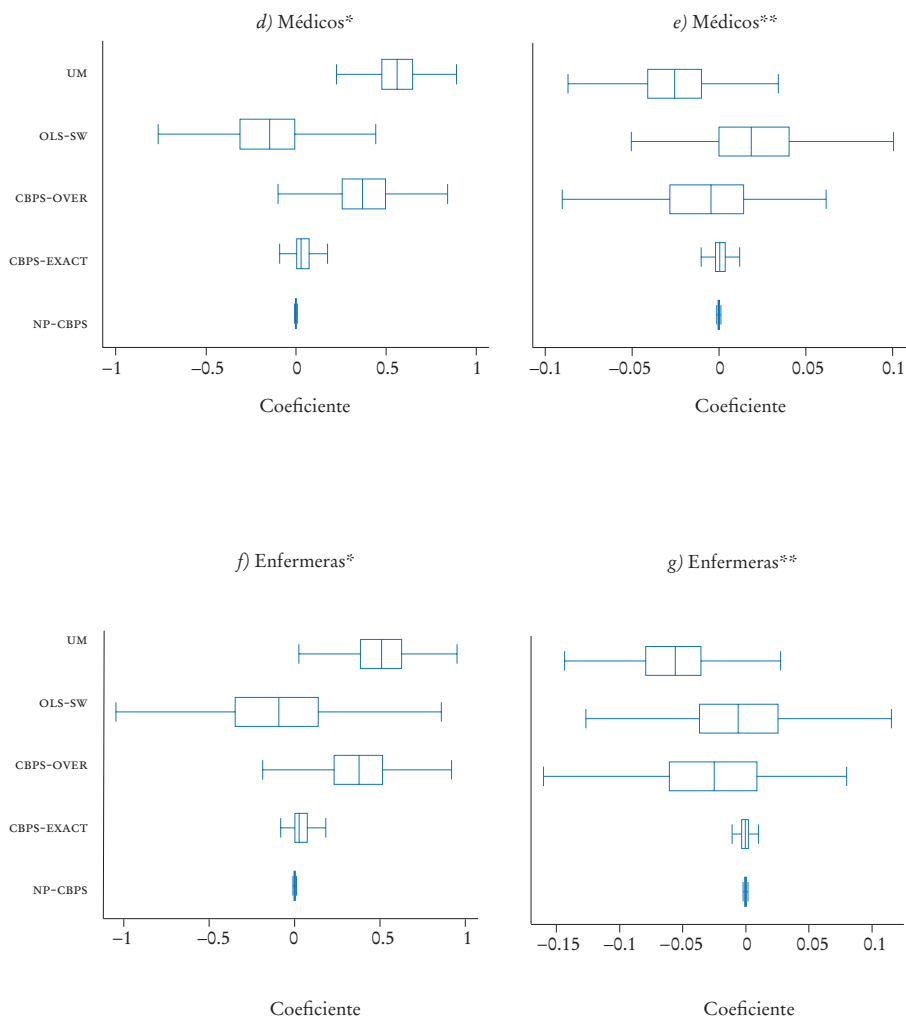
Al observar los QTE, notamos que el efecto de la plena cobertura del SP es más reducido en la parte inferior de las distribuciones de resultados (véanse gráfica 6 y cuadro A4 del apéndice). Lo cual sugiere que el SP ha tenido más que un efecto de desplazamiento de la distribución de resultados, como correspondería a magnitudes similares en los diferentes cuantiles. Por el contrario, los efectos del tratamiento son bastante heterogéneos en la distribución de las variables de resultados, y se hacen claramente más grandes cuando nos desplazarnos hacia los cuantiles superiores en el caso de los consultorios y hacia el tercer cuartil en el de los médicos y el personal de enfermería. Esto significa que, según lo revelan los QTE, el SP ha ampliado la dispersión de las distribuciones de resultados. El incremento en la densidad de la fuerza de trabajo y la infraestructura del sector de salud es mayor en las js que se encontraban en mejor situación, haciendo progresos al respecto. Esto resulta particularmente cierto en lo referente a los consultorios, donde el efecto del SP es estadísticamente indistinguible de cero para el primer decil y, luego, crece consistentemente al doble de la media para el decil más alto. Debe señalarse que los médicos y el personal de enfermería también exhiben los coeficientes más bajos en los primeros dos deciles de sus distribuciones

GRÁFICA 4. Balance de covariables respecto de la cobertura del SP<sup>a</sup>



<sup>a</sup> El lado izquierdo y el derecho de cada recuadro corresponden al primer y al tercer cuartiles, respectivamente, y la franja en el interior es el segundo cuartil (la mediana). Los bigotes representan la observación más pequeña que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil inferior y la observación más amplia que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil superior. Los valores atípicos no se muestran.

\* En contacto con pacientes; \*\* sin contacto con pacientes.



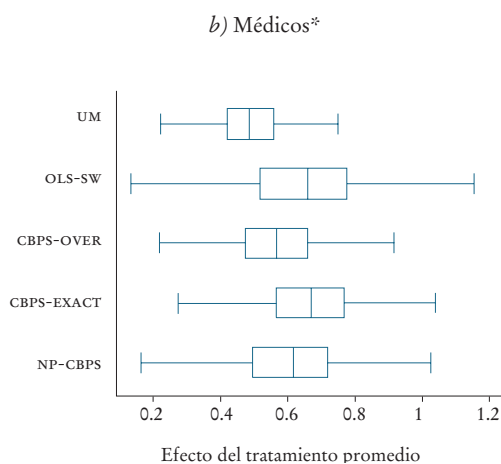
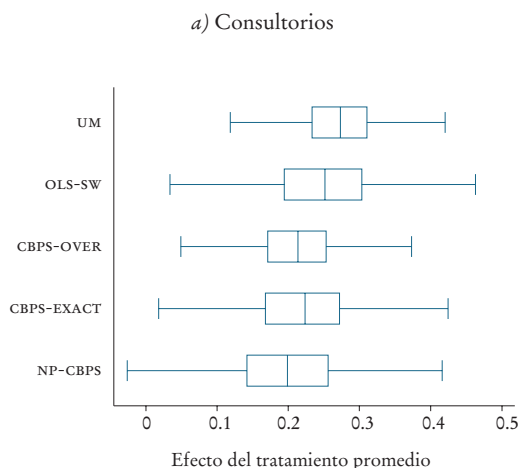
Los coeficientes derivan de las regresiones lineales de cada covariable en 2001 en comparación con la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

UM=muestra no emparejada o no ponderada (194 JS); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW=ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER=puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT=puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud; y NP-CBPS=puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y los registros administrativos del SP.

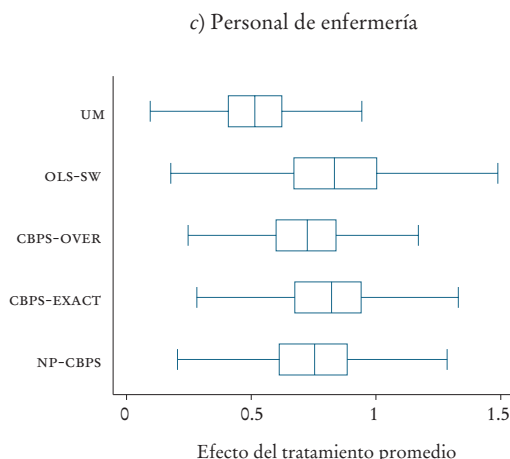


GRÁFICA 5. *Efectos de tratamiento promedio (ATE) de la plena cobertura del SP sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>*



respectivas: son, en su mayor parte, no significativos para el primer decil, en tanto que el tercer cuartil equivale aproximadamente a 1.5 veces el impacto promedio.

Es importante recordar que las variables de resultados examinadas corresponden al crecimiento registrado en las densidades de los recursos de la Secretaría de Salud entre 2001 y 2010, y no a las densidades mismas. Que la

GRÁFICA 5. *Efectos de tratamiento promedio (ATE) de la plena cobertura del SP sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup> (continúa)*

<sup>a</sup> El lado izquierdo y el derecho de cada recuadro corresponden al primer y al tercer cuartil, respectivamente, y la franja en el interior es el segundo cuartil (la mediana). Los bigotes representan la observación más pequeña que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil inferior, y la observación más amplia que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil superior. Los valores atípicos no se muestran.

\* En contacto con los pacientes.

Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de las regresiones lineales de cada variable de resultados, con base en la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

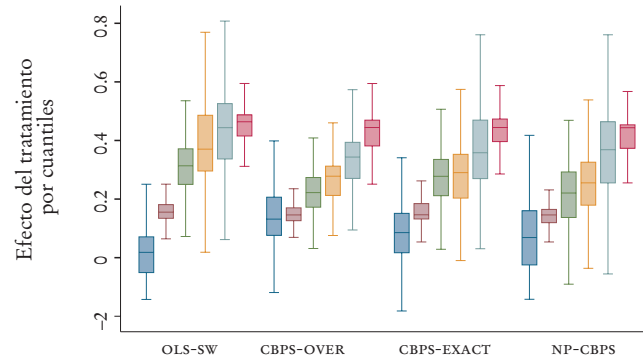
UM = muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW = ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER = puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT = puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS = puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en registros administrativos del SP.

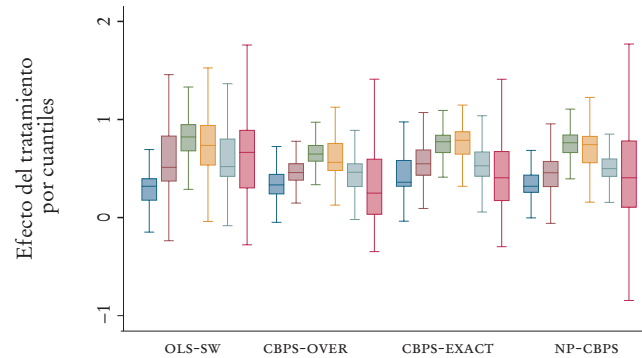
Secretaría de Salud haya contribuido o no a una distribución más desigual de los recursos de salud en México depende de cuáles js están cosechando los mayores beneficios del programa. Si las js que se benefician en menor grado del programa fueran precisamente las de menos recursos de salud en 2001, entonces es probable que el programa del SP haya coadyuvado a una mayor desigualdad en la distribución de dichos recursos. Si, por otro lado, las js

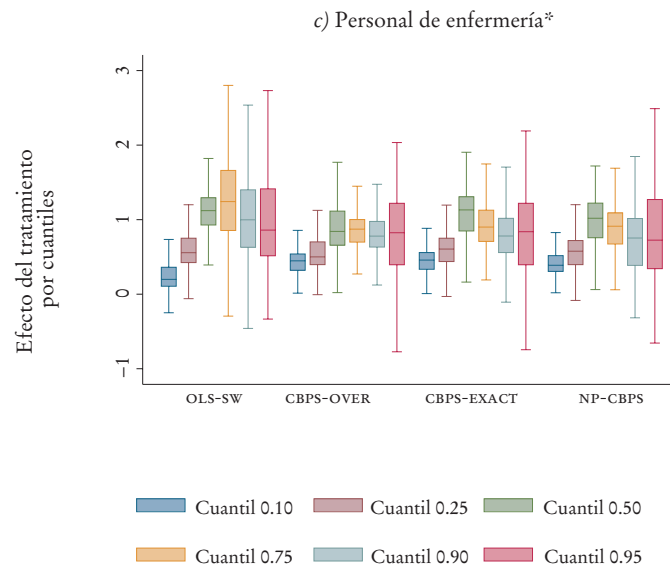
GRÁFICA 6. *Efectos de tratamiento cuantil (QTE) de la plena cobertura del SP sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>*

a) Consultorios



b) Médicos\*





<sup>a</sup> La parte inferior y la superior de cada recuadro son el primer y el tercer cuartil, respectivamente, y la franja en el interior es el segundo cuartil (la mediana). Los bigotes representan la observación más pequeña que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil inferior y la observación más amplia que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil superior. Los valores atípicos no se muestran.

\* En contacto con los pacientes.

Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de las regresiones por cuantiles de cada variable de resultados con base en la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

UM=muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW=ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER=puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT=puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS=puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del Seguro Popular.

menos aventajadas estuvieran obteniendo el mayor fruto del programa, éste habría ayudado a aliviar la desigualdad en cuestión.

En este respecto, nuestras estimaciones de los ITE (véanse gráfica 7 y cuadro A6 del apéndice), que permiten discernir diferencias en los efectos de la cobertura del SP según los niveles de línea base de los recursos, indican que el SP ha tenido mayores efectos al incentivar la inversión en médicos y personal de enfermería en contacto con pacientes, puesto que en 2001 era mayor la densidad de profesionales de la salud sin contacto con pacientes. Téngase presente que en ese año más de la mitad de los médicos sin contacto con pacientes desempeñaba labores administrativas, mientras que los demás ejercían actividades educativas o eran epidemiólogos o anatómo-patólogos. Esto equivale a que el número de médicos sin contacto con pacientes se encuentra estrechamente vinculado con el desarrollo institucional y los servicios de salud de alto nivel. En 2001, 64% de los médicos que no tenía contacto con pacientes trabajaba en hospitales de alta especialidad.

Al examinar de cerca la distribución de nuestras estimaciones para los médicos y el personal de enfermería en la gráfica 7, podemos ver, asimismo, que el SP parece tener un efecto más grande sobre las JS provistas de una menor densidad de consultorios; lo cual indica que las JS más necesitadas favorecen la inversión en trabajadores de la salud que brindan atención clínica. Tomados en conjunto, la heterogeneidad en los efectos del SP sugiere que las JS que se benefician más del SP son precisamente las que se encuentran en mejor estado en términos de los recursos humanos y materiales. Estos resultados suministran evidencia de que es patente la inhabilidad del SP para contrarrestar la desigualdad en la distribución de recursos asociados con la provisión de servicios sanitarios.

Lamentablemente, la distribución de recursos de la salud es tan sólo otra dimensión de la desigualdad en las regiones menos desarrolladas, donde resulta más probable que las personas cuenten con servicios educativos, sistemas de protección social y redes de transporte inadecuados. Las figuras del mapa 2 muestran la distribución geográfica de nuestros principales hallazgos sobre la heterogeneidad observada en los efectos de la plena cobertura del SP. Ahí, al desplazarnos de izquierda a derecha, vemos tres clases (latentes)<sup>7</sup> de los efectos estimados del SP sobre la densidad del perso-

<sup>7</sup> El análisis de clases latentes (LCA, por sus siglas en inglés, *latent class analysis*) es un subconjunto del modelaje de ecuaciones estructurales utilizado para encontrar grupos o subtipos de casos en una serie de datos categoriales multivariados.

nal de enfermería en contacto cotidiano con los pacientes de acuerdo con el orden de magnitud. De manera similar, en las celdas verticales, de la parte de abajo a la de arriba, observamos distintas clases de efectos sobre la densidad de los médicos. En todos los mapas, resaltados con colores cada vez más oscuros, vemos cuartiles del Índice de Marginación 2000 (MI por sus siglas en inglés, *Marginality Index*) del Consejo Nacional de Población (Conapo).

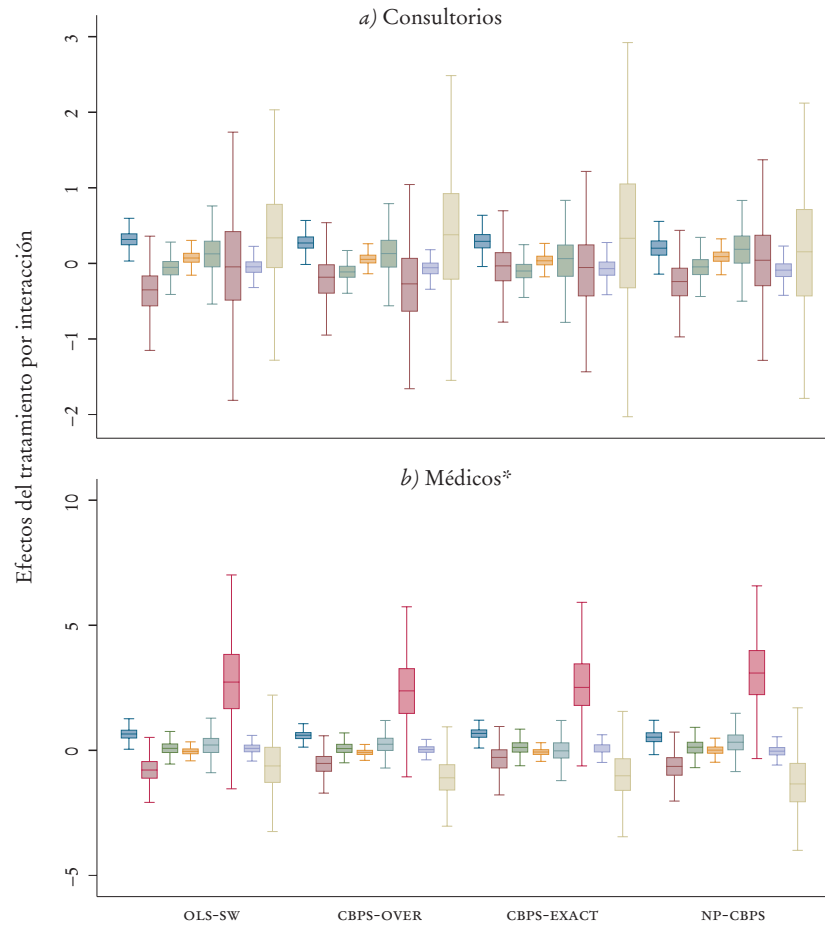
En el mapa 2 podemos apreciar cómo los colores más tenues, alusivos a las JS que tienen un MI más reducido y, por ello, se encuentran en una posición más desahogada, se concentran en los mapas ubicados más cerca del extremo superior derecho, donde coinciden con los efectos más importantes del SP sobre los médicos y el personal de enfermería en contacto con los pacientes, en tanto que los colores más oscuros se pueden encontrar en los mapas localizados en el extremo inferior izquierdo; aquí se presenta el caso exactamente opuesto al anterior: se trata ante todo del sureste de México, la región más empobrecida del país.

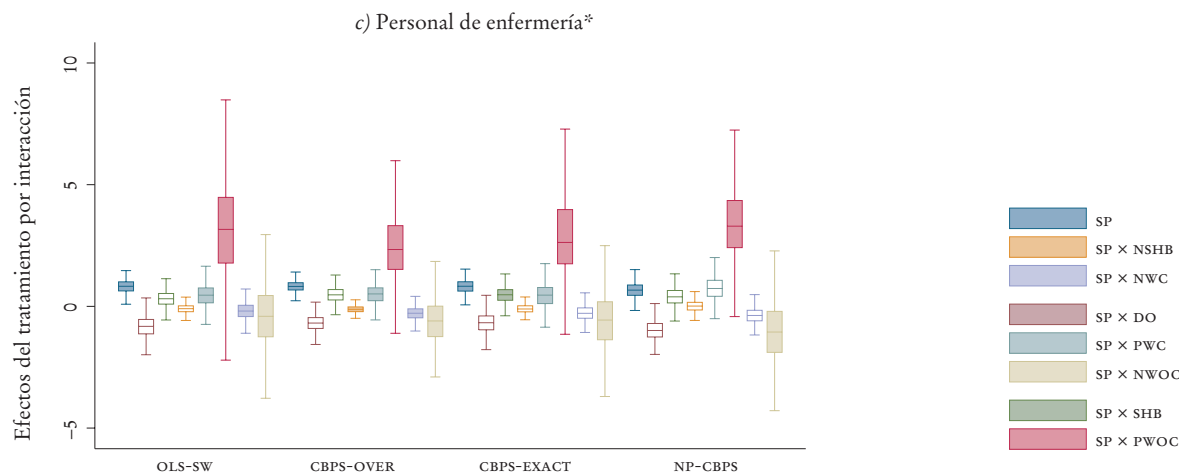
#### CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

Hemos analizado la forma en que ha incidido el Seguro Popular (SP) sobre el crecimiento de la infraestructura de salud. Si bien a primera vista nuestros resultados apuntan en la misma dirección general que los de Bosch y Campos-Vázquez (2010) y los de Bleich et al. (2007), es decir, indican que en términos generales el SP ha conllevado un incremento de los recursos asignados para suministrar servicios sanitarios, lo cierto es que guardan implicaciones distintas en varios aspectos, por lo que a fin de cuentas nuestro estudio difiere de esas evaluaciones previas. Por un lado, al evaluar el impacto del SP sobre los recursos humanos y materiales de la Secretaría de Salud —cuestión que se ha solido pasar por alto—, en vez de concentrarnos en los municipios, hemos adoptado como objeto de análisis la unidad administrativa regional básica que se encarga de poner en operación los servicios y los programas de salud: la jurisdicción sanitaria (JS). Por otro, el uso de la cobertura del SP como una variable causal continua nos ha permitido formarnos una idea más clara acerca de los efectos del programa en cuestión (algo que no se puede lograr cuando se parte de dicotomizar un tratamiento continuo).

Hemos reunido evidencias de que los resultados promedio ocultan gran parte de la información sobre la heterogeneidad de los efectos del SP. En específico, al estimar los efectos de interacción del tratamiento (ITE) nos

GRÁFICA 7. Efectos de interacción (ITE) de la cobertura del SP con covariables previas al tratamiento sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>





<sup>a</sup> La parte inferior y la superior de cada recuadro son el primer y el tercer cuartil, respectivamente, y la franja en el interior es el segundo cuartil (la mediana). Los bigotes representan la observación más pequeña que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil inferior y la observación más amplia que se halla aun a 1.5 veces el rango intercuartílico del cuartil superior. Los valores atípicos no se muestran.

\* En contacto con pacientes.

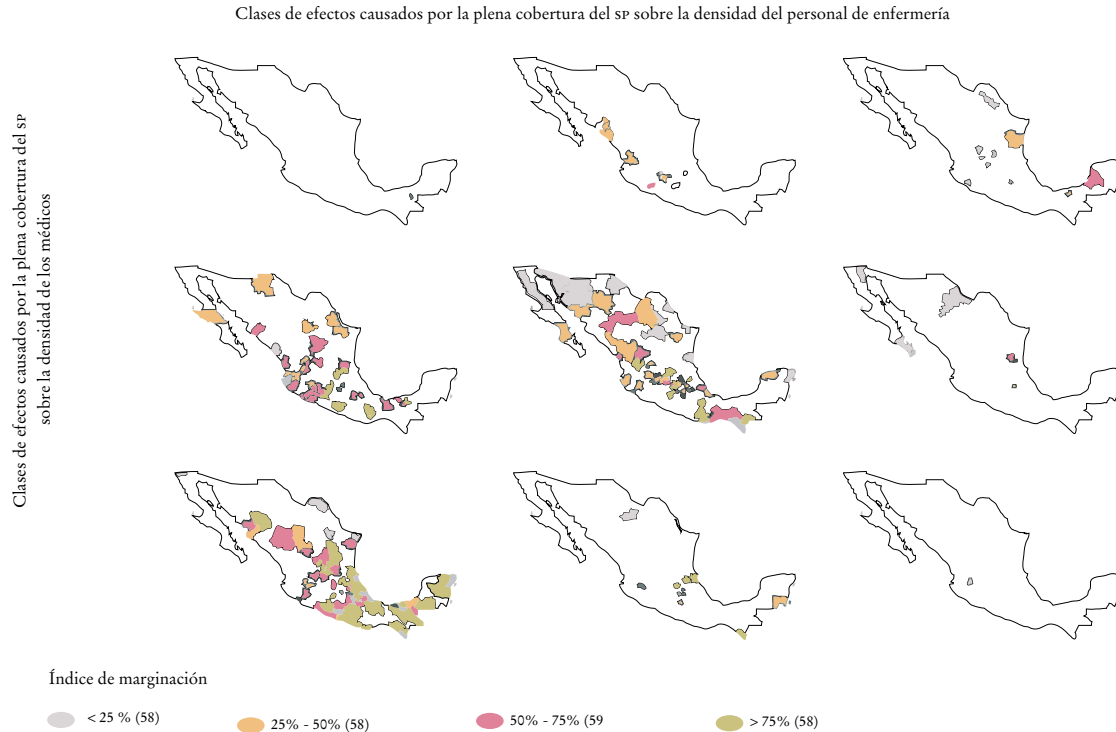
Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de las regresiones lineales de cada variable de resultados con base en la cobertura original del SP en 2009 y en sus interacciones con todas las siete covariables previas al tratamiento (2001) (DO corresponde a *doctor's offices*, consultorios; SHB corresponde a *staffed hospital beds*, camas censables; NSHB corresponde a *non-staffed hospital beds*, camas no censables; PWC corresponde a *physicians with day-to-day contact with patients*, médicos en contacto con pacientes; PWOC corresponde a *physicians without day-to-day contact with patients*, médicos sin contacto con pacientes; NWC corresponde a *nurses in day-to-day contact with patients*, personal de enfermería en contacto con pacientes, y NWOC corresponde a *nurses without day-to-day contact with patients*, personal de enfermería sin contacto con pacientes; todas las variables se expresan por cada 1 000 personas que no tienen un seguro de salud relacionado con el trabajo), que han sido ponderadas de acuerdo con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

UM=muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW=ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER=puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT=puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS=puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del SP.



MAPA 2. *Distribución geográfica de los efectos de la plena cobertura del SP sobre el incremento en la densidad de médicos y personal de enfermería en contacto con pacientes<sup>a</sup>*



<sup>a</sup> Las densidades se expresan por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo (IMSS, ISSSTE, Pemex, Secretaría de Defensa o Marina).

El mapa muestra, en las celdas horizontales, de izquierda a derecha, tres clases latentes (agrupaciones) de los efectos estimados de la plena cobertura del SP sobre el incremento en la densidad de personal de enfermería en contacto con pacientes de acuerdo con el orden de magnitud. De manera similar, en las celdas verticales, de la parte inferior a la superior, observamos distintas clases de efectos sobre incremento en la densidad de médicos en contacto con pacientes. Se destacan en colores cada vez más oscuros los cuartiles del Índice de Marginación 2000 del Consejo Nacional de Población (Conapo).

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del SP.

percatamos de que, con toda probabilidad, el SP ha tenido efectos distributivos sobre los recursos implicados en el suministro de servicios de salud. Según lo sugieren nuestros resultados, las JS que se encontraban en las mejores circunstancias en lo relativo a estos recursos antes de que se echara a andar el programa del SP son precisamente las que se están beneficiando en mayor grado de éste. Tal vez un hallazgo como éste sea menos sorprendente de lo que hubiéramos pensado. Las diferencias geográficas y de otra especie que se presentan entre los estados y las regiones implican que la provisión de servicios de atención a la salud enfrenta formidables retos que cobran un cariz distinto en diversas regiones del país. Asimismo, la considerable variedad en las circunstancias (lo que, previsiblemente, se explica por la profunda brecha entre las zonas urbanas y las rurales) implica una gran disparidad en los costos. Así, originadas por factores políticos o históricos, entre otros, esas diferencias geográficas siempre han existido; de ahí que los mayores beneficios se concentren en las mismas regiones que ya se encontraban de entrada en una mejor posición (a consecuencia de las ventajas adquiridas a través de sucesivos periodos) y a la vez logran hacer progresos de modo más consistente (al derivar más frutos de las nuevas inversiones en sanidad).

Que el SP pueda estar dejando rezagadas a las áreas geográficas menos favorecidas del país constituye la fuente de una gran inquietud desde la perspectiva de las políticas públicas, y apunta a la necesidad de poner en vigor una política de salud pública de naturaleza complementaria si es que México ha de seguirse acercando a la meta de establecer servicios de salud universales que sean de alta calidad (Franzoni y Sánchez-Ancochea, 2016). No somos los primeros en advertir que hace falta un enfoque territorial en la política de salud seguida por México (López y Aguilar, 2004).

En nuestra argumentación hemos intentado aclarar cómo el hecho de que uno parta de determinado supuesto respecto de la naturaleza del tratamiento puede provocar un sesgo en las inferencias; cierto, éste es un problema que no puede ser eliminado por completo al momento de hacer inferencias causales, pero que reviste la mayor importancia cuando se proporciona información sobre políticas públicas. Además, insistimos en que de ahora en adelante la investigación debería examinar a fondo tanto la dinámica de las variables de tratamiento como la de las variables de resultados. Por ejemplo, siempre que dos jurisdicciones sanitarias hayan mostrado tener la misma cobertura del SP en 2009, nuestro enfoque las considera como si tuvieran la

misma dosis de exposición al tratamiento, lo cual puede no ser verdadero si la ruta seguida por cada una para alcanzar el nivel de tratamiento en 2009 era muy diferente. De igual manera, al pasar por alto las historias del tratamiento hemos llegado a omitir su posible interacción con posibles factores confusores en las diferentes fases. Al condicionar por variables de 2001, el año previo a la implementación del programa del *SP* en su etapa piloto, hemos dado por sentado implícitamente que la cobertura de éste en 2009 constituía un tratamiento fijo e independiente del tiempo (no dinámico). No obstante, es muy posible que la estrategia de despliegue del *SP* fuera una reacción a los cambios en las condiciones que el programa mismo habría contribuido a producir. Por implicación, las covariables de 2002 a 2008 no son, estrictamente, covariables previas al *SP* en relación con la historia a través de la cual se llegó al nivel de la cobertura alcanzado en 2009, y estaríamos equivocados al incluirlas en nuestra estimación del pareamiento por puntaje de propensión generalizada (*GPS*). Por otro lado, al no incluirlas estamos descartando de nuestro análisis información que puede generar confusión que resulta potencialmente relevante. Las generalizaciones de la metodología del *GPS* sacan buen provecho de la naturaleza temporalmente seriada y de tipo transversal que poseen los conjuntos de datos (Blackwell, 2013; Robins et al., 2000; Fong et al., 2015b), pero hasta ahora se han enfocado en los tratamientos dicotomizados, y aún les resta cubrir el caso de los tratamientos continuos y sujetos a variaciones en el tiempo, con los cuales se requiere contar para un análisis más cabal del *SP*.

Las mejoras que se hayan dado en la disponibilidad de doctores, personal de enfermería y establecimientos de salud (centros de suministro de servicios) son sin duda alguna buenas noticias, pero sólo integran una parte de la historia. Esos recursos son una condición necesaria pero no suficiente para el acceso efectivo a unos servicios de atención a la salud que por su calidad den paso a mejoras sustanciales en la salud de la población en su conjunto. Rastrear el impacto del *SP* a lo largo de toda la ruta causal —que no es lineal en modo alguno— que va de la afiliación a los resultados en materia de salud, como lo sugeriría una teoría convencional del cambio, sigue siendo una tarea pendiente y está llena de desafíos. Es de esperar que el enfoque del pareamiento por puntaje de propensión generalizada (*GPS*) en el que se basó nuestro trabajo pueda contribuir de manera importante a su realización, más allá de que se deje para después la labor en verdad útil de llevar a cabo generalizaciones más amplias de esas técnicas.

## APÉNDICE

CUADRO A1. Estadística descriptiva de las jurisdicciones sanitarias

<i>Variable<sup>a</sup></i>	<i>Muestra<sup>b</sup></i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>	<i>Observ.</i>
Cobertura del SP	Completa	0.56	0.19	0.06	1.08	233
	Recortada	0.55	0.17	0.13	0.94	194
Consultorios	Completa	0.54	0.35	0.17	3.05	233
	Recortada	0.45	0.20	0.17	1.53	194
Camas censables	Completa	0.66	1.01	0.00	9.70	233
	Recortada	0.42	0.30	0.00	2.16	194
Camas no censables	Completa	0.76	0.49	0.00	3.58	233
	Recortada	0.67	0.37	0.00	1.69	194
Médicos en contacto con pacientes	Completa	1.06	0.98	0.22	10.47	233
	Recortada	0.81	0.36	0.22	2.21	194
Médicos sin contacto con pacientes	Completa	0.09	0.16	0.00	1.63	233
	Recortada	0.06	0.05	0.00	0.24	194
Personal de enfermería en contacto con pacientes	Completa	1.39	1.47	0.16	13.72	233
	Recortada	1.02	0.49	0.16	3.12	194
Personal de enfermería sin contacto con pacientes	Completa	0.11	0.16	0.00	1.34	233
	Recortada	0.07	0.07	0.00	0.53	194

<sup>a</sup> La cobertura del SP se refiere a los afiliados en 2009 como proporción de la población que está desprovista de un seguro de salud relacionado con el trabajo (IMSS, ISSSTE, Pemex, Secretaría de Defensa o Marina). Otras variables miden la infraestructura disponible en 2001 antes de que se implantara el SP, y se expresan por cada 1 000 personas no protegidas por el programa.

<sup>b</sup> La muestra completa deriva de agregar los datos del nivel del municipio a los del nivel de la jurisdicción sanitaria (242 js). La muestra recortada de 194 js resulta de desprenderse de las observaciones más alejadas en el espacio de covariables de acuerdo con la métrica de Gower.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del Seguro Popular.

CUADRO A2. Balance de covariables respecto de la cobertura del SP<sup>a</sup>

	Muestra <sup>b</sup>	Coef. <sup>c</sup>	Errores est. por remuestreo	z	p > z	Basado en la dist. normal (intervalo de confianza de 95%)	
<i>Consultorios</i>							
	UM	0.44	0.08	5.83	0.00	0.29	0.59
	OLS-SW	-0.06	0.17	-0.35	0.73	-0.39	0.27
	CBPS-OVER	0.17	0.16	1.06	0.29	-0.14	0.48
	CBPS-EXACT	0.03	0.06	0.50	0.62	-0.09	0.15
	NP-CBPS	0.00	0.02	-0.02	0.99	-0.03	0.03
<i>Camas censables</i>							
	UM	-0.17	0.13	-1.25	0.21	-0.42	0.09
	OLS-SW	-0.03	0.17	-0.16	0.88	-0.37	0.31
	CBPS-OVER	0.09	0.15	0.65	0.52	-0.19	0.38
	CBPS-EXACT	0.00	0.05	0.00	1.00	-0.11	0.11
	NP-CBPS	0.00	0.01	0.09	0.93	-0.03	0.03
<i>Camas no censables</i>							
	UM	1.01	0.14	7.16	0.00	0.74	1.29
	OLS-SW	-0.08	0.35	-0.22	0.83	-0.75	0.60
	CBPS-OVER	0.44	0.32	1.37	0.17	-0.19	1.06
	CBPS-EXACT	0.05	0.11	0.46	0.64	-0.16	0.26
	NP-CBPS	0.00	0.04	-0.02	0.99	-0.09	0.08
<i>Médicos en contacto con pacientes</i>							
	UM	0.56	0.13	4.28	0.00	0.30	0.81
	OLS-SW	-0.10	0.27	-0.38	0.70	-0.63	0.42
	CBPS-OVER	0.31	0.18	1.70	0.09	-0.05	0.68

CBPS-EXACT	0.04	0.08	0.52	0.60	-0.11	0.19
NP-CBPS	0.00	0.02	-0.02	0.99	-0.04	0.04
UM	-0.03	0.02	-1.13	0.26	-0.07	0.02
OLS-SW	0.02	0.04	0.71	0.48	-0.04	0.09

*Médicos sin contacto con pacientes*

CBPS-OVER	0.02	0.03	0.73	0.46	-0.04	0.08
CBPS-EXACT	0.00	0.01	0.42	0.67	-0.01	0.02
NP-CBPS	0.00	0.00	0.06	0.96	-0.00	0.00

*Personal de enfermería en contacto con pacientes*

UM	0.51	0.17	2.91	0.00	0.17	0.85
OLS-SW	0.00	0.37	0.01	0.99	-0.72	0.73
CBPS-OVER	0.38	0.23	1.68	0.09	-0.06	0.82
CBPS-EXACT	0.05	0.09	0.52	0.60	-0.13	0.22
NP-CBPS	0.00	0.02	0.05	0.96	-0.04	0.04

*Personal de enfermería sin contacto con pacientes*

UM	-0.06	0.03	-1.74	0.08	-0.12	0.01
OLS-SW	0.01	0.05	0.20	0.84	-0.09	0.12
CBPS-OVER	0.03	0.05	0.59	0.55	-0.06	0.12
CBPS-EXACT	0.00	0.01	-0.08	0.94	-0.02	0.02
NP-CBPS	0.00	0.00	0.07	0.95	-0.01	0.01

<sup>a</sup> La variable de tratamiento es la cobertura continua del Seguro Popular en 2009.

<sup>b</sup> UM = muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW = ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER = puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT = puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS = puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

<sup>c</sup> Los coeficientes derivan de regresiones lineales de cada covariable en 2001 en comparación con la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del Seguro Popular.

CUADRO A3. Efectos de tratamiento promedio de la plena cobertura del SP sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>

Variable de resultado, 2001-2010 (cambio en la densidad)	Muestra <sup>b</sup>	Coef.	Errores est. por remuestreo	z	p > z	Basado en la dist. normal (intervalo de confianza de 95%)	
Consultorios							
	UM	0.27	0.06	4.74	0.00	0.16	0.38
	OLS-SW	0.25	0.08	3.01	0.00	0.09	0.41
	CBPS-OVER	0.20	0.06	3.18	0.00	0.08	0.32
	CBPS-EXACT	0.15	0.09	1.66	0.10	-0.03	0.32
	NP-CBPS	0.19	0.08	2.33	0.02	0.03	0.35
Médicos en contacto con pacientes							
	UM	0.49	0.10	4.72	0.00	0.28	0.69
	OLS-SW	0.68	0.22	3.06	0.00	0.24	1.11
	CBPS-OVER	0.69	0.13	5.28	0.00	0.43	0.94
	CBPS-EXACT	0.70	0.15	4.61	0.00	0.40	1
	NP-CBPS	0.64	0.17	3.71	0.00	0.30	0.97
Personal de enfermería en contacto con pacientes							
	UM	0.52	0.16	3.26	0.00	0.21	0.83
	OLS-SW	0.87	0.27	3.23	0.00	0.34	1.40
	CBPS-OVER	0.85	0.17	4.89	0.00	0.51	1.19
	CBPS-EXACT	0.93	0.23	4.10	0.00	0.49	1.38
	NP-CBPS	0.79	0.24	3.22	0.00	0.31	1.27

<sup>a</sup> Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de las regresiones lineales de cada variable de resultado en comparación con la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

<sup>b</sup> UM = muestra no emparejada o no ponderada (194 JS); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW = ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER = puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados CBPS-EXACT = puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud; y NP-CBPS = puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del Seguro Popular.

CUADRO A4. Efectos de tratamiento cuantil (QTE) de la plena cobertura del SP sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>

Variable de respuesta (cambio en la densidad) <sup>c</sup>	Muestra: <sup>b</sup> cuantiles	UM		OLS-SW		CBPS-OVER		CBPS-EXACT		NP-CBPS	
		Coef.	p > z	Coef.	p > z	Coef.	p > z	Coef.	p > z	Coef.	p > z
<i>Consultorios</i>	0.10	0.15	0.07	0.02	0.84	0.16	0.09	-0.02	0.89	-0.02	0.86
	0.25	0.16	0.00	0.15	0.01	0.14	0.00	0.15	0.06	0.15	0.02
	0.50	0.26	0.00	0.34	0.00	0.21	0.00	0.26	0.01	0.21	0.07
	0.75	0.30	0.00	0.37	0.02	0.22	0.00	0.25	0.03	0.28	0.05
	0.90	0.38	0.00	0.39	0.02	0.31	0.00	0.34	0.02	0.36	0.01
	0.95	0.45	0.00	0.48	0.00	0.44	0.00	0.44	0.01	0.44	0.00
<i>Médicos en contacto con pacientes</i>	0.10	0.40	0.00	0.35	0.13	0.40	0.02	0.32	0.24	0.32	0.15
	0.25	0.43	0.00	0.46	0.14	0.55	0.00	0.53	0.03	0.43	0.07
	0.50	0.58	0.00	0.87	0.00	0.78	0.00	0.76	0.00	0.73	0.00
	0.75	0.50	0.00	0.76	0.02	0.79	0.00	0.81	0.00	0.76	0.00
	0.90	0.32	0.25	0.50	0.14	0.50	0.03	0.53	0.05	0.46	0.05
	0.95	0.00	0.99	0.60	0.23	0.15	0.77	0.30	0.53	0.21	0.74
<i>Personal de enfermería en contacto con pacientes</i>	0.10	0.42	0.02	0.28	0.26	0.47	0.03	0.41	0.14	0.39	0.12
	0.25	0.33	0.01	0.52	0.06	0.85	0.00	0.74	0.01	0.64	0.02
	0.50	0.57	0.01	1.21	0.00	1.23	0.00	1.36	0.00	1.15	0.00
	0.75	0.73	0.00	1.20	0.06	0.86	0.00	1.02	0.01	0.94	0.04
	0.90	0.66	0.09	1	0.15	0.68	0.03	1.10	0.02	0.84	0.07
	0.95	0.30	0.66	0.82	0.16	0.52	0.28	1.12	0.02	0.39	0.47

<sup>a</sup> Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de regresiones lineales de cada variable de resultados en comparación con la cobertura original del SP en 2009, que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

<sup>b</sup> UM=muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW=ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER=puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT=puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS=puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

<sup>c</sup> Variable de resultado. Cambio en la densidad entre 2001 y 2010.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del SINAIS y en los registros administrativos del Seguro Popular.



CUADRO A5. Efectos de interacción del tratamiento (ITE) de la cobertura del SP con covariables previas a la intervención sobre las jurisdicciones sanitarias<sup>a</sup>

Variable de respuesta <sup>c</sup>	Muestra: <sup>b</sup> términos <sup>d</sup>	UM		OLS-SW		CBPS-OVER		CBPS-EXACT		NP-CBPS	
		Coef.	<i>p</i> > <i>z</i>	Coef.	<i>p</i> > <i>z</i>	Coef.	<i>p</i> > <i>z</i>	Coef.	<i>p</i> > <i>z</i>	Coef.	<i>p</i> > <i>z</i>
<i>Consultorios</i>	SP	0.31	0.01	0.33	0.00	0.26	0.02	0.37	0.01	0.19	0.16
	SP × DO	−0.16	0.53	−0.38	0.21	−0.13	0.67	0.33	0.35	−0.26	0.37
	SP × SHB	−0.16	0.13	−0.05	0.72	−0.13	0.25	0.06	0.69	−0.03	0.84
	SP × NSHB	0.03	0.71	0.08	0.40	0.05	0.53	0.09	0.30	0.08	0.41
	SP × PWC	0.20	0.35	0.11	0.66	0.10	0.70	−0.60	0.09	0.28	0.27
	SP × PWOC	−0.65	0.21	−0.10	0.88	−0.18	0.73	0.01	0.99	−0.01	0.99
	SP × NWC	−0.09	0.38	−0.03	0.77	−0.07	0.52	−0.01	0.95	−0.17	0.17
	SP × NWOC	0.49	0.54	0.18	0.77	0.30	0.69	0.48	0.60	0.27	0.72
<i>Médicos en contacto con pacientes</i>	SP	0.53	0.00	0.69	0.01	0.64	0.00	0.74	0.00	0.52	0.05
	SP × DO	−0.55	0.20	−0.87	0.10	−0.47	0.34	0.01	0.99	−0.76	0.18
	SP × SHB	0.10	0.66	0.10	0.68	0.10	0.68	0.32	0.27	0.20	0.51
	SP × NSHB	−0.04	0.74	−0.05	0.75	−0.12	0.31	−0.06	0.74	0.02	0.90
	SP × PWC	0.24	0.46	0.20	0.64	0.21	0.57	−0.34	0.47	0.44	0.32
	SP × PWOC	1.72	0.21	2.76	0.11	2.33	0.10	2.52	0.05	3.07	0.05
	SP × NWC	0.05	0.77	0.10	0.58	0.04	0.81	0.03	0.91	−0.11	0.63
	SP × NWOC	−1.13	0.11	−0.98	0.34	−1.15	0.13	−0.96	0.35	−1.48	0.18

<i>Personal de enfermería en contacto con pacientes</i>	SP	0.61	0.01	0.88	0.01	0.87	0.00	0.79	0.02	0.69	0.06
	SP × DO	−0.64	0.09	−0.79	0.09	−0.69	0.06	−0.85	0.08	−0.99	0.03
	SP × SHB	0.55	0.05	0.25	0.44	0.48	0.12	0.49	0.16	0.46	0.21
	SP × NSHB	−0.01	0.92	−0.12	0.54	−0.15	0.30	−0.12	0.56	0.03	0.89
	SP × PWC	0.40	0.26	0.35	0.46	0.55	0.15	0.93	0.06	0.77	0.11
	SP × PWOC	2.25	0.10	2.56	0.24	1.84	0.18	2.07	0.22	3.11	0.04
	SP × NWC	−0.25	0.39	−0.07	0.83	−0.29	0.29	−0.43	0.23	−0.44	0.18
	SP × NWOC	−1	0.25	−0.57	0.66	−0.60	0.53	−0.40	0.75	−0.86	0.49

<sup>a</sup> Efectos sobre el incremento de 2001 a 2010 en la densidad de recursos, por cada 1 000 personas desprovistas de un seguro de salud relacionado con el trabajo, obtenidos a partir de regresiones lineales de cada variable de resultado en comparación la cobertura original del SP en 2009 y en sus interacciones con todas las covariables previas al tratamiento (2001), que han sido ponderadas en consonancia con la pseudo-muestra en cuestión. El remuestreo (1 000 réplicas) toma en consideración el algoritmo de emparejamiento.

<sup>b</sup> UM=muestra no emparejada o no ponderada (194 js); otras muestras son emparejadas o ponderadas utilizando diferentes técnicas: OLS-SW=ponderadores estabilizados basados en mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de Robins; CBPS-OVER=puntajes de propensión balanceadores de covariables sobreidentificados; CBPS-EXACT=puntajes de propensión balanceadores de covariables identificados con exactitud, y NP-CBPS=puntajes de propensión balanceadores de covariables no paramétricos.

<sup>c</sup> Variable de resultados. Cambio en la densidad entre 2001 y 2010.

<sup>d</sup> SP=Seguro Popular, en interacción con: DO=consultorios; SHB=camas censables; NSHB=camas no censables; PWC=médicos en contacto con pacientes; PWOC=médicos sin contacto con pacientes; NWC=personal de enfermería en contacto con pacientes, y NWOC=personal de enfermería sin contacto con pacientes. Todas las variables se expresan por cada 1 000 personas que no tienen un seguro de salud relacionado con el trabajo.

FUENTE: elaboración propia con base en datos del Sinais y en los registros administrativos del Seguro Popular.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilera, N., y Marrufo, G. M. (2009). *Assessing the effect of “Seguro Popular” on health outcomes*. México: UIA-Instituto de Investigaciones sobre Desarrollo Sustentable y Equidad Social.
- Arias, J., Azuara, O., Bernal, P., Heckman, J. J., y Villarreal, C. (2010). Policies to promote growth and economic efficiency in Mexico (documento de trabajo 16554). Washington, D. C.: NBER. Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w16554>
- Ávila-Burgos, L., Serván-Mori, E., Wirtz, V. J., Sosa-Rubí, S. G., y Salinas-Rodríguez, A. (2013). Efectos del Seguro Popular sobre el gasto en salud en hogares mexicanos a diez años de su implementación. *Salud Pública de México*, 55, S91-S99.
- Azuara, O., y Marinescu, I. (2013). Informality and the expansion of social protection programs: Evidence from Mexico. *Journal of Health Economics*, 32(5), 938-950.
- Barros, R. (2008). *Wealthier but not much healthier: Effects of a health insurance program for the poor in Mexico* (documento de discusión 09-002). California: Stanford University. Recuperado de: <http://www.siepr.stanford.edu/repec/sip/09-002.pdf>
- Blackwell, M. (2013). A framework for dynamic causal inference in political science. *American Journal of Political Science*, 57(2), 504-520.
- Bleich, S. N., Cutler, D. M., Adams, A. S., Lozano, R., y Murray, C. J. (2007). Impact of insurance and supply of health professionals on coverage of treatment for hypertension in Mexico: Population-based study. *British Medical Journal*, 335(7625), 875.
- Bosch, M., y Campos-Vázquez, R. M. (2010). *The trade-offs of social assistance programs in the labor market: The case of the “Seguro Popular” program in Mexico* (documento de trabajo DT-2010-12). México: El Colegio de México. Recuperado de: <https://cee.colmex.mx/documentos/documentos-de-trabajo/2010/dt201012.pdf>
- Campos-Vázquez, R. M., y Knox, M. A., (2013). Social protection programs and employment: The case of Mexico’s Seguro Popular program. *Economía Mexicana*, nueva época, XXII(2), 403-448. Recuperado de: <http://www.scielo.org.mx/pdf/emne/v22n2/v22n2a7.pdf>
- Duval, R., y Smith, R. (2011). *Informality and Seguro Popular under*

- segmented labor markets* (ponencia). Employment and Development, Sexta Conferencia de IZA/Banco Mundial. México: IZA Institute for the Study of Labor, Banco Mundial. Recuperado de: [http://www.iza.org/conference\\_files/worldb2011/3229.pdf](http://www.iza.org/conference_files/worldb2011/3229.pdf)
- Flores, C. A., Flores-Lagunes, A., Gonzalez, A., y Neumann, T. C. (2012). Estimating the effects of length of exposure to instruction in a training program: The case of job corps. *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 153-171. Recuperado de: [http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST\\_a\\_00177](http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST_a_00177)
- Fong, C., Hazlett, C., e Imai, K. (2015a). *Parametric and nonparametric covariate balancing propensity score for general treatment regimes* (copia mimeografiada, documento inédito). Recuperado de: <https://pdfs.semanticscholar.org/89d0/fe3d3d9a0270a60e368950c14498bd1c051e.pdf>
- Fong, C., Ratkovic, M., Hazlett, C., e Imai, K. (2015b). *CBPS: R package for covariate balancing propensity score*. Comprehensive R Archive Network (CRAN). Recuperado de: <https://cran.r-project.org/web/packages/CBPS/CBPS.pdf>
- Franzoni, J. M., y Sánchez-Ancochea, D. (2016). *The quest for universal social policy in the south: Actors, ideas and architecture*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Frenk, J., González-Pier, E., Gómez-Dantés, O., Lezana, M. A., y Knaul, F. M. (2006). Comprehensive reform to improve health system performance in Mexico. *The Lancet*, 368(9546), 1524-1534.
- Gakidou, E., Lozano, R., González-Pier, E., Abbott-Klafter, J., Barofsky, J. T., Bryson-Cahn, C., Feehan, D. M., Lee, D. K., Hernández-Llamas, H., y Murray, C. J. (2006). Assessing the effect of the 2001-06 Mexican health reform: An interim report card. *The Lancet*, 368(9550), 1920-1935.
- Gakidou, E., Lozano, R., González-Pier, E., Abbot-Klafter, J., Barofsky, J. T., Bryson-Cahn, C., Feehan, D. M., Lee, D. K., Hernández-Llamas, H., y Murray, C. J., (2007). Evaluación del impacto de la reforma mexicana de salud 2001-2006: un informe inicial. *Salud Pública de México*, 49(supl. 1), S88-S109. Recuperado de: [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0036-36342007000700011](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342007000700011)
- Galárraga, O., Sosa-Rubí, S. G., Salinas-Rodríguez, A., y Sesma-Vázquez, S. (2010). Health insurance for the poor: Impact on catastrophic and out-of-pocket health expenditures in Mexico. *The European Journal of Health Economics*, 11(5), 437-447.

- García-Díaz, R., y Sosa-Rubí, S. G. (2011). Analysis of the distributional impact of out-of-pocket health payments: Evidence from a public health insurance program for the poor in Mexico. *Journal of Health Economics*, 30(4), 707-718.
- Gower, J. (1966). Some distance properties of latent root and vector methods used in multivariate analysis. *Biometrika*, 53(3-4), 325-338.
- Gower, J. (1971). A general coefficient of similarity and some of its properties. *Biometrics*, 27(4), 857-871.
- Grogger, J., Arnold, T., León, A. S., y Ome, A. (2011). *Efectos del Seguro Popular sobre el gasto en salud, utilización de servicios médicos, y nivel de salud, y resultados a largo plazo del experimento del Seguro Popular en México y evidencia de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)* (evaluación encargada por la CNPPS 28). México: CIDE. Recuperado de: [http://seguropopular.cide.edu/documents/130486/130726/201101\\_gasto.pdf](http://seguropopular.cide.edu/documents/130486/130726/201101_gasto.pdf)
- Harris, J. E., y Sosa-Rubí, S. G. (2009). *Impact of "Seguro Popular" on prenatal visits in Mexico, 2002-2005: Latent class model of count data with a discrete endogenous variable* (reporte técnico 14995). Washington, D. C.: NBER. Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w14995>
- Hernán, M. A., y VanderWeele, T. J. (2011). Compound treatments and transportability of causal inference. *Epidemiology*, 22(3), 368.
- Hernández-Torres, J., Ávila-Burgos, L., Valencia-Mendoza, A., y Poblano-Verástegui, O. (2008). Evaluación inicial del Seguro Popular sobre el gasto catastrófico en salud en México. *Salud Pública de México*, 10(1), 18-32. Recuperado de: <http://www.scielo.org.co/pdf/rsap/v10n1/v10n1a03.pdf>
- Hirano, K., e Imbens, G. W. (2004). The propensity score with continuous treatments. En A. Gelman y X. L. Meng (eds.), *Applied bayesian modeling and causal inference from incomplete-data perspectives: An essential journey with Donald Rubin's statistical family* (pp. 73-84). Chichester: Wiley & Sons.
- Imai, K., y Ratkovic, M. (2014). Covariate balancing propensity score. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Statistical Methodology), 76(1), 243-263.
- Imai, K., y Van Dyk, D. A. (2004). Causal inference with general treatment regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 854-866.
- Imbens, G. W. (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika*, 87(3), 706-710.

- King, G., y Zeng, L. (2006). The dangers of extreme counterfactuals. *Political Analysis*, 14(2), 131-159.
- King, G., y Zeng, L. (2007). When can history be our guide? The pitfalls of counterfactual inference. *International Studies Quarterly*, 51(1), 183-210.
- King, G., Gakidou, E., Imai, K., Lakin, J., Moore, R. T., Nall, C., Ravishanker, N., Vargas, M., Téllez-Rojo, M. M., Hernández Ávila, J. E., Hernández Ávila, M., y Hernández Llamas, H. (2009). Public policy for the poor? A randomised assessment of the Mexican universal health insurance programme. *The Lancet*, 373(9673): 1447-1454, Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673609602397>
- Knaul, F. M., Arreola-Ornelas, H., Méndez-Carniado, O., Bryson-Cahn, C., Barofsky, J., Maguire, R., Miranda, M., y Sesma, S. (2006). Evidence is good for your health system: Policy reform to remedy catastrophic and impoverishing health spending in Mexico. *The Lancet*, 368(9549), 1828-1841.
- Knaul, F. M., y Frenk, J. (2005). Health insurance in Mexico: Achieving universal coverage through structural reform. *Health Affairs*, 24(6), 1467-1476.
- Knaul, F. M., González-Pier, E., Gómez-Dantés, O., García-Junco, D., Arreola-Ornelas, H., Barraza-Lloréns, M., Sandoval, R., Caballero, F., Hernández-Ávila, M., Juan, M., et al. (2012). The quest for universal health coverage: achieving social protection for all in Mexico. *The Lancet*, 380(9849), 1259-1279.
- Knox, M. (2016). *Health care reform in a developing country: Transfer program or something more? Impacts of Mexico's Seguro Popular program five years after introduction*. Seattle: University of Washington. Recuperado de: <http://faculty.washington.edu/knoxm/wordpress/wp-content/uploads/2014/11/Seguro-Popular-Five-Years-Web.pdf>
- Koenker, R. (2005). *Quantile regression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- López, F., y Aguilar, A. G. (2004). Niveles de cobertura y accesibilidad de la infraestructura de los servicios de salud en la periferia metropolitana de la ciudad de México. *Investigaciones Geográficas*, 53, 185-209.
- Parker, S., y Ruvalcaba, N. (2010). *Identificación y análisis de los efectos en las condiciones de salud de los afiliados al Seguro Popular* (evaluación encargada por la CNPPS). México: CIDE. Recuperado de: [http://seguro-popular.cide.edu/documents/130486/130726/201002\\_efectos.pdf](http://seguro-popular.cide.edu/documents/130486/130726/201002_efectos.pdf)

- Pearl, J. (2009). *Causality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rivera-Hernandez, M., Rahman, M., Mor, V., y Galárraga, O. (2016). The impact of social health insurance on diabetes and hypertension process indicators among older adults in Mexico. *Health Services Research*, 51(4), 1323-1346.
- Robins, J. M. (2000). Marginal structural models versus structural nested models as tools for causal inference. En M. Halloran y D. Berry, Springer (eds.), *Statistical models in epidemiology, the environment, and clinical trials* (pp. 95-133). Nueva York: The IMA Volumes in Mathematics and Its Applications.
- Robins, J. M., Hernán, M. A., y Brumback, B. (2000). Marginal structural models and causal inference in epidemiology. *Epidemiology*, 11(5), 550-560.
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1984). Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*, 79(387), 516-524.
- Rubin, D. B., y Thomas, N. (1992). Characterizing the effect of matching using linear propensity score methods with normal distributions. *Biometrika*, 79(4), 797-809.
- Scott, J. (2006). Seguro Popular: Incidence analysis. En Banco Mundial, Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento (eds.), *Decentralized service delivery for the poor*. Washington, D. C.: Banco Mundial. Recuperado de: <http://siteresources.worldbank.org/INTMEXICOINSPANISH/Resources/VolIIChapter3.pdf>
- Sosa-Rubí, S. G., Galárraga, O., y Harris, J. E. (2009). Heterogeneous impact of the “Seguro Popular” program on the utilization of obstetrical services in Mexico, 2001-2006: A multinomial probit model with a discrete endogenous variable. *Journal of Health Economics*, 28(1), 20-34.
- Teruel, G., Castro, M., y Guadarrama, R. (2012). *Estudio sobre los efectos del Seguro Popular en la utilización de servicios médicos y en la salud de los afiliados* (evaluación encargada por la CNPPS). México: CIDE. Recuperado de: [http://seguropopular.cide.edu/documents/130486/130726/201201\\_efectos.pdf](http://seguropopular.cide.edu/documents/130486/130726/201201_efectos.pdf)
- VanderWeele, T. J., y Hernán, M. A. (2013). Causal inference under multiple versions of treatment. *Journal of Causal Inference* 1(1), 1-20.

- Wirtz, V. J., Santa-Ana-Tellez, Y., Servan-Mori, E., y Ávila-Burgos, L., (2012). Heterogeneous effects of health insurance on out-of-pocket expenditure on medicines in Mexico. *Value in Health*, 15(5), 593-603.
- Zhao, S., van Dyk, D. A., e Imai, K. (2013). *Propensity-score based methods for causal inference in observational studies with fixed non-binary treatments* (copia mimeografiada, documento inédito). Recuperado de: <http://imai.princeton.edu/research/files/gpscore.pdf>