

DEFENSA DE TESIS

Certificamos que el estudiante **Juan Torres Acabá** aprobó su Defensa de Tesis.

Con la defensa de tesis, el estudiante cumple con los requisitos del grado de Maestría con concentración en Economía. El título de la tesis es:

“¿El Medicaid ha Salvado Vidas en Puerto Rico?:

Un análisis cuantitativo de política pública”

Certificado hoy viernes, 12 de mayo de 2023; en Río Piedras, Puerto Rico

Carlos A. Rodríguez Ramos, Ph.D.
Consejero

Juan A. Lara Fontáñez, Ph.D.
Lector

José E. Laborde Rivera, Ph.D.
Lector

¿El Medicaid ha salvado vidas en Puerto Rico?:

Un Análisis Cuantitativo de Política Pública

Juan Carlos Torres-Acabá

Tesis presentada como requisito parcial para el grado de

Maestría en Economía



Departamento de Economía

Facultad de Ciencias Sociales

Universidad de Puerto Rico Recinto de Río Piedras

Mayo 2023

Derechos Reservados

Índice:

Resumen.....	ii
Lista de Tablas y Figuras	iii
Dedicatoria.....	1
Trasfondo de Medicaid y su implementación en Puerto Rico	3
Nivel de pobreza.....	4
Inseguridad Alimentaria	6
Historia breve de la migración en Puerto Rico:.....	9
Historia del Sistema de Salud en Puerto Rico	15
Objetivos.....	19
Capítulo 2: Revisión de Literatura	20
Introducción	20
Reseñas	20
Capítulo 3: Metodología	33
Estadísticas Descriptivas:	34
Modelo Econométrico	34
Capítulo 4: Resultados	38
Perfil Socioeconómico.....	38
Selección de Modelos.....	45
Resultados de Estimación de los Modelos Probit.....	46
Pruebas Estadísticas a los Modelos:	50
Interpretación de resultados.....	54
Capítulo 5: Conclusión, Recomendaciones de Política Pública y Estudios Futuros	59
Conclusión:.....	59
Recomendaciones de política pública:	60
Investigaciones futuras:	62
Referencias Bibliográficas:.....	64

Resumen

El propósito de este estudio fue analizar cuantitativamente la efectividad de la política pública de la expansión del Medicaid bajo el Affordable Care Act (ACA), mejor conocido como el Obamacare, en la reducción de la inseguridad alimentaria entre los puertorriqueños que han emigrado a los Estados Unidos. Para ello, se emplearon modelos econométricos de regresión probit con un acercamiento de diferencia en diferencias. Este análisis es uno cuasi experimental donde se evaluó un grupo experimental compuesto por las jurisdicciones que implementaron el Obamacare y un grupo control de las jurisdicciones que no lo implementaron. Los resultados del análisis demuestran que dicha implementación de la política pública a través del Obamacare no tuvo un impacto estadísticamente significativo en la reducción de la inseguridad alimentaria de los puertorriqueños en las jurisdicciones que expandieron el Medicaid.

Palabras claves: diferencia en diferencias, seguridad alimentaria, Medicaid, Obamacare, política pública, puertorriqueños.

Lista de Tablas y Figuras

Tablas

Tabla 1: Nivel de Pobreza por Jurisdicción para Elegibilidad al Programa Medicaid.

(pág. 5-6)

Tabla 2: Población por jurisdicción del 2010-2016. (pág. 39)

Tabla 3: Porcentaje de la población mayores de 18 años o más en las jurisdicciones del

2010-2016. (pág. 39)

Tabla 4: Porcentaje de Mujeres en las jurisdicciones del 2010-2016. (pág. 40)

Tabla 5: Porcentaje de la Población bajo el nivel de pobreza. (pág. 41)

Tabla 6: Producto Interno Bruto real (en millones) por jurisdicción del 2010-2016.

(pág. 41)

Tabla 7: Tasa de Participación Laboral por jurisdicción del 2010-2016. (pág. 42)

Tabla 8: Tasa de Desempleo por jurisdicción del 2010-2016. (pág. 43)

Tabla 9: Salario Mínimo por jurisdicción del 2010-2016. (pág. 43)

Tabla 10: Mediana de Salario por jurisdicción del 2010-2016. (pág. 44)

Tabla 11: Gasto en Servicios de Cuidado de Salud por jurisdicción del 2010-2016.

(pág. 44-45)

Tabla 12: Estadísticas de selección para modelos binarios logit o probit. (pág. 45)

Tabla 13: Estimación de modelo probit no ajustado. (pág. 46)

Tabla 14: Estimación de modelo probit ajustado incluyendo LABFORCE. (pág. 47)

Tabla 15: Estimación de modelo probit ajustado incluyendo género y educación.

(pág. 47-48)

Tabla 16: Estimación de modelo probit ajustado incluyendo SNAP. (pág. 48)

Tabla 17: Estimación de modelo probit ajustado incluyendo educación y SNAP.

(pág. 49)

Tabla 18a: Prueba Wald para analizar significancia de coeficiente. (pág. 50)

Tabla 18b: Prueba Máxima Verosimilitud para analizar la significancia conjunta de las variables en los modelos. (pág. 50)

Tabla 19: Prueba VIF: Multicolinealidad. (pág. 51)

Tabla 20: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit no ajustado. (pág. 52)

Tabla 21: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo LABFORCE.
(pág. 52)

Tabla 22: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo sexo y educación. (pág. 53)

Tabla 23: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo SNAP.
(pág. 53)

Tabla 24: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo educación y SNAP. (pág. 54)

Figuras

Figura 1: Migración Neta en Puerto Rico 1940-1948. (pág. 9-10)

Figura 2: Disminución de la Población Joven en Puerto Rico. (pág. 11-12)

Figura 3: Destino de los emigrantes puertorriqueños 2019. (pág. 14)

Dedicatoria

A mi querida madre:

Aún cuando el camino no ha sido el que juntos visualizamos. Aún cuando no puedas leer estas letras físicamente y escudriñarlas con tu pluma minuciosamente, te dedico estas hojas con los designios de enorgullecerte en el cielo. Tu amor y enseñanzas fueron trascendentales en mi inquietud intelectual.

A mi querido padre:

De seguro estas letras no son suficientes para expresar lo inmensamente agradecido que estoy con la vida por tu amor inagotable. Desde siempre has sido la piedra angular de la cual he forjado en lo que me he convertido hasta el presente. Gracias por, junto a mi otra madre, no descansar por verme alcanzar cada una de mis metas personales y profesionales. Papá, por tu apoyo inquebrantable y más, esta tesis es para ustedes.

A mi amada:

Sin ti, esta etapa probablemente no estuviera culminando. Gracias por ser soporte en tiempos de fatiga y guía en momentos de tempestad. Sin duda alguna, tu respaldo, amor y comprensión han sido elementos fundamentales en mi desarrollo profesional y personal. Por eso y más, esta tesis es para ti.

Reconocimientos

Tomo esta sección para agradecer a mi hermana Karla Janice por ser motor en cada etapa de la vida la cual, con sus golpes y caricia, nos ha hecho inseparables. A mi abuelo Acabá por enseñar mediante su ejemplo de vida las cualidades que he intentado emular hasta el día de hoy. A mi familia y a mi familia extendida por siempre estar atentos a mi desarrollo profesional y servir de fuentes de energía para adelantar y celebrar cada proyecto.

A mi hermano de vida Edgar, por modelar la habilidad necesaria para alcanzar cualesquiera de los objetivos que se trace, la disciplina. Gracias a Laura, Manuel, Dennis y Natalia, por ayudarme a enfocarme en practicarla, y por estar.

A dos seres que son como familia, Nune y Brian Afanador, porque a través del tenis de mesa aprendí que no solo el talento alcanza victorias, si no el sacrificio y empeño que se le dedicara.

A mi director de tesis, el doctor Carlos Rodríguez, por servir de guía en este arduo y empinado trayecto.

Por último, a todos mis amigos que he desarrollado a través de la Universidad y las experiencias laborales quienes han aportado, de alguna manera u otra, a mi experiencia de vida académica y crecimiento profesional.

Capítulo 1: Introducción

Trasfondo de Medicaid y su implementación en Puerto Rico

El programa federal de salud de Medicaid fue establecido en el 1965 bajo el Título XIX de la Ley de Seguro Social, por el Congreso de los Estados Unidos para proveer cubierta de cuidado médico a las personas de bajos ingresos en los Estados Unidos, Washington D.C. y sus territorios. Cada una de las jurisdicciones tendrían sus propios programas diseñados para atender a sus respectivas poblaciones, cuya cobertura estaría sujeta a unos parámetros establecidos a nivel federal.

En 1997, se crea un proyecto de ley conocido como el programa de seguro médico a los niños (CHIP, por sus siglas en inglés) mediante el cual se hace un pareo de fondos a los estados y jurisdicciones con el fin de proveer un seguro de salud, gratuito o a bajo costo, a los niños y familias con ingresos mayores a los permitidos para cualificar en el programa de Medicaid, pero no suficientes para poder costear una cobertura de cuidado médico privado.

De este modo, en los parámetros federales de pobreza para cualificar a dicho programa (CHIP), la familia tendría que estar en, al menos, por debajo del 200% del nivel de pobreza federal, mientras que para ser parte del programa Medicaid, el individuo debe estar 138% bajo el nivel de pobreza federal establecidos por el Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos (HHS, por sus siglas en inglés).

En el 2009, el Representante de la Cámara Baja federal por el Distrito 15 de Nueva York introduce el Proyecto de la Cámara 3590 titulado “Patient Protection and Affordable Care Act”. Posteriormente se convertiría en la Ley Número 111-148, mejor conocida como el Obamacare, la cual surge como promesa de campaña del presidente Barack Obama en

el 2008 y tiene tres fines principales: hacer accesible una cobertura de salud para las personas médico-indigente, expandir el programa de Medicaid a todos los adultos con ingresos entre el 100% al 400% del nivel de pobreza federal, y ofrecer servicios de salud y cuidado médico a bajo costo. De igual forma, uno de los alcances de esta reforma fue la prohibición de exclusión de una cobertura médica por condiciones médicas preexistentes o alguna otra situación de salud (Título I, Parte I, Subparte I-General Reform, p. 1).

Por otro lado, al momento de realizar la investigación, según el Centro para los Servicios de Medicaid y CHIP (CMS, por sus siglas en inglés), en los Estados Unidos 39 estados (incluyendo el Distrito de Columbia) han expandido el programa de Medicaid. Mientras los otros 12, no han expandido los beneficios del programa, entre estos Texas y Florida. Cabe destacar que Puerto Rico se añade a los 39 estados de la nación estadounidense que expandieron los beneficios de Medicaid en la Isla.

Según Center for Medicaid and Medicare Services (CMS, 2022) para el reporte del mes de julio, el programa Medicaid servía a 82,845,954 personas, mientras el programa CHIP proveía cobertura a otros 7,114,763 beneficiarios a través de todo Estados Unidos. Según datos del reporte de beneficiarios del tercer trimestre del 2021 (septiembre 2021) de CMS, Puerto Rico tenía 1,442,087 participantes del programa de Medicaid. Reflejando, de este modo, la cantidad de personas que han podido beneficiarse de servicios médicos con sus limitaciones económicas.

Nivel de pobreza

Los programas de Medicare y Medicaid, así como otros programas federales, proveen beneficios a la población general al cumplir con ciertos requisitos que puedan

cubrir las necesidades de los más afectados, siendo el denominador común en la mayoría de los programas de beneficencia, es el nivel de pobreza que se define en el reglamento y es adoptado por cada una de las jurisdicciones. El Departamento de Salud de los Estados Unidos (DHHS, por sus siglas en inglés) establece como requisito el que los participantes se encuentren bajo el 138% del nivel de pobreza federal. Actualmente, el DHHS utiliza tres tablas distintas de referencia bajo el nivel de pobreza: una tabla con los parámetros para Alaska, otra para Hawái, y una tercera para el resto de los 48 estados y el Distrito de Columbia, dicha separación de Hawái y Alaska sucedió desde el 1966-1970.

En este orden de ideas, las tablas guías determinan el tope de ingreso familiar en base a los miembros que la componen: un hogar o familia se compone de una (1) sola persona, hasta el número de miembros de cada familia. Dichas tablas sirven de referencia sobre el nivel de pobreza dependiendo del estado en cuestión al que pertenezcan, al igual que consideran aspectos relevantes como el número de personas que conforma el núcleo familiar.

En concordancia con lo anterior, al momento de publicar la investigación realizada el 12 de enero del 2022, las tablas con los niveles de pobreza arrojaron diversos resultados, entre ellos, la Tabla 1 mostró los niveles de pobreza por jurisdicción estableciendo el nivel de pobreza para una familia de un integrante de la siguiente manera: Alaska \$16,990, Hawái \$15,630 y el resto de los 48 estados y Washington DC \$13,590.

A continuación, se presentan las tablas sobre el nivel de pobreza para los programas de Medicaid mencionadas anteriormente.

Tabla 1: Nivel de pobreza por jurisdicción para elegibilidad al programa Medicaid.

La tabla muestra el nivel de pobreza por jurisdicción para elegibilidad al programa Medicaid. Estos ingresos por hogar por composición del hogar son publicados por el Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos.

Integrantes del Hogar	48 estados y Washington DC*	Alaska**	Hawái***	Puerto Rico
1	\$14,580	\$18,210	\$16,770	\$15,630
2	\$19,720	\$24,640	\$22,680	\$21,060
3	\$24,860	\$31,070	\$28,590	\$26,490
4	\$30,000	\$37,500	\$34,500	\$31,920
5	\$35,140	\$43,930	\$40,410	
6	\$40,280	\$50,360	\$46,320	
7	\$45,420	\$56,790	\$52,230	
8	\$50,560	\$63,220	\$58,140	

Nota: Creada por el autor. * Familias con más de 8 integrantes, se le suma \$5,140 por persona adicional.

** Familias con más de 8 integrantes, se le suma \$6,430 por persona adicional. *** Familias con más de 8 integrantes, se le suma \$5,910 por persona adicional.

En el caso de Puerto Rico, Islas Vírgenes, American Samoa, Guam, la república de las Islas Marshall, los Estados Federados de Micronesia, las Islas Marianas del Norte y Palao no está definido el nivel de pobreza federal, por lo que las guías a utilizar para determinar la elegibilidad dependerán de los administradores del Programa Medicaid el ajustar su nivel de elegibilidad. De igual forma, los beneficios de estos programas varían por cada jurisdicción, puesto que los gobiernos estatales -siguiendo las guías federales- pueden crear sus programas y beneficios según las necesidades de la población y recursos disponibles.

Inseguridad Alimentaria

La inseguridad alimentaria es definida en Wolfson y Leung (2020) como el acceso limitado o incierto a suficientes alimentos nutritivos para una vida activa y saludable. Las

personas que experimentan inseguridad alimentaria severa en ocasiones no realizan las comidas adecuadamente o pasan hambre debido a no tener los recursos financieros necesarios para la compra de alimentos. El Departamento de Agricultura Federal define la inseguridad alimentaria como el acceso limitado, restringido o insuficiente de alimentos seguros por causas no voluntarias.

De este modo, también, la inseguridad alimentaria puede ocurrir cuando hay limitaciones del funcionamiento físico como impedimentos físicos, mentales o edad avanzada, que no permiten su consumo. El Departamento de Agricultura Federal utiliza como método de medición la Encuesta Actual de la Población (CPS, por sus siglas en inglés) administrada por la Oficina del Censo de los Estados Unidos, dicha encuesta del CPS es realizada por el Negociado de Estadísticas Laborales (BLS, por sus siglas en inglés) y consistente de una muestra mensual representativa de la población civil no institucionalizada de los Estados Unidos. Así mismo, el Suplemento de Seguridad Alimentaria fue impartido en diciembre 2021 a poco más de 42,900 hogares de los cuales, 30,343 completaron la misma. No obstante, Puerto Rico no está considerado en la muestra, puesto que tampoco se administra la encuesta CPS.

Así mismo, según el reporte Household Food Security in the United States in 2021 del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos se estimó la prevalencia de inseguridad alimentaria en un 10.2% de la población estadounidense. De esos 10.2% de hogares que experimentaron inseguridad alimentaria, el 3.8% de los hogares (5.1 millones de personas) sufrieron muy baja seguridad alimentaria durante el 2021, el cual supone que varios miembros de un hogar reducen sus patrones de consumo normal o saltan comidas

durante el año por escasos recursos. Entre los hogares con menores de 18 años, el 12.5% de ellos experimentaron inseguridad alimentaria en algún punto del 2021.

En el caso de Puerto Rico, según el informe de Seguridad Alimentaria en Puerto Rico en 2015, publicado en el año 2019 por el Instituto de Estadísticas de Puerto Rico, la prevalencia de personas con inseguridad alimentaria para la población de 18 años o más era de 33.2%. De los cuales, el 9% se encontraba en la categoría de “muy baja seguridad alimentaria”. Del mismo modo, se observó en la población puertorriqueña en los Estados Unidos las categorías mencionadas y según Foster (2016), un análisis con los datos al 2014 CPS-FSS encontró que de los hogares que habían sido clasificados con “muy baja seguridad alimentaria”, el 11% eran hogares puertorriqueños, poco más del doble del promedio en general para US (5%).

Por otro lado, los puertorriqueños en las jurisdicciones como el Bronx en New York tienen la mayor tasa de obesidad (46.8%) mayor que la tasa promedio entre los hispanos (42%). Tendencia similar se observó con la prevalencia de diabetes, donde los puertorriqueños tenían la mayor tasa de diagnósticos de diabetes (11.2%) versus el promedio entre los hispanos con un promedio de 9.3% (Fuster, 2016).

En este caso, el problema alimentario supone, a su vez, un determinante social para la salud, asociado a la obesidad, la diabetes, siendo las personas que reportan el peor estado de salud y bienestar, así como altas tasas de depresión (Himmelstein, 2019). Igualmente, Fuster (2016) menciona que las personas que ven que los alimentos comienzan a acabarse, y a su vez los recursos, optan por alimentos de menor calidad por estos ser más económicos, pero usualmente altos en calorías.

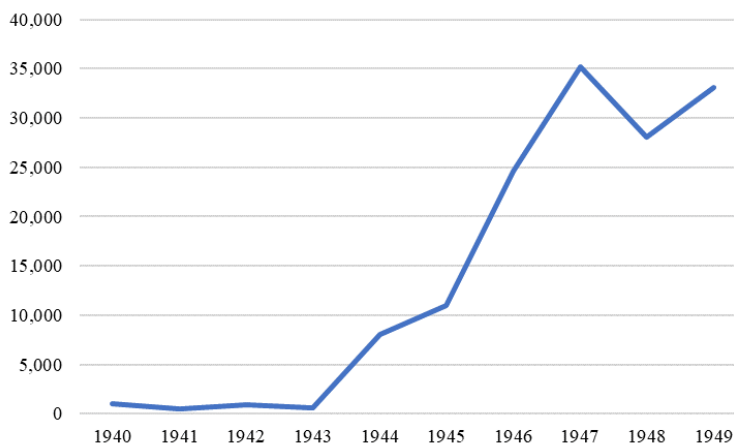
De este modo, las personas con bajos recursos se verían en muchas instancias entre la decisión de comer o tener un plan de salud, ocasionando entonces uno de dos escenarios: 1) las personas sufren inseguridad alimentaria por requerir servicios de salud y no tener un plan médico, o 2) carece de cobertura médica para poder satisfacer sus necesidades alimentarias. En el caso de los puertorriqueños pudiera existir un tercer escenario, la migración y cada uno de los escenarios mencionados repercute directamente en la calidad de vida del individuo.

Historia breve de la migración en Puerto Rico:

La migración en Puerto Rico no es un asunto novel. Según el historiador económico James L. Dietz, la migración neta negativa antecedió la década de los 1940, mas no la magnitud reflejada hasta ese entonces. La migración neta consta de la resta de las llegadas menos las salidas de las personas. Para el 1940 la migración neta en Puerto Rico fue de 1,008 personas. Para la mitad de la década del 1940, era de 11,003 personas, teniendo su punto crítico en el 1947, con sobre 35,000 personas y cerrando la década con poco más de 33,000 personas saliendo de Puerto Rico.

Así mismo, para los años comprendidos entre 1940-1949, la migración neta acumulada fue de 180,000 personas, cifra que superaba el total acumulado en los 40 años anteriores, y su destino en una gran mayoría lo era los Estados Unidos. La Figura 1 visualiza los datos de la Junta de Planificación de Puerto Rico en una gráfica para la década antes mencionada.

Figura 1: Migración Neta en Puerto Rico 1940-1948.



Nota: Creada por el autor. El eje de x muestra los años. El eje de y muestra la cantidad de migración neta.

Los datos provienen de la Junta de Planificación de Puerto Rico, *A Comparative Study of the Labor Market Characteristics of Returns and Non-Migrants in Puerto Rico* (San Juan, 1973), según aparece en CENEP, *Labor Migration*, pp.186-187, Tabla 9. Obtenida de *Historia Económica de Puerto Rico*, James L. Dietz (2007) Tabla 4.6

Según expone Dietz, sin el movimiento de personas la población total de Puerto Rico hubiera aumentado en un 28% en lugar del 18.3%, por lo cual el desempleo en la Isla hubiese sido mayor. Añade que -como han expresado muchos- sin la exportación de los desempleados a la vez que se importaba capital, el progreso económico de la Isla hubiese parecido mucho menos impresionante de lo que reflejaban las estadísticas. Dietz denomina este flujo de puertorriqueños hacia los Estados Unidos, viabilizado por la ciudadanía americana lo cual permite el movimiento libremente de sus ciudadanos, como la “válvula de escape” lo cual compró tiempo al modelo de crecimiento para no enfrentarse con la falta de crear empleos e ingresos adecuados.

Aunado a ello, en la década de los 50 y 70 ocurrió una situación similar, donde Puerto Rico tuvo una migración neta de poco más de 605,000 personas, equivalente al 27.4% de la población del 1950. Esto, según argumentara Dietz, representaba una pérdida

costosa de recursos humanos educados y adiestrados en Puerto Rico a un costo subsidiado por los puertorriqueños cuya productividad se transferiría a los Estados Unidos, dejando a la isla con una carencia notable de personal posiblemente útil dentro del territorio.

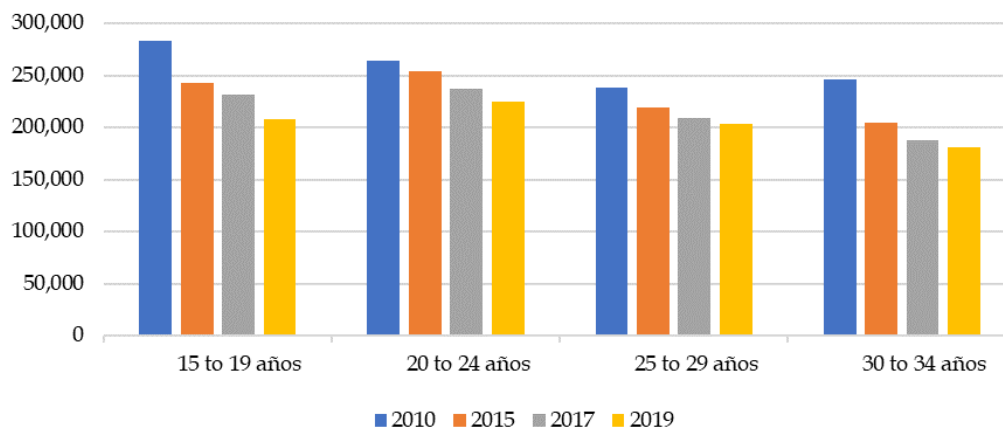
De acuerdo con el Instituto de Estadísticas de Puerto Rico, para el 2017, el balance migratorio entre Puerto Rico y Estados Unidos aumentó de -67,000 a -77,000 personas, por lo cual el balance neto constituyó el -2.3% de la población de Puerto Rico para el 2017. En el perfil del migrante, el término migración es definido como el movimiento de individuos, grupos o poblaciones buscando o haciendo cambios permanentes de su lugar de residencia.

Así mismo, durante los años concernientes para el Perfil del Migrante 2017, los emigrantes de Puerto Rico hacia los Estados Unidos habían preferido los estados del sur, siendo el estado de la Florida el destino de mayor movimiento con sobre 28,538 de los puertorriqueños que emigraron durante el 2017; seguido de Pennsylvania, Massachusetts, New York y Texas.

De igual forma, el Perfil del Migrante 2017 destaca que la mediana de edad de los emigrantes puertorriqueños a los Estados Unidos fue cercana a los 30 años, arrojando de este modo, el dato más revelador y es que los emigrantes en edad joven-adulta de entre los 10 y 44 años, comprendieron el 60% de los emigrantes para el 2017.

La gráfica a continuación ilustra el decrecimiento poblacional notable de Puerto Rico en las edades jóvenes y adultas.

Figura 2: Disminución de la Población Joven en Puerto Rico.



Nota: Elaboración del autor. Datos de la American Community Survey (1 year estimate) del US Census Bureau. El eje de x representa las cohortes de edad de los individuos. El eje de y muestra la cantidad de personas.

Para el 2010 la población de 15-19 años era de 282,882 versus 208,460 para el 2019 (último año disponible). Dicha tendencia decreciente similar se observa gráficamente en los demás grupos de edad. Por lo que pudiéramos inferir que la migración es una de las causas principales de la disminución de la población en edad productiva.

Esta “válvula de escape” y “fuga de cerebros” que describiera Dietz, pareciera continuar vigente en Puerto Rico. No obstante, según el Perfil del Migrante publicado en junio del 2021, aun cuando Puerto Rico perdió cerca de 439,915 personas lo que representa aproximadamente 12% de su población (-11.8%) entre el 2010-2020, los últimos datos muestran una desaceleración en el fenómeno migratorio.

El año 2018 marcó una cifra récord con unas 133 mil personas que emigraron desde Puerto Rico hacia los Estados Unidos, incrementando en un 37% comparado con respecto al 2017. De los cuales 113 mil personas migraron a Estados Unidos en términos netos. De los migrantes netos, 40 mil personas tenían alguna educación postsecundaria, es decir el

35%, más de una tercera parte figuraban como profesionales o posibles personas aptas para trabajos importantes.

No obstante, el año 2019 se observó una inflexión del curso migratorio o una desaceleración donde unas 66 mil personas emigraron a estados de los Estados Unidos, reduciendo a una baja histórica incluyendo en términos netos donde 35 mil personas emigraron. Estas cifras son las más bajas desde el año 2010. De los 35 mil emigrantes netos, 13 mil de ellos tenían alguna educación postsecundaria lo que representa el 37%.

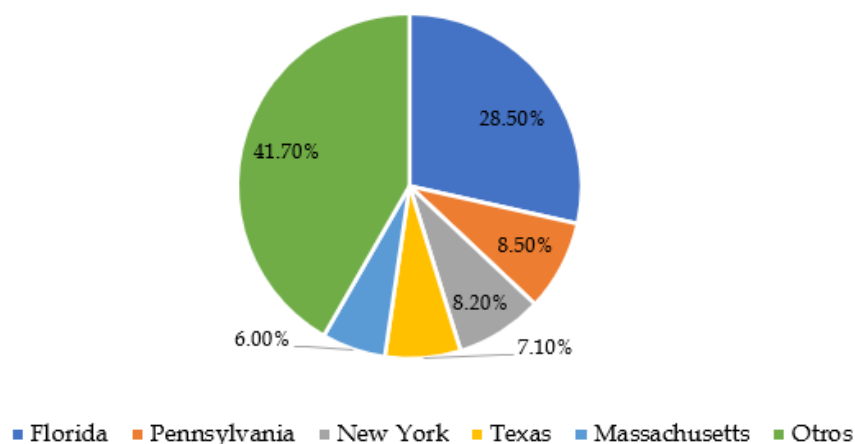
La mediana de edad de la población emigrante aumentó de 29.9 a 31.1 años, para el año 2019, y el 30% de los emigrantes vivían bajo el nivel de pobreza. Las ocupaciones con mayor proporción lo fueron: gerencia y profesional; producción, transportación y movimiento de materiales; y, en tercer lugar, ventas y oficinas. Evidenciando que una fuerte causa para que un individuo decida ser emigrante son las condiciones socio económicas, especialmente cuando se encuentran en bajos niveles de pobreza.

El destino de los emigrantes, según el último Perfil del Migrante publicado cambió en alguno de los destinos preferidos históricamente por los puertorriqueños. Por primera vez, según los datos de la Encuesta sobre la Comunidad, el estado de New York no se posicionó dentro de los primeros 5 destinos, tampoco estuvo dentro de los primeros 10 estados de mayor movimiento de puertorriqueños. De este modo, para el 2018 los estados con mayor emigración de puertorriqueños fueron: Florida, Pennsylvania, Massachusetts, New York y Texas. Mientras que para el 2019 fueron: Florida, Texas, Connecticut, Pennsylvania y Massachusetts.

Según el Instituto de Estadísticas, durante el 2005-2019 el monto acumulado de emigrantes puertorriqueños a los Estados Unidos es de cerca de 1.1 millones. De esos,

cerca de 3 de cada 10 han ido al estado de la Florida. Aunado a ello, se adjunta una gráfica que ilustra la distribución de Puerto Rico en los principales 5 destinos y una categoría denominada otros.

Figura 3: Destino de los emigrantes puertorriqueños 2019.



Nota: Elaboración del autor. Datos obtenidos del Perfil del Migrante 2018-2019 (Instituto de Estadísticas, 2021)

Entre los datos mostrados por el Instituto de Estadísticas en el Perfil del Migrante 2019 se encuentra que los emigrantes puertorriqueños hacia los Estados Unidos cuentan con un porcentaje menor con cubierta médica, entre el 61% al 84% desde el 2008 hasta el 2019, con un crecimiento significativo desde el 2011 cuyo porcentaje rondaba en los 61% al 2016 llegando a 84%. Mientras, entre el 84% al 92% de la población puertorriqueña residiendo en los Estados Unidos contaba con una cubierta médica, mostrando una tendencia alcista durante el mismo periodo. No obstante, los residentes de Puerto Rico muestran un mayor porcentaje de población con cubierta médica para los mismos años.

Historia del Sistema de Salud en Puerto Rico

El sistema de salud de Puerto Rico se ha desarrollado desde el periodo colonial español en el siglo XIX donde se comenzaron con las Comisiones Sanitarias la cual se componía por un médico, un juez, un cura, el comandante militar y dos ciudadanos honorables. Posteriormente, en el periodo colonial estadounidense se delegan las responsabilidades en una Junta Superior de Sanidad establecida en el 1768 la cual cubriría todos los aspectos relacionados a las atenciones médicas a nivel de todo Puerto Rico.

Posteriormente, el Departamento de Salud, como lo conocemos hoy, se establece como tal en 1904 llamado en aquel entonces el Departamento de Salud, Caridad y Correcciones y contaba con una Junta de Salud encargada de establecer la política pública para la población médico indigente en la Isla. A partir de 1904 se crearon clínicas municipales para atender la anemia por antonomasia en Puerto Rico.

Más adelante, las iglesias protestantes mediante campañas misioneras construyeron hospitales. De 1926 a 1938, según Pérez (2000), el gobierno de Puerto Rico estableció unidades de Salud Pública en diferentes partes de la Isla mediante subvenciones de la Fundación Rockefeller. Según constata Pérez (2000), el primer seguro médico en Puerto Rico data del 1943, llamado Cruz Azul administrado por la Asociación Médica de Puerto Rico y presidida por el Dr. Manuel de la Pila. Subsecuentemente, en el 1959, se crea los Seguros de Servicios de Salud (Triple -S).

En el 1946, el Congreso de los Estados Unidos aprueba la Ley Hill Burton, la cual asignaba fondos federales a las jurisdicciones los cuales deberían ser pareados por los gobiernos estatales. Posteriormente se convirtió en ayudas económicas a los estados, incluyendo a Puerto Rico, cuyo fin era la planificación y construcción de hospitales

regionales. Con el tiempo, en 1952 se establece el Departamento de Salud como uno de los departamentos del gabinete del Gobernador mediante la Constitución de Puerto Rico.

Así mismo, en el 1957, el Gobernador Luis Muñoz Marín nombró al Dr. Guillermo Arbona como secretario de Salud cuya obra inició con la regionalización del sistema de salud. Estas regiones comenzaron a principio de la década del 1960 donde Puerto Rico quedó dividido en cinco regiones de salud con entre 350,000 a 900,000 habitantes por región. Como criterio de delimitación se tomó en consideración el tamaño de los municipios, los límites políticos, la red de transportación y perfiles epidemiológicos.

En 1965, mediante Ley Federal se creó el seguro federal Medicare para atender a la población de 65 años o más y el Medicaid para las personas médico indigente, esto supuso transferencias federales para cumplir con lo dispuesto y lo cual fortaleció la provisión de servicios médicos en la Isla. Ley que beneficiaría a adultos mayores que se encontraran en niveles económicos bajos y que por diversas circunstancias no podían acceder a servicios de salud privada.

Posteriormente, en 1973 el gobernador Rafael Hernández Colón creó una comisión para implementar un seguro de salud universal. No obstante, su aplicabilidad no resultó, entre otras cosas por la primera recesión económica en la era moderna en Puerto Rico. Lo anterior causado, en gran medida, por el primer shock petrolero del 1973, donde se triplicó el precio en los subsiguientes dos años debido al boicot árabe de 1973 (Lara, 2003).

Lo anterior, anticipó que, en el 1976, bajo el gobernador Carlos Romero Barceló, se realizara la segunda reforma al sistema de salud denominada como la Ley de Reforma Integral de los Servicios de Salud de Puerto Rico cuya prioridad esencial del sistema de salud era proveer la atención primaria. Para el 1979, a través del programa

“Democratización de la medicina”, se privatizó el cuidado hospitalario donde el peritaje de las compañías privadas mejorase el funcionamiento de las facilidades hospitalarias.

De este modo, en el programa, el Departamento de Salud dividiría el riesgo con las compañías privatizadoras, pero las empresas recibirían las ganancias de las operaciones. Para el 1992, el gobernador Pedro Roselló impulsó una nueva Reforma de Salud convertida en la Ley 72 del 7 de septiembre del 1993 donde el gobierno de Puerto Rico cambió su rol y pasó de ser un prestador de servicios médico-hospitalarios a uno de asegurador y regulador de servicios esencial cuya punta de lanza fue la implementación de la tarjeta de salud administrada desde la Administración de Seguros de Salud de Puerto Rico.

Así mismo, la reforma trató de equiparar los servicios médico-hospitalarios de la población médico indigente, con los servicios prestados por el sector privado. Para el 1994, el Departamento de Salud de Puerto Rico operaba con un déficit de \$500 millones. Durante la gobernación del Dr. Roselló se promovió la privatización de la prestación de servicios de salud y la administración del acceso.

Dicha filosofía fue importada de la presidencia Clinton en los Estados Unidos cuyo ambicioso plan para la nación estadounidense pereció puesto que el Congreso no dio paso a los proyectos (promesas de campaña), y con ello los fondos para solventar las reformas impulsadas por el Dr. Roselló en Puerto Rico. Aún sin la asignación de fondos federales esperada, Puerto Rico siguió con la reforma de salud viento en popa. En base a ello, la reforma en Puerto Rico pretendía, hasta hoy día, convertir al gobierno de Puerto Rico en un asegurador, en vez de un proveedor de servicios médico-hospitalarios.

En un informe por la PAHO publicado en el 2005, concluyen que luego de doce años el sistema de salud no era efectivo porque no se observaban los beneficios en el

mejoramiento de la salud de las personas tanto en el sector privado como en el público, que el sistema no proveía el mejoramiento de la salud de las personas dado los recursos que se invertían y dado la disparidad marcada entre los asegurados por el Plan de Salud del Gobierno, los asegurados por Medicare y los planes privados.

A tenor con lo anterior, el Gobierno de Puerto Rico pasó de tener, un centro de salud primaria en cada municipio financiados con fondos públicos en 1993, a tener centros en 23 municipios para el 2010, 18 años luego de aprobada la reforma de salud del Gobernador Roselló. El aumento en torno a los centros de salud no fue solo al sector privado, sino también a las organizaciones sin fines de lucro quienes entraron a la prestación de servicios médico-hospitalario mediante la red de Centros de Salud Primaria, mejor conocidos como los Centros 330, por la sección de la Ley federal que les habilita la Public Health Service Act (PHSA, por sus siglas en inglés).

Dichos centros proveen cuidado de salud primaria y preventiva sirviendo a las comunidades de escasos recursos y acceso a los mismos. En 2010, según Santos existían 41 Centros 330; al momento del presente trabajo de investigación existen unas 115 facilidades de estos Centros 330 alrededor de todo Puerto Rico. Lo que quiere decir, que con el paso del tiempo se han ido incrementando en beneficio de la población.

En el año 2012, bajo el último año del mandato del Gobernador Fortuño, se enmendó la Ley 72 de 1993, para establecer el programa Mi Salud. Siendo esta una reforma de la reforma del exgobernador Pedro Roselló, en la cual se propuso expandir aún más el número de beneficiarios y los beneficios con las esperanzas puestas, tal cual el Dr. Roselló en los 90 en las transferencias federales que llegarían con la puesta en marcha del Obamacare.

De este modo, como resultado del American Care Act, mejor conocido como el Obamacare, para el año 2013 el Gobierno de Puerto Rico bajo el entonces gobernador Alejandro García Padilla, se propuso nuevamente llevar a cabo, lo que sería la cuarta reforma de salud. Esta reforma, entre otras cosas, expandió el seguro de salud a población desatendida y sin seguro médico por razones socio económicas, a su vez, dividió la isla en ocho (8) regiones entre aseguradoras y proveedores de salud.

Así las cosas, bajo el mandato del gobernador Ricardo Roselló (2017-2019), se volvió a enmendar el modelo de salud, de uno por regiones a uno de libre selección, donde los beneficiarios podrían escoger el plan de su preferencia entre los contratos por la Administración de Servicios de Salud (ASES). Lo mismo, permitió que los individuos de la población se adaptaran al plan que más les convenía según sus necesidades.

Objetivos

Objetivo General: Establecer un análisis cuantitativo utilizando una estimación de diferencias-en-diferencias del efecto de la expansión del Medicaid sobre la inseguridad alimentaria en los puertorriqueños que han emigrado, en años recientes, en el periodo comprendido entre el 2010 al 2016.

Objetivo Específico: Analizar el impacto de Medicaid en los aspectos socioeconómicos que sirva de modelo para evaluar otras políticas públicas y su impacto en los puertorriqueños.

Al momento, no se encontró un análisis cuantitativo sobre el efecto de la expansión Medicaid y su impacto en la seguridad alimentaria en los puertorriqueños. Este análisis busca aportar a la eficiencia en políticas públicas y a la maximización de recursos, meritorio ante los retos demográficos de Puerto Rico y su migración hacia los Estados

Unidos, la coyuntura de la mayor crisis económica en tiempos recientes, agravada por la deuda más grande en el mercado de bonos municipales de los Estados Unidos. Las jurisdicciones por evaluar serán aquellas donde los puertorriqueños han migrado en las distintas olas migratorias, incluyendo la más reciente causada por los estragos del Huracán María y la depresión económica de la última década.

Capítulo 2: Revisión de Literatura

Introducción

El objetivo de la revisión de literatura es adentrarse en el tema sobre los estudios y hallazgos de la comunidad científica, en base a los efectos de la expansión del Medicaid en la población. Siendo pues, la expansión en el Medicaid un cambio en la política pública, con un efecto en la cantidad de personas con cubierta de salud, la cual en periodos anteriores no podían sufragar los costos de una prima de cobertura médica, se mide el cambio exógeno que produce la puesta en marcha de la política pública. En este caso, modelos diferencias-en-diferencias para programas de asistencia salubrista como Medicare y Medicaid.

Reseñas

Himmelstein (2019) examinó los efectos de la expansión del Medicaid sobre la seguridad alimentaria entre las jurisdicciones de los Estados Unidos que implementaron el Obamacare durante el periodo del 2010 hasta el 2016. Hizo énfasis en la población de 19 a 64 años, quienes tuvieron mayor probabilidad de obtener Medicaid durante la expansión. La autora definió como el periodo pre-expansión del 2010-2013 y el periodo post expansión del 2015-2016. Por otro lado, excluyó el año 2014 por este ser considerado uno de transición donde varias jurisdicciones aumentaron las inscripciones al programa

Medicaid. Antes del 2014, 5 jurisdicciones de los estados Unidos habían adelantado (aunque muchos de ellos fueron modestos) la expansión del Medicaid: California, Connecticut, Minnesota, New Jersey y Washington. Los datos que utilizó la investigadora fueron obtenidos de la Current Population Survey 2010-2016 December Food Security Supplements (CPS-FSS) llevada a cabo por la Oficina del Censo de los Estados Unidos y por el Negociado de Estadísticas Laborales. Himmelstein utilizó el método diferencias-en-diferencias para analizar las tendencias entre las jurisdicciones que expandieron y las que no expandieron el Medicaid luego del 2014. Los resultados presentados sugieren que la expansión del Medicaid representó una reducción en la tasa de muy bajo nivel de seguridad alimentaria ajustada de 2.2 puntos porcentuales en las jurisdicciones donde se expandió el Medicaid versus los que no expandieron.

Fuster, M. (2016) analizó la tendencia de la seguridad alimentaria de los puertorriqueños en Estados Unidos entre el 2005 al 2014. La investigadora utilizó el Food Security Supplement del Current Population Survey del año 2014. Entre los hallazgos de la investigación se encuentra una tendencia alcista de los puertorriqueños padeciendo de muy baja seguridad alimentaria, incluyendo cuando se comparaba entre los hispanos. Otro de los hallazgos fue que solo el 51% de los puertorriqueños encuestados tenían seguridad alimentaria, versus un 81% de los encuestados blancos no-hispanos. Fuster señala que existe en la literatura una conexión entre inseguridad alimentaria y obesidad. De igual forma expone que la inseguridad alimentaria está asociada con menor calidad en la dieta a y por ende con bajos controles en los niveles de azúcar. Describe que cuando los hogares se van quedando sin alimentos, optan por comprar productos de menor calidad nutricional y muchas veces más altos en calorías. La autora reseña que investigaciones sobre los

puertorriqueños en los Estados Unidos han encontrado que existe una relación inversa de entre el desempleo, las mujeres cabezas del hogar y la seguridad alimentaria.

Moellman N. (2020) analizó el impacto del Medicaid en la inseguridad alimentaria de los hogares en Estados Unidos. Moellman teoriza que un incremento en el subsidio al cuidado de salud permite a los individuos relocalizar ingresos en alimentos y otros bienes. Para investigar el efecto de la expansión del Medicaid en la seguridad alimentaria utilizó datos del Food Security Supplements del Current Population Survey (CPS-FSS) entre el 2011-2016. El autor estimó un modelo probit ordenado para estimar la probabilidad de los individuos de ubicarse entre las categorías de seguridad alimentaria completa, seguridad alimentaria marginal, baja seguridad alimentaria y muy baja seguridad alimentaria después de la puesta en marcha de la expansión del Medicaid bajo el Obamacare (ACA). El autor también estimó un modelo lineal de probabilidad utilizando el método de diferencias-en-diferencias para analizar el cambio en probabilidad entre las jurisdicciones que expandieron el Medicaid y las que no.

El autor encontró evidencia robusta de que las jurisdicciones que expandieron el Medicaid tuvieron una reducción en la inseguridad alimentaria a través de todas las clasificaciones y que la expansión redujo la probabilidad de caer en baja y muy baja seguridad alimentaria entre un 2.3 y 4.6 puntos porcentuales, respectivamente. De igual forma, en las jurisdicciones que expandieron el Medicaid hubo una reducción en la probabilidad de tener inseguridad alimentaria de 6.5 puntos porcentuales relativo a los hogares donde no expandieron el Medicaid.

Schmidt, Shore-Sheppard, & Watson (2020) exploraron el impacto de la expansión de Medicaid en las aplicaciones al Seguro Social Suplementario (SSI) y al Seguro Social

por Discapacidad (SSDI). Los investigadores compararon a nivel de condados entre las jurisdicciones que expandieron Medicaid y los que no, la cantidad de solicitantes a los programas SSI y SSDI. Los autores combinaron datos de solicitudes y otorgación de los programas SSI y SSDI para la población 18-64 años. De este modo, obtuvieron los datos de seguro médico del programa Census Bureau's Small Area Health Insurance Estimates (SAHIE) incorporando información de la encuesta a la comunidad (ACS, por sus siglas en inglés), las planillas federales, datos del programa de asistencia nutricional, datos provenientes de los programas Medicaid y CHIP, datos de los estimados de poblaciones del Censo, datos del patrón de negocios por condados (CBP, por sus siglas en inglés) y datos del Censo del 2010.

De igual forma, obtuvieron los límites de ingresos de elegibilidad para Medicaid del Kraiser Family Foundation. Los autores consideraron un modelo econométrico con especificación de diferencias-en-diferencias para evaluar el impacto de la expansión del Medicaid. Como parte de la investigación los autores concluyeron que a pesar de que hubo un incremento significativo de las personas con seguro médico, a consecuencia de la expansión del Medicaid bajo el Obamacare, encontraron una relación débil entre la elegibilidad del Medicaid y la decisión de solicitar o la otorgación de los programas SSI y/o el SSDI.

Muchomba & Kaushal (2021) estimaron el efecto del impacto de la expansión del Medicaid en la participación de residentes no ciudadanos en el programa de ingreso suplementario del seguro social (SSI, por sus siglas en inglés). Los investigadores utilizaron datos de la administración del Seguro Social y de la Oficina del Censo (CPS) para los periodos del 2009-2018 y 2009-2019, respectivamente. Los autores utilizaron el

método de diferencias-en-diferencias donde compararon las tasas de participación del programa del SSI en las jurisdicciones que adoptaron la expansión de Medicaid contra las jurisdicciones que no expandieron el Medicaid.

En base a ello, los investigadores encontraron evidencia estadísticamente significativa de que la expansión del Medicaid redujo en un 12% la participación en el programa SSI para las personas no mayores y residentes no ciudadanos, y en un 2% para los ciudadanos no mayores. Los autores concluyeron que la expansión del Medicaid causó un decrecimiento significativo en la participación del programa SSI, estimando así unos ahorros anuales de \$619 millones para las arcas federales como concepto de la disminución en participación del programa SSI tanto de ciudadanos como no ciudadanos.

Gotanda, Jha, Kominski, & Tsugawa (2020) examinaron la asociación entre la expansión del Medicaid bajo el Affordable Care Act (ACA) y los cambios en el gasto en cuidados de salud entre adultos con bajos ingresos durante los primeros cuatro años de implementación (2014-2017). Desarrollaron un modelo con especificación de diferencia-en-diferencias para examinar el gasto de bolsillo y la carga financiera en Estados Unidos. Para eso utilizaron una muestra representativa de adultos entre 19-64 años con ingresos por debajo de 138% del nivel de pobreza federal entre los años 2010-2017 de la Encuesta de Panel de Gastos de Medicaid (Medicaid Expenditure Panel Survey). Los investigadores encontraron que el Medicaid está asociado con menores gastos de bolsillo en un ~28% y un cambio absoluto de ~\$122 con una reducción en la probabilidad de sufrir carga financiera en -4.7% en el tercer y cuarto año. Los autores concluyeron que los hallazgos sugieren que la expansión del Medicaid -bajo el Obamacare- fue satisfactoria en promover

o mejorar la protección de los beneficiarios contra la carga financiera a consecuencia de los gastos médicos.

Dunn & Shapiro (2019) tuvieron como objetivo determinar si la implementación de la reforma de Medicare Parte D sobre la cobertura en medicamentos, tuvo un efecto en la tasa de mortalidad. Los autores establecen una estrategia de identificación geográfica por cubierta de salud a través de los condados de todo Estados Unidos, los datos que utilizaron para el estudio fueron las encuestas a los beneficiarios de Medicare (Medicare Current Beneficiary Survey, MCBS por sus siglas en inglés) provistas por CMS para los años 2000-2010. Dunn & Shapiro las utilizaron en dos aspectos, para determinar la cantidad de asegurados pre-reforma, el área geográfica y para examinar como la reforma impacto la utilización de medicamentos y el gasto. Utilizaron una muestra original “core sample” como base y otra muestra expandida donde aumentaron el número de observaciones.

Los autores combinaron esa información con los datos de mortalidad de los condados de Estados Unidos disponibles en el CDC; agruparon las muertes anuales en dos categorías: (1) muertes relacionadas a enfermedades del corazón, por ejemplo, ataques al corazón; (2) todas las demás condiciones, por ejemplo, cáncer y neumonía. Se enfocaron en los efectos de mortalidad para las muertes ocurridas inmediatamente después de la reforma, que comprende el periodo de julio del 2006 y junio del 2007, por considerar de impreciso las muertes en periodos posteriores por lo que denominaron el rezago de mortalidad (“delayed mortality”), asunto relacionado a las muertes por condiciones crónicas.

Los autores midieron la variación geográfica del impacto de la Parte D de Medicare para la muestra original con un modelo probit (probabilístico) con las variables de edad y sexo ajustadas al nivel de cobertura para medicamentos. Para la muestra expandida, los

autores utilizaron un modelo de regresión para predecir la cobertura de medicamentos por condados, como variables utilizaron la partida de Medicaid en los condados, la penetración de Medicare Advantage, ingresos, densidad poblacional, tamaño de la población, partida de veteranos, blancos y partida de personas de 65+ bajo niveles de pobreza poniendo una variable ficticia (“dummy”) para capturar el factor de región.

Aunado a ello, para determinar el periodo (“timing”) de impacto de la reforma, estudiaron la utilización y el impacto los precios de bolsillos (“out-of-pocket prices”). Los autores estimaron la variable dependiente en un modelo diferencia-en-diferencia (“difference-in-difference”, DD) donde capturaron el cambio de la variable por cada condado por la parte D de Medicare. Por otro lado, determinaron el momento de expansión de asegurados por la Parte D con la tasa de mortalidad, aplicaron un modelo similar de DD. Utilizaron de variable dependiente la mortalidad para la enfermedad, en el año t y en el condado c . Hicieron dos regresiones: (1) donde la variable dependiente sería las enfermedades cardiovasculares y (2) donde la variable dependiente sería las enfermedades no cardiovasculares.

Los autores encontraron que se redujo la mortalidad entre 0.2 y 0.3 puntos porcentuales para los condados en los que los ciudadanos no tenían cobertura de medicamentos. Los investigadores encontraron que la Parte D causó una disminución en muertes por causas cardiovasculares sobre y por debajo de la población cercana a la vejez (55-64 años) para todos los condados. Para determinar el impacto en la población de 55-64 años, los autores estimaron un modelo de triple diferencia, con los resultados hallaron evidencia que el impacto a esta población estudios previos subestimaron el impacto de la implementación de la parte D. Como variable dependiente la mortalidad, igualmente estimada para

cardiovasculares y otras para no cardiovasculares. La magnitud de la disminución es muy pequeña. Para examinar la robustez de los resultados, los autores incluyeron variables control relacionadas a la mortalidad como, la tasa de pobreza, nivel de educación, tasas de fumadores, obesidad y de actividad física.

Los autores estimaron un modelo de Riesgo Competitivo (“Competing-Risk”) para las interrelaciones entre enfermedades. El modelo antes mencionado es utilizado comúnmente en investigaciones biomédicas, especialmente en investigaciones sobre el cáncer, con el fin de estimar las probabilidades acumuladas para cada evento. El fin de los autores era cuantificar el periodo post reforma para conocer el estado de salud de la persona; lo agruparon de tres maneras: (1) muerte cardiovascular, (2) muerte no cardiovascular, y (3) vivo. Normalizando en 0 como vivo. Dunn & Shapiro además estudiaron los efectos dinámicos reconociendo que las enfermedades podían ser previstas con consecuencias en periodos futuros. Por tanto, resulta de importancia incorporar los rezagos en el modelo empírico para capturar cambios en la salud de la población. Los resultados de las regresiones llevadas a cabo por los investigadores encontraron una disminución en enfermedades cardiovasculares en el periodo inmediato a la reforma; el efecto en las muertes no cardiovasculares fue estadísticamente insignificante.

De igual forma, los autores realizaron un análisis de costo beneficio de la Parte D, el resultado fue de entre 7,000-26,000 salvadas, una reducción de un 2% en la tasa de mortalidad y un valor monetario estimado entre \$1.5-\$4.8 billones en el valor de la vida. El valor estimado de vidas salvadas por los autores excede el gasto de bolsillo de los individuos en medicamentos para enfermedades cardiovasculares. Dunn & Shapiro concluyen que existe evidencia del impacto en la expansión de cubiertas de medicamentos

para la población de 65 o más. Los autores reconocen que la Parte D de Medicare transforma la salud de la población en periodos futuros.

Briesacher et. al. (2011) tuvieron como objetivo estimar el cambio que representó la puesta en marcha de la Parte D de Medicare en el uso de medicamentos y el costo de bolsillo a dos años después de la implementación. Los autores utilizaron como fuente de datos las encuestas a los beneficiarios de Medicare (MCBS, por sus siglas en inglés). La muestra de 11,167 a 11,995 de beneficiarios, que utilizaron los investigadores fue de 2000-2007, respectivamente. El total de individuos únicos en el estudio fue de 38,777. Los autores le aplicaron un peso en base a la cantidad de meses, es decir si la encuesta fue por 4 meses le aplicaban una cuarta parte del año. De igual forma, las variables de estudio fueron las recetas de medicamentos y los precios de bolsillo de los medicamentos. Para modelar las variables, los autores utilizaron una regresión de serie de tiempo (“time-series”) AR (1) con los datos previo a la Parte D y repitieron el análisis para 18 diferentes tipos de subgrupos basados en sexo, raza, residencia geográfica, nivel de pobreza, tasa de obesidad y nivel de salud.

Los autores observaron un incremento significativo de 1.8 veces a los medicamentos recetados en 2006 y un incremento de 3.4 veces a los medicamentos recetados en 2007, ambos hallazgos con un intervalo de confianza de 95%. Por otro lado, los autores encontraron una disminución significativa en los costos de bolsillo de \$143 en 2006 y una disminución de \$148 en 2007 por debajo del periodo previo a la Parte D.

Sin embargo, los investigadores encontraron que no hubo cambio en las recetas de medicamentos para los beneficiarios con estado de salud regular o mala hasta el 2007 donde se observó un incremento significativo, de 3.7 a 11.0%, en comparación al periodo

previo a la Parte D. Los autores observaron también una reducción significativa en los costos de bolsillo de las drogas en 2006 y que permaneció en 2007 sobre todos los grupos de beneficiarios, excepto para los enfermos y pobres sin cobertura de Medicaid.

Yin, Basu, Zhang, Rabbani, Meltzer, & Alexander (2015), centraron su estudio en analizar los cambios en la utilización de medicamentos y en las mediciones del gasto. Según los autores, las proyecciones en el 2004 sugerían que los beneficiarios de Medicare tendrían una reducción en los costos de bolsillos en promedio de un 14% para las personas mayores cubiertas por Medicare. Se estimaba que entre los adultos mayores sin cubierta de medicamentos el 47% de ellos la tendrían con la puesta en marcha del programa de la parte D de Medicare y que tendrían un aumento del 6% en despacho de medicamentos.

Los autores compararon el efecto de la utilización y el gasto de la parte D de Medicare en las personas que se inscribieron, en los que eran elegibles y no se inscribieron y en los que no eran elegibles. Los autores distinguieron entre los periodos sin penalidades de inscripción, y el periodo luego de penalidades de inscripción para determinar el efecto de inscripción estable ("steady-state"), determinar el efecto de estado estable de la Parte D, y las inscripciones dinámicas independientes.

Los autores seleccionaron aleatoriamente el 5% de una muestra de pacientes de las farmacias Walgreens y que despacho al menos una receta entre el 2005-2006. Para cada persona seleccionada los autores determinaron los datos de las recetas despachadas entre el 1 de septiembre del 2004 y el 31 de abril del 2007. Para cada paciente los autores obtuvieron datos demográficos como edad, sexo, idioma de preferencia, código postal de residencia, características del seguro de salud, método de pago, prescripción al plan de medicamentos, características de la prescripción como, por ejemplo: el código de droga de

Estados Unidos, clase de droga, dosis, número de días de tratamiento, día en que fue despachado, gasto, cantidad de gasto de bolsillos y cantidad pagada por un tercero. Otras variables utilizadas por los autores fueron los datos sociodemográficos del Censo: población total, mediana de ingresos, ingresos per cápita, proporción de afroamericanos, tasa de desempleo y tasa de pobreza.

Dichos autores utilizaron las Encuestas del Sistema de Vigilancia de Riesgo, (Behavioral Risk Factor Surveillance System, BRFSS por sus siglas en inglés) para comparar las características de las muestras de todos los beneficiarios de Medicare. Los investigadores utilizaron estadísticas descriptivas simples para comparar la distribución de edad y sexo de las muestras de personas entre 60-63 años y de 66-79 años; excluyeron las personas mayores de 80 años por entender que la proporción de esta población en centros de cuidados es muy alta.

Las dos variables estudiadas por los investigadores lo fueron: (1) el promedio mensual de costos de bolsillos medida por la cantidad de medicamentos recetados por lo menos de un día; y (2) la utilización de medicamentos. Los autores consideraron para cada persona 32 observaciones que comprenden el periodo de estudio. Estimaron las tendencias y las predicciones estimando ecuaciones generalizadas ajustadas con características demográficas, niveles de código postal como población total, mediana de ingresos entre otras.

Así mismo, estimaron el efecto de la política de la cobertura de la Parte D en los periodos de rápida subida ("ramp-up") y en la estabilización. Ellos argumentaron que, el desempeño total de la política provee el efecto promedio de la utilización y de costo de bolsillo atribuido a la Parte D para todos los adultos mayores, sin importar si estaba inscrito

o no en el programa y concluyeron que hubo un leve incremento en la utilización de medicamentos y un decrecimiento leve en los costos de bolsillos de los pacientes quienes eran elegibles para el programa.

Hackman (2019) utilizando datos del estado de Pennsylvania encontró evidencia que demuestra que bajos reembolsos de Medicaid contribuyen a una disminución en la calidad de los servicios de salud. Mientras que un incremento moderado en el reembolso de Medicaid aumentaba significativamente la calidad de servicios de salud. Por otro lado, el autor encontró que un aumento en la competencia proporciona un efecto pequeño, pero positivo, en la calidad de servicios de salud. De igual forma, encontró evidencia que con un incremento del 10% en el reembolso de Medicaid, el equipo de profesionales de la salud en los hogares de cuidado aumenta por 11.7%. A su vez, el autor señala que, un incremento en la calidad de servicios de salud pudiera repercutir en una expansión en la demanda por los servicios de salud de cuidados de enfermería.

Molina, Sentell, Skee, Onaka, Halliday, & Hiruichi (2020) analizaron el efecto en la mortalidad en la jurisdicción de Hawái luego de la revocación de cobertura de Medicaid en la población inmigrante compuesta por migrantes nacidos en la República de las Islas Marshall y los Estados Federados de Micronesia. Estas jurisdicciones tienen libre movimiento para vivir y trabajar en los Estados Unidos y tenían cobertura Medicaid hasta una decisión judicial a partir de marzo del 2015 la cual le limitó el beneficio a este grupo de inmigrantes a las personas no videntes, con discapacidades o embarazadas.

Para dicho análisis, los autores utilizaron los datos de mortalidad del Departamento de Salud de Hawái y la Entrevista a la Comunidad (ACS, por sus siglas en inglés) para computar la tasa cruda de mortalidad. Aplicando un modelo de diferencias-en-diferencias,

los autores encontraron que la pérdida de cobertura tradicional de Medicaid a los inmigrantes estuvo asociada a las altas tasas de mortalidad al compararlas con los grupos de blancos y japoneses americanos en el periodo que comprende del 2012 al 2018.

Wehby, Kaestner, Lyu, & Dave (2022) estudiaron el efecto del salario mínimo de las familias en la salud de los niños. Para ello utilizaron una muestra de la población de Estados Unidos de la National Survey of Childrens Health y diseñaron un modelo de diferencias-en-diferencias para comparar la salud de los niños en la misma jurisdicción, pero con diferentes salarios mínimos en diferentes periodos de la niñez. Los resultados de los investigadores sugieren que mayores salarios mínimos de los padres provoca mejor calidad de salud en la niñez.

De este modo, los autores argumentan que las familias con mayores salarios pudieran incrementar su consumo en bienes y servicios tales como mejor nutrición, un mejor ambiente físico y mayores cuidados de salud que beneficien a los niños. De igual forma comentan que, principalmente los adultos, al tener un aumento en el salario pudieran incrementar el consumo de productos que no sean saludables como el consumo de alcohol y tabaco relegando a un segundo plano la salud de los niños. En su artículo citan (Gennetian & Miller, 2002; Roccio et al., 2010; Milligan & Stabile, 2011) que existe literatura que ha encontrado evidencia que mayores ingresos están asociados con una mejor nutrición.

Aunado a ello, argumentan que es probable que los ingresos estén relacionados causalmente con el uso de servicios de salud, aunque es menos probable entre aquellos que tienen un plan de salud y entre los de Medicaid que casi no tienen copagos. Los autores calcularon el efecto acumulativo de un aumento de \$1 en el salario mínimo a lo largo de vida de los niños. Entre los beneficios encontraron que representaba entre el 40-60% del

efecto acumulativo del salario mínimo en los días de ausencia de los niños a la escuela a consecuencia de enfermedades o lesiones.

Los autores argumentaron que un aumento en el salario mínimo a \$10 mejora significativamente el bienestar de la niñez de familias con bajo nivel de escolaridad en los estados con salarios mínimos más bajo, y que pudiera representar un mejoramiento de un 10% en la salud en general de los niños y reducir en la mitad las ausencias escolares por enfermedad o lesión.

Capítulo 3: Metodología

Con el objetivo principal de investigar el efecto de la política de salud de la expansión de Medicaid bajo el Affordable Care Act (ACA) sobre la inseguridad alimentaria, se propone un análisis del efecto de una política pública en la inseguridad alimentaria por la expansión del Medicaid en los puertorriqueños mediante modelos econométricos basado en variables explicativas. De igual forma, un análisis descriptivo sobre la población impactada. El modelo econométrico propuesto es un modelo de regresión no lineal, logit o probit, con un diseño de diferencia-en-diferencias.

Se analizarán los puertorriqueños de las jurisdicciones de Florida, Texas, New York, New Jersey, Pennsylvania, Georgia y Virginia. Para ello, se utilizará el suplemento de seguridad alimentaria de la encuesta Current Population Survey (CPS-FSS por sus siglas en inglés). El periodo de análisis comprende los años de 2010 al 2016 obtenida a través de la plataforma IPUMS¹.

¹ Integrated Public Use Microdata Series

Estadísticas Descriptivas:

Las estadísticas descriptivas serán utilizadas para crear el perfil socio económico de las familias residentes de las jurisdicciones. Se utilizarán las siguientes variables socio demográficas: población total de las jurisdicciones, población por sexo, cohorte de edad y nivel de pobreza.

Además, se realizará una descripción de la situación económica actual de las jurisdicciones. Para ello se realizará un desglose de variables económicas entre las cuales se destaca: Producto Interno Bruto (real), gasto en servicios de salud por jurisdicción, mediana de ingresos, salario mínimo, tasa de desempleo y fuerza laboral.

Para las estadísticas descriptivas se utilizarán las bases de datos de la Oficina del Censo, Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos (BLS, por sus siglas en inglés), Oficina de Análisis Económico de Estados Unidos (BEA, por sus siglas en inglés), Centro de Servicios de Medicare y Medicaid (CMS, por sus siglas en inglés) entre otras fuentes de información primaria y secundaria pertinentes.

Modelo Econométrico

De acuerdo con Wooldrige (2010), los modelos de respuesta binaria -en este caso logit y probit- aplican con pocas modificaciones a la combinación independiente de cortes transversales o a otros conjuntos de datos donde las observaciones están distribuidas de manera independiente, pero no necesariamente idéntica. De igual forma, las variables binarias anuales o de otro periodo se incluyen para recoger los efectos a través del tiempo.

Tal como en los modelos lineales, los modelos logit y probit se pueden utilizar para evaluar el impacto de ciertas políticas en el contexto de un experimento natural².

Según Bujarati (2010), el objetivo de los modelos en los cuales la variable dependiente es una variable cualitativa es encontrar la probabilidad de que un acontecimiento suceda. En esta investigación, la variable dependiente es una discreta que solo puede tomar valores 0 y 1. Los modelos dicotómicos permiten identificar de manera cualitativa, cuál o cuáles variables inciden sobre las características¹ en este caso de que un individuo tenga o no inseguridad alimentaria.

Al igual que Bujarati (2010), Cabrer, Sancho & Serrano (2001) enumera las razones por las cuales debe considerarse una función dicotómica para investigaciones como la que se propone en el caso en cuestión:

1. Son aplicaciones monótonas de la recta numérica $(-\infty, +\infty)$ a medida que la probabilidad va de cero a uno;
2. Son funciones continuas que toman valores entre cero y uno;
3. Esta tiende a cero cuando Z_i tiende a $-\infty$;
4. Tiene a uno cuando Z_i tiende a $+\infty$;
5. Se incrementa monótonamente respecto a Z_i ;
6. El punto de inflexión dependerá de la función utilizada (probit o logit).

Por otro lado, el diseño diferencia-en-diferencias ha sido trabajado por Ashenfelder (1978) y, recientemente, por los investigadores citados en la revisión de literatura realizada

² Wooldrige, J. Introducción a la Econometría: Un enfoque moderno (2010).

como Schmid et al. (2020), Muchomba & Kaushal (2021), Gotanda et al. (2020), Himmelstein (2019) para analizar el impacto del Medicaid y Dunn & Shapiro (2019), Briesacher et al. (2011) y Yin et al. (2015) para analizar el programa de medicamentos (Parte D) de Medicare. Este modelo permite hacer un análisis cuasi experimental donde se examinan dos grupos: (1) grupo experimental, donde el individuo i ha sido beneficiario de Medicaid luego de su expansión; (2) grupo control, donde el individuo no ha sido beneficiado.

La literatura sugiere utilizar varios modelos para hacer una comparativa entre ellos, en este caso, se utilizará el modelo logit y el modelo probit. Para seleccionar el modelo, se deben estimar ambos modelos y escoger el que produzca mejores resultados en base a la significancia estadística de las variables independientes y otras pruebas estadísticas a considerar (Rodríguez, 2008; Cabrer, Sancho & Serrano, 2001).

El proceso de selección entre un modelo con especificación logit versus el modelo probit será de acuerdo con los criterios establecido en (Cabrer, Sancho, & Serrano, 2001):

1. Se elegirá el modelo con el valor más alto de coeficiente R^2 de McFadden.
2. Se elegirá el modelo con el valor más alto del logaritmo de la función de verosimilitud (Log likelihood).
3. Se elegirá el modelo con el valor más pequeño del criterio de Akaike (AIC).
4. Se elegirá el modelo con el valor más pequeño del criterio de Schwartz.
5. Se elegirá el modelo con el valor más pequeño del criterio de Hannan-Quinn.

Se realizó un modelo logit y un modelo probit con un diseño de diferencia-en-diferencias para analizar el impacto de la puesta en marcha de la expansión del Medicaid

bajo el ACA sobre la seguridad alimentaria de las jurisdicciones que acogieron o no la medida, durante el periodo que comprende de 2010 al 2016.

Siguiendo la estructura del modelo en Himmelstein (2019), se analizará los siguientes modelos con el fin de analizar la política pública sobre la seguridad alimentaria, previo y posterior, a la expansión de Medicaid. Himmelstein (2019) estimó un modelo de regresión lineal dado que al comparar los resultados con el modelo logit fueron similares.

La especificación de los modelos logit y probit propuestos se muestran a continuación.

Especificación Modelo Logit

$$Y_{ist} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta + \beta_1(\text{TREAT}_s * \text{TIME}_t) + \beta_2 \text{TREAT}_s + \beta_4 X_{ist})}} + \varepsilon_{ist} \quad (1)$$

Especificación Modelo Probit

$$Y_{ist} = \int_{-\infty}^{I^Z} \frac{1}{(2\pi)^{0.5}} \frac{s^2}{e^2} ds + \mu_{ist} = \varphi(\beta + \beta_1(\text{TREAT}_s * \text{TIME}_t) + \beta_2 \text{TREAT}_s + \beta_4 X_{ist} + \mu_{ist}) \quad (2)$$

La variable dependiente será la inseguridad alimentaria Y_{ist} en las jurisdicciones bajo análisis previamente esbozadas. La variable $\text{TREAT}_s * \text{TIME}_t$ es una variable dicotómica creada por la relación donde TREAT_s toma un valor de 1 para las jurisdicciones donde se expandió el Medicaid luego del ACA y se multiplica por la variable TIME_t cuyo valor 0 corresponde para el periodo de tiempo previo a la aprobación de la expansión del Medicaid y el valor 1 para el periodo posterior a la implementación. La variable X_{ist} es un vector de las variables control las cuales, según Fuster (2016), comprenden género, si se encuentra activo en la fuerza laboral, si tiene al menos diploma de escuela superior y si recibió el

beneficio del SNAP durante el mes de noviembre, estas últimas solo se utilizarán en modelos de ajustes cuyo propósito es probar la robustez de los resultados. Los errores no observados están especificados por el término de error ε_{ist} para el modelo logit y μ_{ist} para el modelo probit.

Capítulo 4: Resultados

Este capítulo está dividido en tres secciones. La primera sección es el Perfil Socioeconómico por Jurisdicción donde se encontrarán las variables socioeconómicas descriptivas de cada jurisdicción. La segunda parte es la de Selección de Modelos, aquí se encontrarán los resultados de los criterios de información utilizados para seleccionar la especificación del modelo. La tercera parte comprende los resultados del modelo estimado para analizar la hipótesis de esta investigación con el fin de facilitar al lector la comprensión de la investigación.

Perfil Socioeconómico

Esta sección pretende crear un perfil socioeconómico de las jurisdicciones bajo análisis: Florida, Georgia, New Jersey, New York, Pennsylvania y Virginia, durante el periodo 2010 al 2016.

Según se observa en la Tabla 2, la población de las jurisdicciones muestra una tendencia al alza a través del periodo bajo análisis (2010 al 2016). Comparando los años 2010 y 2016, Texas fue la jurisdicción de mayor crecimiento con 9.6% y la de menor crecimiento fue Pennsylvania con 0.6%.

Tabla 2: Población por jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*	Tendencia
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016		
Florida	18,846	19,053	19,298	19,546	19,846	20,209	20,613	8.6%	
Georgia	9,712	9,802	9,901	9,972	10,067	10,178	10,302	5.7%	
New Jersey	8,799	8,828	8,845	8,857	8,865	8,868	8,871	0.8%	
New York	19,400	19,499	19,573	19,624	19,651	19,655	19,633	1.2%	
Pennsylvania	12,711	12,746	12,767	12,776	12,788	12,785	12,782	0.6%	
Texas	25,242	25,646	26,084	26,480	26,963	27,469	27,914	9.6%	
Virginia	8,024	8,101	8,185	8,252	8,311	8,362	8,410	4.6%	

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates, 2020 a través de Centers for Medicare & Medicaid Services, Oficina Actuarial, National Health Statistics Group. El cambio se calculó comparando 2016 versus 2010.

Las jurisdicciones bajo análisis, según se observa en la Tabla 3, al 2016, tiene más del 73% de su población de 18 años o más. Todas las jurisdicciones tuvieron un incremento de alrededor de 1%, siendo Georgia la jurisdicción con un incremento mayor leve de 1.3% y Virginia la menos con 0.9%.

Tabla 3: Porcentaje de la población mayores de 18 años o más en las jurisdicciones del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	78.8%	79.0%	79.3%	79.4%	79.6%	79.8%	79.9%	1.1%
Georgia	74.3%	74.7%	74.8%	75.1%	75.3%	75.5%	75.6%	1.3%
New Jersey	76.6%	76.8%	77.1%	77.3%	77.5%	77.7%	77.8%	1.2%
New York	77.8%	78.0%	78.2%	78.4%	78.6%	78.7%	78.8%	1.0%
Pennsylvania	78.1%	78.3%	78.6%	78.7%	78.9%	79.0%	79.1%	1.0%
Texas	72.7%	72.9%	73.2%	73.4%	73.6%	73.8%	73.8%	1.1%
Virginia	76.9%	77.1%	77.3%	77.4%	77.6%	77.7%	77.8%	0.9%

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates de la Encuesta a la Comunidad Estimados de 1 año (2010-2016). El cambio fue obtenido calculando la diferencia entre el 2010 y el 2016.

Según se observa en la Tabla 4, la distribución de mujeres en las jurisdicciones estuvo sobre el 50% a través del periodo bajo análisis para todas las jurisdicciones. No se observó cambio porcentual significativo a través del 2010 al 2016. La jurisdicción de Pennsylvania tuvo un decrecimiento de -0.3% comparado al 2010 y Georgia tuvo un incremento leve de 0.1%. Mientras Florida y Texas permanecieron sin cambio.

Tabla 4: Porcentaje de Mujeres en las jurisdicciones del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	51.1%	51.1%	51.1%	51.1%	51.1%	51.2%	51.1%	0.0%
Georgia	51.2%	51.0%	51.1%	51.2%	51.3%	51.3%	51.3%	0.1%
New Jersey	51.3%	51.3%	51.3%	51.2%	51.2%	51.2%	51.1%	-0.2%
New York	51.6%	51.5%	51.5%	51.5%	51.5%	51.4%	51.5%	-0.1%
Pennsylvania	51.3%	51.2%	51.2%	51.1%	51.1%	51.1%	51.0%	-0.3%
Texas	50.4%	50.4%	50.3%	50.3%	50.3%	50.4%	50.4%	0.0%
Virginia	50.9%	50.9%	51.0%	50.8%	50.8%	50.8%	50.8%	-0.1%

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates de la Encuesta a la Comunidad Estimados de 1 año (2010-2016). El cambio fue obtenido calculando la diferencia entre el 2010 y el 2016.

Al analizar el porcentaje de la población bajo el nivel de pobreza federal, se observó en la Tabla 5, que, con excepción de New Jersey, quien tuvo un leve incremento de un 0.1%, las jurisdicciones tuvieron una reducción. Texas fue la jurisdicción con la mayor reducción, reduciendo 2.3% cuando se compara del 2010 al 2016, seguido por Georgia (-1.9%) y Florida (-1.8%).








Tabla 5: Porcentaje de la Población bajo el nivel de pobreza del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	16.5%	17.0%	17.1%	17.0%	16.5%	15.7%	14.7%	-1.8%
Georgia	17.9%	19.1%	19.2%	19.0%	18.3%	17.0%	16.0%	-1.9%
New Jersey	10.3%	10.4%	10.8%	11.4%	11.1%	10.8%	10.4%	0.1%
New York	14.9%	16.0%	15.9%	16.0%	15.9%	15.4%	14.7%	-0.2%
Pennsylvania	13.4%	13.8%	13.7%	13.7%	13.6%	13.2%	12.9%	-0.5%
Texas	17.9%	18.5%	17.9%	17.5%	17.2%	15.9%	15.6%	-2.3%
Virginia	11.1%	11.5%	11.7%	11.7%	11.8%	11.2%	11.0%	-0.1%

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates de la Encuesta a la Comunidad Estimados de 1 año (2010-2016). El cambio fue obtenido calculando la diferencia entre el 2010 y el 2016.

Según se observa en la Tabla 6, al analizar el crecimiento del Producto Interno Bruto real, se observó que todas las jurisdicciones tuvieron un incremento a través del periodo de 2010 al 2016, siendo Texas la jurisdicción con el mayor aumento (19%). Mientras que la jurisdicción con menor crecimiento fue New Jersey con 4.0%.

Tabla 6: Producto Interno Bruto real (en millones) por jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*	Tendencia
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016		
Florida	775,040	772,021	778,545	794,842	817,234	852,242	881,539	12.1%	
Georgia	433,727	441,627	447,765	454,909	470,010	489,182	506,816	14.4%	
New Jersey	513,918	507,604	517,196	523,726	522,166	529,954	535,055	4.0%	
New York	1,277,467	1,279,527	1,328,234	1,329,376	1,353,410	1,373,643	1,403,231	9.0%	
Pennsylvania	627,726	637,114	647,926	655,929	669,643	682,466	688,359	8.8%	
Texas	1,309,962	1,353,600	1,421,180	1,484,700	1,529,617	1,605,902	1,619,954	19.1%	
Virginia	441,242	444,288	445,974	449,064	447,678	455,162	459,966	4.1%	

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del Bureau of Economic Analysis (BEA). El cambio se calculó comparando 2016 versus 2010. Los valores están ajustados por inflación a precios de 2012. El cambio fue obtenido a partir de los valores del 2010 y 2016.

Con respecto a la participación laboral, en la Tabla 7 se muestra que las jurisdicciones tuvieron una reducción en su tasa de participación laboral cuando se compara del 2010 al 2016. Las jurisdicciones con mayor reducción fueron Georgia (-4.2%) y New Jersey (-4%). La jurisdicción con menor reducción fue Pennsylvania (-0.3%).

Tabla 7: Tasa de Participación Laboral por jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	61.2	60.9	60.5	60.1	59.9	59.3	59.2	-3.3%
Georgia	64.3	64.2	63.8	62.9	62.0	61.0	62.4	-3.0%
New Jersey	66.5	66.0	65.9	64.9	64.2	64.1	63.9	-4.0%
New York	62.6	61.6	61.7	61.6	60.7	60.7	60.6	-3.3%
Pennsylvania	63.3	63.1	63.5	63.1	62.6	62.9	63.1	-0.3%
Texas	66.0	65.9	65.4	65.2	64.8	63.9	63.9	-3.4%
Virginia	67.8	67.4	66.8	66.4	66.1	65.2	65.0	-4.2%

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Bureau of Labor Statistics Local Area Unemployment Statistics (2010-2016). El cambio fue obtenido calculando la diferencia entre el 2010 y el 2016.

Sin embargo, en la Tabla 8, la tasa de desempleo mostró una reducción significativa para todas las jurisdicciones. En la mayoría de ellas, el desempleo se redujo a la mitad cuando se compara 2010 con el 2016. Las jurisdicciones con mayor reducción en la tasa de desempleo fueron Florida y Georgia con una reducción de 5.91 y 5.19, respectivamente. Las demás jurisdicciones tuvieron una diferencia mayor a 2.83.

Tabla 8: Tasa de Desempleo por jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	10.83	10.00	8.67	7.53	6.43	5.53	4.92	-5.91
Georgia	10.66	10.16	9.04	8.14	7.14	6.08	5.47	-5.19
New Jersey	9.66	9.38	9.38	8.38	6.73	5.70	4.94	-4.72
New York	8.72	8.36	8.63	7.79	6.29	5.23	4.88	-3.84
Pennsylvania	8.17	7.74	7.66	7.10	5.93	5.39	5.34	-2.83
Texas	8.19	8.02	6.71	6.30	5.19	4.48	4.65	-3.54
Virginia	7.29	6.54	5.95	5.55	5.12	4.37	4.00	-3.29

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Bureau of Labor Statistics Local Area Unemployment Statistics (2010-2016). El cambio fue obtenido calculando la diferencia entre el 2010 y el 2016.

Quando se analiza el salario mínimo, se observa en la Tabla 9 que la mayoría de las jurisdicciones tuvieron un salario mínimo federal de \$7.25 a través de los años 2010-2016. Las jurisdicciones de Florida, New Jersey y New York tuvieron un aumento del salario mínimo, siendo New York el que mayor incremento tuvo de \$7.25 a \$9.00 cuando se compara 2010 y 2016.

Tabla 9: Salario Mínimo por jurisdicción del 2010-2016

Año	Jurisdicción						
	Florida	Georgia	New Jersey	New York	Pennsylvania	Texas	Virginia
2010	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
2011	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
2012	7.67	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
2013	7.79	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25	7.25
2014	7.93	7.25	8.25	8.00	7.25	7.25	7.25
2015	8.05	7.25	8.38	8.75	7.25	7.25	7.25
2016	8.05	7.25	8.38	9.00	7.25	7.25	7.25

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del Bureau of Economic Analysis (BEA). El cambio fue obtenido a partir de los valores del 2010 y el 2016.

Por otro lado, cuando se compara la mediana de salarios observamos en la Tabla 10 que la mayoría de las jurisdicciones tuvieron un incremento de doble dígito. Siendo Texas

la jurisdicción con mayor incremento porcentual con 14.1% mientras Virginia tuvo un incremento de 10.9%.

Tabla 10: Mediana de Salario por Jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Florida	44,409	44,299	45,040	46,036	47,463	49,426	50,860	12.7%
Georgia	46,430	46,007	47,209	47,829	49,321	51,244	53,559	13.3%
New Jersey	67,681	67,458	69,667	70,165	71,919	72,222	76,126	11.1%
New York	54,148	55,246	56,448	57,369	58,878	60,850	62,909	13.9%
Pennsylvania	49,288	50,228	51,230	52,007	53,234	55,702	56,907	13.4%
Texas	48,615	49,392	50,740	51,704	53,035	55,653	56,565	14.1%
Virginia	60,674	61,882	61,741	62,666	64,902	66,262	68,114	10.9%

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates de la Encuesta a la Comunidad Estimados de 1 año (2010-2016). Los salarios están dólares ajustados por inflación a precios reales al 2012. El cambio fue obtenido a partir de los valores del 2010 y el 2016.

Según se desprende de la Tabla 11, en los años bajo análisis, todas las jurisdicciones vieron un aumento significativo en el gasto en servicios de salud. En términos porcentuales, Georgia refleja el mayor incremento con 28.9%. Si analizamos los valores en niveles Texas es la jurisdicción con el mayor incremento, con poco más de \$100,000 millones cuando se compara 2010 versus 2016.

Tabla 11: Gasto en Servicios de Cuidado de Salud por jurisdicción del 2010-2016.

Jurisdicción	Año							Cambio*	Tendencia
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016		
Florida	273,968	281,087	293,749	297,292	316,290	336,833	351,449	22.0%	
Georgia	107,836	111,686	118,465	124,267	133,384	143,689	151,588	28.9%	
New Jersey	137,539	140,725	147,495	151,187	159,761	168,232	177,102	22.3%	
New York	339,864	350,656	355,662	367,823	385,422	405,136	429,136	20.8%	
Pennsylvania	205,127	213,414	219,053	224,964	233,908	244,588	255,260	19.6%	
Texas	308,519	321,035	337,774	344,750	368,022	396,502	412,758	25.3%	
Virginia	105,082	110,039	115,354	118,753	123,887	129,693	134,466	21.9%	

*Nota: Creada por el autor. Datos obtenidos del US Census Bureau Population Estimates, diciembre 2020, a través de Centers for Medicare & Medicaid Services, Oficina Actuarial, National Health Statistics Group. El cambio fue obtenido a partir de los valores del 2010 y el 2016.

Selección de Modelos

De acuerdo con Cabrer, Sancho & Serrano (2001) y Rodríguez (2008) antes expuesto en el capítulo 3, el proceso de selección del modelo sería utilizando estadísticas de selección R^2 McFadden ajustado y el Log Likelihood, así como los criterios de información de selección como Akaike, Schwartz y Hannan-Quinn. Los valores considerados para la selección del modelo se muestran en la tabla a continuación.

Tabla 12: Estadísticas de selección para modelos binarios logit o probit.

Criterio de Información	Modelo Logit	Modelo Probit
R2 McFadden Adj	0.010063	0.009652
LogLikelihood (df=3)	-1123.7031	-1124.1698
Akaike	2255.4064	2254.3395
Schwartz	2278.0787	2271.3438
Hannan-Quinn	2263.7029	2260.5619

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

La Tabla 12 muestra los valores de selección R^2 de McFadden ajustado, LogLikelihood, Akaike, Schwartz y Hannan-Quinn para cada modelo estimado. Utilizando los valores de la Tabla 12, se seleccionó el modelo probit por este tener 4 de los 5 criterios a su favor, según previamente establecidos.

Resultados de Estimación de los Modelos Probit

La última parte de este capítulo de resultados es la sección de la estimación del modelo seleccionado no ajustado y los modelos ajustados como parte de probar la robustez del modelo. En la tabla a continuación se muestran los resultados de la estimación para el modelo probit no ajustado, con sus coeficientes, estimación, error estándar, valor Z y $\Pr(>|z|)$.

Tabla 13: Estimación del modelo probit no ajustado.

Coeficientes	Estimación	Error Estándar	Valor Z	$\Pr(> z)$
Constante	-0.73045	0.05114	-14.283	<2E-16***
TIME	-0.59745	0.15091	-3.959	7.52E-05***
TREAT.TIME	0.54032	0.17626	3.065	0.00217**

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”. La variable TIME es una variable dicotómica que toma valores 0 para el periodo del 2010-2013 y 1 para el periodo de 2015-2016. La variable TREATMENT es una variable dicotómica que toma valores 0 en todas las jurisdicciones a evaluar que no expandieron el Medicaid bajo el Obamacare y 1 aquellos individuos en jurisdicciones que si expandieron el Medicaid. La variable TREAT*TIME se multiplican ambas variables. n = 1,064; *** P < 0; ** P < 0.01.

La Tabla 13 muestra los resultados de la estimación del modelo probit no ajustado. Todas las variables fueron significativas. La variable TREAT.TIME, según se observa en la Tabla 13, fue significativo al 0.01. El coeficiente estimado tiene signo positivo y tiene un valor de 0.54032.

Tabla 14: Estimación del modelo probit ajustado incluyendo LABFORCE.

Coefficientes	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Pr(> z)
Constante	-0.54108	0.07373	-7.339	2.15e-13**
TIME	-0.58021	0.15194	-3.819	0.000134***
TREAT.TIME	0.52171	0.17742	2.941	0.003277**
LABFORCE	-0.31378	0.08950	-3.506	0.000455***

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”. Las variables TIME y TREAT.TIME están definidas igual a las descritas en la Tabla 13. El modelo ajustado contiene la variable LABFORCE, esta variable está construida como 1 si el individuo está en la fuerza laboral y 0 si el individuo no se encuentra en la fuerza laboral. n = 1,064; *** P < 0; ** P < 0.01; * P < 0.05; ‘.’ P < 0.10.

La Tabla 14 muestra los resultados de la estimación del modelo probit ajustado incluyendo la variable de LABFORCE si el individuo se encuentra en la fuerza laboral o no. Todas las variables fueron estadísticamente significativas. El coeficiente de la variable de fuerza laboral tuvo un signo negativo y un valor de -0.31378. La variable de interés TREAT.TIME, según se observa en la Tabla 14, fue significativa al 0.01. El coeficiente estimado tiene signo positivo y tiene un valor de 0.54032.

Tabla 15: Estimación del modelo probit ajustado incluyendo género y educación.

Coefficientes	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Pr(> z)
Constante	-0.2689	0.1046	-2.571	0.010152*
TIME	-0.5460	0.1533	-3.562	0.000367***
TREAT.TIME	0.5013	0.1789	2.803	0.005067**
SEX	0.1174	0.0891	1.318	0.187531
Educa	-0.6610	0.1079	-6.124	9.1e-10***

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”. Las variables TIME y TREAT.TIME están definidas igual a las descritas en la Tabla 13. La

variable SEX está construida cuando 0 es hombre y 1 cuando es mujer. La variable Educa está construida 0 para cuando el individuo tiene diploma de escuela superior o menos y 1 para cuando tiene diploma de escuela superior o educación post secundaria. n = 1,064; *** P < 0; ** P < 0.01; * P < 0.05; ‘.’ P < 0.10.

La Tabla 15 muestra los resultados de la estimación del modelo probit ajustado incluyendo la variable de SEX y Educa. La variable Educa fue significativa más no así la variable SEX. El coeficiente de la variable de Educa tuvo un signo negativo y un valor de -0.6610. La variable de interés TREAT.TIME, según se observa en la Tabla 15, fue significativa al 0.01. El coeficiente estimado tiene signo positivo y tiene un valor de 0.5013.

Tabla 16: Estimación del modelo probit ajustado incluyendo SNAP.

Coeficientes	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Pr(> z)
Constante	-0.6178	0.125837	-4.909	9.14e-01***
TIME	-0.4919	0.158589	-3.101	0.001926 **
TREAT.TIME	0.4366	0.184949	2.361	0.018237 *
LABFORCE	0.0034	0.101647	0.034	0.973127
SEX	0.0923	0.092246	1.000	0.317243
Educa	-0.4571	0.119301	-3.830	0.000128***
FOODSTAMP.NOV	0.9074	0.115481	7.857	3.93e-15***

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”. La variable FOODSTAMP.NOV está construida con 0 cuando el individuo no recibió SNAP el mes de noviembre (mes previo a la encuesta del CPS) y 1 cuando recibió beneficios de SNAP. Las variables TIME y TREAT.TIME están definidas igual a las descritas en la Tabla 13. Las variables SEX y Educa están definidas según descritas en la Tabla 15. n = 1,064; *** P < 0; ** P < 0.01; * P < 0.05; ‘.’ P < 0.10.

La Tabla 16 muestra los resultados de la estimación del modelo probit ajustado incluyendo la variable de FOODSTAMP.NOV. Esta variable fue construida con 1 cuando el individuo recibió los beneficios de SNAP el mes de noviembre, el mes previo al

Suplemento de Seguridad Alimentaria recopilado durante el mes de diciembre cada año por junto a la encuesta CPS.

De este modo, se evidencia que la variable fue significativa y tuvo un coeficiente estimado con signo positivo y valor de 0.9074. La variable de interés TREAT.TIME, según se observa en la Tabla 16, fue significativa al 0.05, su coeficiente estimado tiene signo positivo y tiene un valor de 0.4366. Contrario a los resultados obtenidos en la Tabla 14, la variable LABFORCE no fue significativa. La variable SEX, al igual que en la Tabla 15, no fue estadísticamente significativa.

Tabla 17: Estimación del modelo probit ajustado incluyendo educación y SNAP.

Coefficientes	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Pr(> z)
Constante	-0.5798	0.1112	-5.214	1.85e-07***
TIME	-0.4898	0.1585	- 3.091	0.00199 **
TREAT.TIME	0.4395	0.1848	2.378	0.01742 *
Educa	-0.4488	0.1142	-3.931	8.45e-05***
FOODSTAMP.NOV	0.9103	0.1127	8.080	6.47e-16***

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”. La variable TIME es una variable dicotómica que toma valores 0 para el periodo del 2010-2013 y 1 para el periodo de 2015-2016. La variable TREAT*TIME se multiplican ambas variables. La variable FOODSTAMP.NOV está construida con 0 cuando el individuo no recibió SNAP el mes de noviembre (mes previo a la encuesta del CPS) y 1 cuando recibió beneficios de SNAP. La variable Educa está construida 0 para cuando el individuo tiene diploma de escuela superior o menos y 1 para cuando tiene diploma de escuela superior o educación post secundaria. n= 1,064; *** P < 0; ** P < 0.01; * P < 0.05; ‘.’ P < 0.10.

La Tabla 17 muestra los resultados de la estimación del modelo probit incluyendo las variables significativas en las estimaciones previas para mantener una estimación parsimoniosa y probar la robustez del modelo. Todas las variables mantuvieron

significancia estadística. La variable de interés TREAT.TIME fue significativa al 0.10, con signo positivo y un coeficiente estimado de 0.4395. La variable Educa y FOODSTAMP.NOV fueron significativas. El coeficiente de la variable Educa fue negativo y su valor de -0.4488 y el de la variable FOODSTAMP.NOV tuvo signo positivo y el coeficiente estimado de 0.9103.

Pruebas Estadísticas a los Modelos:

Todos los modelos estimados fueron analizados con pruebas de significancia de sus coeficientes mediante la prueba Wald, la prueba del Factor de Inflación de la Varianza (VIF, por sus siglas en inglés) para descartar multicolinealidad entre las variables y el análisis de la correlación de los coeficientes Pearson para analizar la asociación entre dos o más variables. Los resultados de las pruebas se muestran a continuación.

Tabla 18a: Prueba Wald para analizar significancia de coeficientes.

Modelo Probit	Chi-cuadrado (X2)	Grados de Libertad	P (> X2)
No Ajustado	348.3	3	0.0
LABFORCE	353.0	4	0.0
SEX-Educa	368.7	5	0.0
SNAP	408.9	7	0.0
SNAP Reducido	408.4	5	0.0

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

Para la prueba Wald, la hipótesis nula es que los coeficientes son iguales a 0. Según los resultados mostrados en la Tabla 18a, existe evidencia estadísticamente significativa para rechazar la hipótesis nula, por consiguiente, los coeficientes son distintos a 0.

Tabla 18b: Prueba Máxima Verosimilitud para analizar la significancia conjunta de las variables en los modelos.

	No Ajustado	LABFOR	Sexo y Educa	SNAP	Educación y SNAP
No Rest LogLikelihood	-537.5007	-531.3799	-518.5661	-485.9226	-486.4256
Rest LogLikelihood	-546.2664	-546.2664	-546.2664	-546.2664	-546.2664
LR Statistic	17.5313	29.7729	55.4006	120.6876	119.6816
Grados de Libertad	3	4	5	7	5

*Nota: Creada por el autor, la estimación fue conducida en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

El análisis de significancia estadística conjunta de las variables independientes de cada modelo estimado, a través de la prueba de máxima verosimilitud, indica que los cinco modelos están bien especificados. En este caso los valores críticos de χ^2 al 0.05 y con los grados de libertad de libertad correspondientes de cada modelo: 3, 4, 5 y 7 son 7.81, 9.49, 11.07 y 14.06, respectivamente. Quiere decir que LR no es menor que χ^2 . En todos los casos se puede rechazar la hipótesis nula de no significatividad. Por lo tanto, las especificaciones son adecuadas.

Tabla 19: Prueba VIF: Multicolinealidad.

Modelo/Variable	TIME	TREAT.TIME	LABFORCE	SEX	Educa	FOODSTAMP.NOV
No Ajustado	2.3489	2.3489	-	-	-	-
LABFORCE	2.3542	2.3539	1.0007	-	-	-
SEX-Educa	2.3528	2.3492	-	1.0059	1.0074	-
SNAP	2.3721	2.3696	1.1786	1.0168	1.1464	1.1066
SNAP Reducido	2.3706	2.3687	-	-	1.0532	1.0552

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

La prueba de VIF mide el grado de multicolinealidad entre las variables predictoras. Los valores por debajo de 5 se consideran valores aceptables (Montgomery, 2006). La

Tabla 19 muestra el valor VIF obtenido para cada uno de los predictores por cada modelo estimado. Como se observa de la tabla anterior, todos los valores se encuentran por debajo de 3, por lo que se considera que no existe multicolinealidad en ninguno de los modelos estimados.

Tabla 20: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit no ajustado.

Variables	TIME	TREATMENT	TREAT.TIME
TIME	1	-0.1095	0.6708
TREATMENT	-0.1095	1	0.3528
TREAT.TIME	0.6708	0.3528	1

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

Según los datos en la Tabla 20, existe una relación negativa entre la variable TREATMENT y la variable TIME. Las demás variables tienen una relación positiva.

Tabla 21: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo

LABFORCE

Variables	TIME	TREAT.TIME	LABFORCE
TIME	1	0.6708	0.0332
TREAT.TIME	0.6708	1	-0.0096
LABFORCE	0.0332	-0.0096	1

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10) “One Push-Up”.

Según los datos en la Tabla 21, existe una relación negativa entre la variable de interés TREAT.TIME y LABFORCE, aunque no significativamente fuerte. Mientras las demás variables muestran una relación positiva.

Tabla 22: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo sexo y educación.

Variables	TIME	TREAT.TIME	SEX	Educa
TIME	1	0.6708	0.0292	0.0613
TREAT.TIME	0.6708	1	0.0289	0.0041
SEX	0.0292	0.0289	1	0.0540
Educa	0.0613	0.0041	0.0540	1

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10)

“One Push-Up”.

Según los datos en la Tabla 22, existe una relación positiva entre todas las variables.

Tabla 23: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo SNAP.

Variables	TIME	TREAT.TIME	LABFORCE	SEX	Educa	FOODSTAMP. NOV
TIME	1	0.6708	0.0332	0.0292	0.0613	-0.0541
TREAT.TIME	0.6708	1	-0.0096	0.0289	0.0041	0.0254
LABFORCE	0.0332	-0.0096	1	-0.0771	0.2988	-0.2558
SEX	0.0292	0.0289	-0.0771	1	0.0540	0.0205
Educa	0.0613	0.0041	0.2988	0.0540	1	-0.2581
FOODSTAMP. NOV	-0.0541	0.0254	-0.2558	0.0205	-0.2581	1

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10)

“One Push-Up”.

Según los datos en la Tabla 23, existe una relación negativa entre la variable de interés TREAT.TIME y LABFORCE, al igual que los observados en la Tabla 14. De igual forma, se observa una relación negativa entre la variable FOODSTAMP.NOV y LABFORCE así como entre dicha variable y la variable Educa. Por otro lado, se observa una relación negativa entre la variable SEX y LABFORCE.

Tabla 24: Prueba Pearson autocorrelación para el modelo probit incluyendo educación y SNAP.

Variables	TIME	TREAT.TIME	Educa	FOODSTAMP.NOV
TIME	1	0.6708	0.0613	-0.0541
TREAT.TIME	0.6708	1	0.0041	0.0254
Educa	0.0613	0.0041	1	-0.2581
FOODSTAMP.NOV	-0.0541	0.0254	-0.2581	1

*Nota: Creada por el autor, los resultados fueron obtenidos en el programa R versión 4.1.3 (2022-03-10)

“One Push-Up”.

Según los datos en la Tabla 24, existe una relación negativa entre la variable Educa y FOODSTAMP.NOV. Por otro lado, se observa una relación positiva entre la variable de interés y las demás variables del modelo, al igual que los observados en la estimación del modelo ajustado incluyendo SNAP (Tabla 16).

Interpretación de resultados

Estadísticas Descriptivas:

A partir de las estadísticas descriptivas, se intenta obtener las características socioeconómicas de la población a analizar en las jurisdicciones que expendieron el Medicaid bajo el Obamacare: New York, New Jersey y Pennsylvania; así como en las jurisdicciones que no expandieron el Medicaid: Florida, Georgia, Texas y Virginia. Los resultados están presentados entre la Tabla 2 y la Tabla 12.

Al analizar las jurisdicciones se observó que las jurisdicciones con el mayor porcentaje de crecimiento poblacional del 2010 al 2016 fueron aquellas que no acogieron el Obamacare. Siendo Texas y Florida 9.6% y 8.6%, las de mayor aumento, seguidos por Georgia (5.7%) y Virginia (4.6%). Por otro lado, el porcentaje de jóvenes de 18 años o más

(Tabla 3), parecieron alineados entre todas las jurisdicciones siendo Georgia la de mayor aumento (1.3%), seguido por New Jersey (1.2%), Florida y Texas (1.1%). De igual forma, el porcentaje de mujeres a través del periodo analizado permaneció sin cambios significativos. Georgia vio un leve incremento (0.1%) entre el 2010 y el 2016. Mientras las jurisdicciones que vieron una disminución fueron Pennsylvania (-0.3%), New Jersey (-0.2%), New York (-0.1%) y Georgia (-0.1%). La jurisdicción que mostró la mayor disminución en el porcentaje de la población bajo el nivel de pobreza fue Texas con -2.3%, seguido por Georgia (-1.9%) y Florida (-1.8%). La única jurisdicción que vio un leve aumento fue New Jersey con 0.1%.

Las variables macroeconómicas reflejan que todas las jurisdicciones experimentaron crecimiento en su PIB real de 2010 al 2016 (Tabla 6). Sin embargo, las tres jurisdicciones con crecimiento de doble dígito de su PIB real del 2010 al 2016 son jurisdicciones que no expandieron el Obamacare. Siendo Texas la de mayor crecimiento (19.1%), seguido por Georgia (14.4%) y Florida (12.1%). Las jurisdicciones que expandieron el Obamacare New York, Pennsylvania y New Jersey vieron un aumento de 9.0%, 8.8% y 4.0%, respectivamente. Por otro lado, la tasa de participación laboral mostro una reducción en todas las jurisdicciones. La menor reducción se observó en Georgia (-0.3%) mientras Virginia y New Jersey fueron las jurisdicciones con mayor reducción, 4.2% y 4.0%, respectivamente. Sin embargo, cuando se observa la variable en sus niveles, las jurisdicciones con mayor tasa de participación son Virginia con 65%, New Jersey y Texas, ambas con 63.9%, seguida de Pennsylvania (63.1%), Georgia (62.4%) y New York (60.6%).

En la misma línea, la tasa de desempleo (Tabla 8) muestra que todas las jurisdicciones tuvieron un decrecimiento cuando se comparó 2010 con el 2016. La mayor diferencia fue Florida con una reducción de 5.91%, seguido de Georgia y New Jersey con 5.19% y 4.72%, respectivamente.

Con respecto a las variables de ingreso, con respecto al salario mínimo (Tabla 9), se observa que la mayoría de las jurisdicciones permanecieron con el salario mínimo federal de \$7.25 a través del periodo 2010-2016. Las únicas jurisdicciones con aumento al salario mínimo al 2016 fueron New York, New Jersey y Florida, \$9.00, \$8.38 y \$8.05, respectivamente. Mientras, la mediana de salarios reflejó un incremento de doble dígito para todas las jurisdicciones. Las tres jurisdicciones de mayor crecimiento fueron Texas (14.1%), New York (13.9%), Pennsylvania (13.4%) y Georgia (13.3%).

De igual forma se analizó el gasto en servicios de salud de los individuos por jurisdicción. Todas las jurisdicciones mostraron una tendencia al alza entre el 2010 al 2016. La Tabla 11 muestra que, seis de las siete jurisdicciones, tuvieron un incremento en gasto de más de 20%, solo Pennsylvania tiene una cantidad levemente 19.6%. El mayor incremento fue de Georgia con 28.9% seguido por Texas (25.3%), Florida (22%) y Virginia (21.9%). Las cuatro jurisdicciones con mayor aumento fueron aquellas que no expandieron el Medicaid bajo el Obamacare.

Modelos Econométricos:

Para la investigación econométrica se utilizó un acercamiento de diferencias-en-diferencias. Este acercamiento es ampliamente utilizado en la literatura dadas sus ventajas al analizar las políticas públicas por considerar un grupo control y uno experimental. Las

variables independientes del modelo son variables dicotómicas, por consiguiente, el parámetro de interés es el del término de interacción de la regresión TREAT*TIME. De acuerdo con Puhani (2012), podemos inferir a través del signo del coeficiente, el efecto de la puesta en marcha de la política pública de la expansión del Medicaid sobre la seguridad alimentaria. La Tabla 13 muestra, para el modelo no ajustado, que el término de interacción TREAT*TIME posee un coeficiente estimado con signo positivo y valor de 0.54032.

Con el fin de probar la robustez del modelo no ajustado, se estimaron además cuatro modelos adicionales. Para ello se utilizaron variables control siguiendo la literatura sobre los factores que inciden sobre la inseguridad alimentaria de los individuos. Es importante señalar, que, a través de las cuatro estimaciones realizadas, el coeficiente para la variable de interés (TREAT.TIME) permaneció con su signo positivo y sin variaciones significativas en magnitud. Lo anterior sugiere que los resultados obtenidos son robustos.

Tanto el modelo no ajustado como los modelos ajustados fueron sometidos a pruebas estadísticas para probar la significancia estadística de los coeficientes obtenidos mediante la prueba Wald. Los resultados provistos en la Tabla 16 sugieren que existe evidencia estadísticamente significativa para rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a 0. De igual forma, los modelos fueron sometidos a la prueba del factor de inflación de la varianza para descartar la multicolinealidad. La Tabla 17 presenta los resultados obtenidos y sugieren que, para los cinco modelos estimados, no se presentan problemas de multicolinealidad. Por otro lado, se analizó la correlación entre las variables mediante la prueba Pearson.

Los resultados para los cinco modelos estimados se encuentran desde la Tabla 18 a la Tabla 22. Los resultados obtenidos sugieren que no existe autocorrelación entre las

variables. La variable de interés TREAT.TIME tiene una relación negativa frente a la variable de participación laboral. Mientras, la variable que señala si el individuo recibió beneficios del programa SNAP durante el mes de noviembre, tiene una relación negativa con la variable que distingue a los individuos que tienen diploma de escuela superior, y una relación negativa con la variable de fuerza laboral. Es importante señalar, que los modelos presentan consistencia estadística entre los resultados obtenidos en distintos modelos.

Según previamente mencionado, la construcción de la variable de seguridad alimentaria fue 0 para cuando el individuo tenía seguridad alimentaria y 1 para cuando el individuo tenía baja o muy baja seguridad alimentaria. Por lo anterior, dado el signo positivo de la estimación para el término de interacción, debemos inferir que la expansión del Obamacare tuvo un efecto de incremento o de no reducción en la probabilidad de los puertorriqueños adultos mayores de 18-64 años y sin hijos de sufrir inseguridad alimentaria en las jurisdicciones que expandieron el beneficio de cobertura médica.

A partir del coeficiente del término de interacción en la Tabla 11, se obtuvo el cociente de probabilidad para los puertorriqueños en las jurisdicciones que expandieron el Medicaid bajo el Obamacare. Los puertorriqueños en las jurisdicciones de New York, New Jersey y Pennsylvania son **1.7** veces tan probables como los de las jurisdicciones que no expandieron el Obacamare, Texas, Florida, Georgia o Virginia, de sufrir inseguridad alimentaria.

Por último, dado los resultados del modelo ajustado presentados en la Tabla 12, podemos decir que los individuos que se encuentran en la fuerza laboral (LABFORCE) son 0.73 veces menos propensos de sufrir inseguridad alimentaria. Según los datos de la Tabla

13, se podría decir que, los individuos con diploma de escuela superior o alguna educación post secundaria, son 0.64 veces menos propensos a padecer de inseguridad alimentaria mientras que los que reciben el beneficio del SNAP son 2.49 veces más propensos a padecer de inseguridad alimentaria.

Capítulo 5: Conclusión, Recomendaciones de Política Pública y Estudios Futuros

Este capítulo presenta en tres secciones la conclusión de esta investigación, las recomendaciones de política pública en base a los resultados obtenidos y sugerencias para estudios futuros, motivando además que contienen las indagaciones en el tema con el fin de continuar enriqueciendo los postulados existentes.

Conclusión:

El objetivo de la investigación para el grado de maestría se pudo completar satisfactoriamente mediante la ejecución del modelo econométrico no lineal probit con un acercamiento cuasi experimental de diferencia-en-diferencias para analizar el efecto de la política pública de salud en los puertorriqueños en la diáspora.

De este modo, la conclusión de dicha investigación es que la expansión del Medicaid bajo el Obamacare no redujo la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria de los puertorriqueños adultos mayores de entre las edades de 18-64 años y sin hijos, en las jurisdicciones de New York, New Jersey y Pennsylvania quienes acogieron la propuesta del presidente Obama para proveer cobertura médica a la población médico indigente. Los resultados obtenidos sugieren que, por el contrario, para los puertorriqueños luego de la expansión del Obamacare, era 1.7 veces más probable sufrir inseguridad alimentaria.

De este modo se puede concluir que con la expansión del Medicaid no se han salvado vidas puertorriqueñas, ya que la prevalencia en enfermedades cardiovasculares y diabetes, continúan siendo las principales causas de muerte entre los puertorriqueños y dichas enfermedades son más probables a consecuencia de la inseguridad alimentaria.

Por otro lado, utilizando los resultados del modelo ajustado en la Tabla 14 sugieren que el estar activo en la fuerza laboral disminuyen la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria. Podemos inferir que el estar activo en el mercado laboral provee los recursos necesarios para ayudar en la seguridad alimentaria del individuo. Mientras, al igual que pertenecer a la fuerza laboral, los datos en la Tabla 6 sugieren que tener al menos diploma de escuela superior o niveles más altos de escolaridad se asocia con una reducción en la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria.

Esto implica la importancia de fortalecer los sistemas educativos y de prevenir la deserción escolar, como herramienta para el desarrollo socioeconómico. Sin embargo, los resultados de la variable FOODSTAMP.NOV se asocian con un aumento en la probabilidad de inseguridad alimentaria lo que pudiera interpretarse como una insuficiencia de los beneficios para satisfacer las necesidades mínimas que garanticen que los individuos puedan tener seguridad alimentaria. Los resultados obtenidos en las estimaciones son consistentes con lo esbozado en Fuster (2016).

Recomendaciones de política pública:

Esta sección está enfocada en la importancia del análisis cuantitativo como mecanismo para maximizar los recursos limitados de la economía, con el fin de ofrecerlo a las políticas públicas en base a los resultados obtenidos que reflejen las repercusiones sobre la sociedad y la población en cuestión.

En base a ello, los resultados de esta investigación proporcionan una referencia en la toma de decisiones con respecto a la población puertorriqueña en las jurisdicciones bajo análisis. Se recomienda realizar un estudio longitudinal en la población puertorriqueña para identificar sus necesidades alimenticias y de salud. Dada la realidad de Puerto Rico, la migración es una posibilidad latente por lo que resulta meritorio evaluar las principales razones y la situación de las personas que migran, puesto que, a pesar de que los programas PAN y Medicaid están disponibles en Puerto Rico para gran parte de la población, y no necesariamente en las jurisdicciones a las que migran los puertorriqueños.

De este modo, aun cuándo una de las limitaciones de la investigación fue no poder precisar el nivel de pobreza de los individuos, la significancia estadística de la variable fuerza laboral determina una reducción en la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria. Por eso de igual forma se propone el fortalecimiento de las redes de apoyo de la población hispana y las entidades que atienden a los puertorriqueños, con la creación de programas que identifiquen las oportunidades laborales y las tendencias del mercado laboral para que faciliten la incursión en la fuerza laboral de los individuos que migran. De igual forma, se propone que los programas de beneficencia como el SNAP y Medicaid estén atados -en la medida de lo posible- a la integración de los individuos al mercado laboral.

Sin embargo, aun cuando la política pública refleje aumento en el ingreso disponible de las personas, los individuos pudieran incrementar sus gastos en otros bienes y servicios que no necesariamente fueran a atender sus necesidades alimentarias o de salud. Por consiguiente, es vital analizar los patrones de consumo de los individuos luego de la expansión del Medicaid y ver, si los hubiera, los cambios en estos patrones para determinar

si los beneficios son suficientes y si en efecto son dirigidos a atender los problemas puntuales.

Por consiguiente, se propone realizar un análisis de los costos de bolsillos entre la población puertorriqueña en vista que los gastos en cuidado de salud ilustrados en la Tabla 11 muestra el fuerte incremento en gastos de salud en la mayoría en las jurisdicciones bajo análisis. El incremento en los costos de bolsillos, pudiera ser ciertamente un problema silencioso en la salud financiera de los individuos, tanto en las jurisdicciones que no han expandido el Obamacare como en las que sí, dado que los puertorriqueños son el grupo minoritario con mayores tasas de prevalencia de enfermedades como hipertensión y diabetes en los Estados Unidos. Esta prevalencia de enfermedades pudiera estar asociada a un patrón de consumo de alimentos con bajo valor nutricional, altos en grasas y azúcares, por los escasos recursos para alimentos de mayor aporte nutricional.

Es por lo anterior que, se concluye que la expansión del Medicaid no ha salvado vidas puertorriqueñas toda vez que la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria pudiera estar ocasionando altas tasas de prevalencia de comorbilidades crónicas que dominan las razones de defunciones entre los puertorriqueños posicionándolos en los primeros lugares entre la población estadounidense.

Investigaciones futuras:

Esta sección está dirigida a proponer estudios futuros sobre la población puertorriqueña en la diáspora con respecto a la seguridad alimentaria, con el fin de que las investigaciones previas sirvan de suplemento y base para nuevos descubrimientos, así como el impacto de las políticas públicas sobre esta población especialmente la relación entre los programas de beneficencia como el SNAP y Medicaid, entre otras.

Para investigaciones futuras determinaría la probabilidad de los puertorriqueños sufrir seguridad o inseguridad alimentaria según definidas por el Departamento de Agricultura Federal, utilizando modelos logit o probit ordenados con variables continuas como el ingreso y el nivel de escolaridad. Igualmente, este análisis se debe hacer por cada una de las jurisdicciones toda vez que las circunstancias socioeconómicas, trato contributivo, entre otras, no necesariamente son las mismas.

De igual forma, se debe analizar la tasa de prevalencia o mortalidad por enfermedades crónicas como lo son las enfermedades cardiovasculares, diabetes, entre otras que aquejan a los puertorriqueños aún luego de la expansión del Obamacare. A su vez, se debe analizar la demanda por medicamentos toda vez que el Obamacare expandió la parte D de Medicare.

Por último, para esta investigación se utilizaron datos del Suplemento de Seguridad Alimentaria (Food Security Survey, por sus siglas en inglés) del Current Population Survey (CPS) la cual no es suministrada en Puerto Rico. Por consiguiente, se deben realizar los esfuerzos necesarios para incluir a Puerto Rico en CPS con el fin tener mejores datos y con mayor frecuencia que viabilicen la investigación estadística en el proceso de redacción de propuestas, así como el análisis y monitoreo antes, durante y después de la implementación de política pública. Especialmente en temas medulares como la seguridad alimentaria y servicios de salud de la población donde se invierten miles de millones de dólares anualmente sin el debido análisis de impacto y eficiencia en el uso de los fondos públicos.

Referencias Bibliográficas:

- Briesacher, B., et. al (2011). Medicare Part D and Changes in Prescription Drug Use and Cost Burden: National Estimates for the Medicare Population 2000-2007. *Medical Care*, 834-841.
- Bradford, A. C. (2016). Medical Marijuana Laws Reduce Prescription Medication Use In Medicare Part D. *Health Affairs; Chevy Chase* , 1230-1236.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Econometría* (5th ed., pp. 775-851). McGraw Hill.
- Cabrer, B., Sancho, A., & Serrano, G. (2001). *Microeconometría y decisión*. Ediciones Pirámide.
- De Nardi, M. F. (2016). Medicaid Insurance in Old Age. *American Economic Review*, 3480-3520.
- Diebold, J. (2018). The Effects of Medicare Part D on Health Outcomes of Newly Covered Medicare Beneficiaries. *Journal of Gerontology: Social Sciences* , 890-900.
- Dietz, J. L. (2007). *Historia Económica de Puerto Rico* (4th ed., pp. 186-187). Princeton University Press.
- Dunn, A., & Shapiro, A. H. (2016). Does Medicare Part D Save Lives? *American Journal of Health Economics*, 5(1), 126-164.
https://doi.org/10.1162/ajhe_a_00107
- Gotanda H, Jha A K, Kominski G F, Tsugawa Y. Out-of-pocket spending and financial burden among low income adults after Medicaid expansions in the United States:

quasi-experimental difference-in-difference

study *BMJ* 2020; 368:m40 doi:10.1136/bmj.m40

- Hackmann, M. (2019). Incentivizing Better Quality of Care: The Role of Medicaid and Competition in the Nursing Home Industry. *American Economic Review*, 1684-1716.
- Himmelstein, G. (2019). Factores que inciden sobre la posibilidad de una desaceleración económica en Puerto Rico. *American Journal of Public Health*, 109(9), 1-18.
- Eggleston, K., et. al. (2011). Quality Adjustment for Health Care Spending on Chronic Disease: Evidence from Diabetes Treatment, 1999-2009. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 206-211.
- Laborde, J. E. (27 de marzo de 2017). Impacto del Obamacare y su posible eliminación en Puerto Rico. Universidad de Puerto Rico.
- Lara, J. (2003). El petróleo y Puerto Rico. *Boletín de Economía*, Vi(3), 1-6.
- Moellman, N. (2020). Healthcare and Hunger: Effects of the ACA Medicaid Expansions on Food Insecurity in America. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 42(2), 168-186. <https://doi.org/10.1093/aep/ppz018>
- Molina, T., Sentell, T., Skee, R. W., Onaka, A., Halliday, T. J., & Hiruichi, B. (2020). The Mortality Effects of Reduced Medicaid Coverage Among International Migrants in Hawaii: 2012–2018. *American Journal of Public Health*, 110(8), 1205-1207. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2020.305687>
- Muchomba, F. M., & Kaushal, N. (2021). Medicaid Expansions and Participation in Supplemental Security Income by Noncitizens. *American Journal of Public Health*, 111(6), 1106-1112. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2021.306235>

- Trottmann, M., et. al. (2016). Physician drug dispensing in Switzerland: association on health care expenditures and utilization . *BMC Health Services Research*, 1-11.
- Rodriguez, C. (2008). Factores que inciden sobre la posibilidad de una desaceleración económica en Puerto Rico. *Ensayos y Monografías*, (137), 1-18.
- Santos, A. (2012). Transformaciones de los servicios médico-hospitalarios públicos en Puerto Rico de 1993 al 2010 (Publicación No. 134 ill) [Tesis (M.A), Universidad de Puerto Rico Rio Piedras Programa Graduado de Economía].
- Sarah Flood, Miriam King, Renae Rodgers, Steven Ruggles, J. Robert Warren and Michael Westberry. Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 10.0 [Food Security Supplement]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2022. <https://doi.org/10.18128/D030.V10.0>
- Schmidt, L., Shore-Sheppard, L. D., & Watson, T. (2020). The Impact of the ACA Medicaid Expansion on Disability Program Applications. *American Journal of Health Economics*, 6(4), 444-476. <https://doi.org/10.1086/710525>
- U.S. Census Bureau. (n.d.) Poverty Status in the past 12 months in S1701. U.S. Department of Commerce. Retrieved April 6, 2023, from <https://data.census.gov/>
- U.S. Census Bureau. (n.d.) Education Attainment S1501. U.S. Department of Commerce. Retrieved April 6, 2023, from <https://data.census.gov/>
- U.S. Census Bureau. (n.d.) Median Income in the past 12 months (inflation-adjusted dollars) S1902. U.S. Department of Commerce. Retrieved April 6, 2023, from <https://data.census.gov/>

- U.S. Centers of Medicare and Medicaid Services. (m.d.) Median Income in the past 12 months (inflation-adjusted dollars) S1902. U.S. Department of Commerce. Retrieved April 6, 2023, from <https://data.census.gov/>
- Wehby, G. L., Kaestner, R., Lyu, W. W., & Dave, D. M. (2022). Effects of the Minimum Wage on Child Health. *American Journal of Health Economics*, 8(3), 412-448. <https://doi.org/10.1086/719364>
- Wolfson, J. A., & Leung, C. W. (2020). Food Insecurity During COVID-19: An Acute Crisis With Long-Term Health Implications. *American Journal of Public Health*, 110(12), 1763–1765. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2020.305953>
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introducción a la econometría* (5th ed., pp. 253-257). Cengage Learning.
- Yin, W., Basu, A., Zhang, J. X., Rabbani, A., Meltzer, D. O., & Alexander, G. C. (2008). The Effect of the Medicare Part D Prescription Benefit on Drug Utilization and Expenditures . *Annals of Internal Medicine*, 169-177.
- Zhang, J. X. (2008). The Impact of the Medicare Part D Prescription Benefit on Generic Drug Use. *Journal of General Internal Medicine*, 1673-1678.