

## LICENCIATURA EN ECONOMÍA

# **Seguro médico y oferta laboral: identificando efectos causales en la participación en la actividad económica**

Un análisis mediante regresión discontinua difusa  
utilizando la Encuesta Permanente de Hogares 4°  
Trimestre 2024

**Autores:**

Azcurre Castro, Facundo Martín – N° Legajo: 32613

Contreras, Cristian Andrés – N° Legajo: 32664

Fernández Sánchez, Adriel Tomás – N° Legajo: 30622

**Directora:** Mag. María Inés Lara

**Codirector:** Dr. Pablo Mahnic

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de Cuyo

Mendoza - 2025

## Resumen

En Argentina, el acceso a la cobertura médica está estrechamente vinculado al empleo formal, que opera como el principal mecanismo de incorporación al sistema de obras sociales, extendiendo sus beneficios al trabajador y a su grupo familiar. Esta configuración no solo asegura protección sanitaria, sino que también incide en las decisiones de inserción laboral. El presente estudio se propone evaluar si la posibilidad de contar con seguro de salud funciona como un incentivo adicional para participar en el mercado de trabajo. Para identificar la relación causal, se adopta un enfoque de Regresión Discontinua Difusa, que aprovecha las discontinuidades observadas a los 21 y 26 años como fuente exógena de variación en la probabilidad de contar con cobertura médica. Estos umbrales corresponden al cese de la afiliación por dependencia familiar, según lo establecido en la Ley N.º 23.660. Las estimaciones se realizan con microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del cuarto trimestre de 2024, empleando polinomios locales, selección de ancho de banda óptimo y métodos de inferencia robusta.

Los resultados indican que, en el umbral de 21 años, existe una discontinuidad negativa y significativamente distinta de 0 en la probabilidad de tener cobertura, lo que valida la relevancia del instrumento. Sin embargo, no se encuentra evidencia estadísticamente robusta de un efecto causal sobre la participación laboral. Para el umbral de 26 años, no se detecta una discontinuidad significativamente distinta de 0 en la cobertura, lo que sugeriría que esta edad de corte establecida por la ley resultaría irrelevante.

**Clasificación JEL:** C21, I13, J21.

**Palabras claves:** Seguro médico, Oferta laboral juvenil, Participación laboral, Regresión Discontinua Difusa, Argentina, Ley N° 23.660, Encuesta Permanente de Hogares.

## ÍNDICE

1.	Introducción.....	4
2.	Antecedentes .....	5
3.	Marco Teórico y Metodológico.....	9
3.1.	Introducción .....	9
3.2.	El Sistema de Salud Argentino y Conceptos Clave .....	9
3.3.	Estrategia de Identificación: La Ley N° 23.660 como instrumento .....	11
3.4.	Datos .....	11
3.5.	Modelo econométrico: Regresión Discontinua Difusa (RDD) .....	15
4.	Resultados y Pruebas de Robustez.....	20
4.1.	Resultados Principales.....	20
4.1.1.	Análisis en el umbral de 21 años .....	21
4.1.2.	Análisis en el umbral de 26 años .....	23
4.2	Pruebas de Robustez.....	25
4.2.1.	Heterogeneidad por subgrupos .....	25
4.2.2	Prueba de Manipulación de la Densidad .....	27
4.2.3.	Pruebas de Placebo con Falsos Puntos de Corte.....	28
4.2.4.	Análisis de Sensibilidad a la Especificación del Modelo.....	29
5.	Conclusiones y Discusión .....	30
6.	Referencias Bibliográficas .....	34
7.	Anexo .....	36

# 1. Introducción

La relación entre la situación laboral y el acceso a la cobertura de salud constituye uno de los ejes centrales del sistema de bienestar en Argentina. El empleo formal es la vía principal para acceder a la protección médica a través de las obras sociales, extendiendo este beneficio tanto al trabajador como a su grupo familiar. Esta estructura no solo define un mecanismo de aseguramiento, sino que también genera incentivos que influyen en las decisiones de participación laboral.

Dentro de este marco, los jóvenes enfrentan un punto de inflexión normativo particular: la pérdida de la cobertura médica familiar. La Ley N.º 23.660 establece umbrales de edad (21 años y 25 años inclusive en el caso de hijos que cursen estudios regulares) a partir de los cuales cesa la dependencia del seguro de los progenitores. Este corte legal introduce un *shock* exógeno en la probabilidad de mantener cobertura, lo que permite investigar si su finalización actúa como un incentivo para la inserción en el mercado laboral. El interrogante que se pretende resolver es: ¿cuáles son los efectos que producen los cambios en el acceso al seguro de salud sobre la condición de actividad de los jóvenes en Argentina?

El presente trabajo aborda esta cuestión mediante un enfoque causal, aplicando un diseño de Regresión Discontinua Difusa (RDD) que aprovecha los umbrales legales como fuente de variación exógena en la tenencia de cobertura. El análisis se basa en microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares correspondiente al cuarto trimestre de 2024, utilizando técnicas de polinomios locales, selección óptima de ancho de banda e inferencia robusta, con el objetivo de aislar el efecto local de la cobertura sobre la participación laboral; Calónico *et. al.* (2020).

Además, para la interpretación de los resultados, se toman en cuenta elementos de la economía del comportamiento. Sesgos cognitivos frecuentes entre los jóvenes, como el sesgo de presente, la ilusión de invulnerabilidad o el optimismo excesivo, pueden atenuar la respuesta esperada ante la pérdida de cobertura, reduciendo la sensibilidad a los incentivos económicos que predice la teoría tradicional.

En conjunto, el estudio busca aportar evidencia empírica sobre el vínculo entre cobertura médica y empleo juvenil en Argentina, ofreciendo una mirada que utiliza herramientas de evaluación causal. La estructura del trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 revisa la literatura y antecedentes relevantes; la sección 3 describe el

marco teórico, el contexto institucional y la metodología; la sección 4 presenta los resultados empíricos; y la sección 5 discute las implicancias, limitaciones y conclusiones del estudio.

## 2. Antecedentes

La relación entre el empleo y la cobertura de salud es un pilar fundamental en la estructura de bienestar de las economías modernas. El trabajo formal suele ser la principal vía de acceso a servicios de salud de calidad, mientras que el desempleo o la precariedad laboral exponen a los individuos y sus familias a una mayor vulnerabilidad. Esta interdependencia ha sido objeto de análisis diversos. Prueba de ello es la vasta literatura económica que explora sus múltiples facetas (por ejemplo, Madrian, 1994; Bosch y Campos-Vázquez, 2014; Lê *et al.*, 2019).

Una de las líneas de investigación más consolidadas se enfoca en cómo la cobertura médica ligada al empleo afecta la movilidad laboral. El trabajo pionero de Madrian (1994) en Estados Unidos, se centra en el fenómeno conocido como *job-lock*, es decir, la situación en la que los trabajadores permanecen en su empleo actual por temor a perder la cobertura médica si cambian de trabajo. Utilizando datos del *Survey of Income and Program Participation* (SIPP), la autora estudia si la posibilidad de perder la cobertura médica al cambiar de empleo reduce la rotación voluntaria entre trabajadores con seguro médico. Los resultados muestran que esta dependencia puede disminuir la movilidad laboral hasta en un 25%, en otras palabras, tener cobertura a través del empleo produce un desincentivo al cambio de trabajo. El estudio compara grupos de trabajadores similares en características demográficas y laborales, pero que difieren en su acceso a cobertura, concluyendo que quienes dependen del empleo para conservar su seguro muestran menor propensión a cambiar de trabajo. Este trabajo es pionero en cuantificar el efecto del sistema de salud sobre decisiones laborales individuales, y pone en evidencia cómo la estructura del seguro médico puede distorsionar la asignación del trabajo.

Complementariamente, Lê *et al.* (2019) realizan una revisión sistemática de 63 estudios empíricos sobre los efectos del seguro de salud en la oferta laboral, considerando la participación en el mercado de trabajo, las horas trabajadas, el autoempleo y la formalidad. La evidencia se concentra principalmente en Estados Unidos, donde el acceso a cobertura se asocia, en muchos casos, con una menor participación en la fuerza laboral y una reducción de las horas trabajadas. Los programas públicos, como Medicaid o la Ley de Cuidado de Salud Asequible (ACA), muestran efectos heterogéneos: en algunos estudios amplían la cobertura sin afectar la oferta laboral, mientras que en otros generan incentivos a reducir el trabajo formal o las horas trabajadas. En países en desarrollo, la evidencia es más limitada,

aunque algunos resultados sugieren que los seguros no contributivos pueden desalentar la formalización e incentivar la permanencia en la informalidad, lo que resalta la necesidad de investigaciones en contextos fuera de Estados Unidos.

Barkowski (2016,2020) analiza los efectos de la expansión del programa público Medicaid en Estados Unidos sobre la movilidad laboral, utilizando variación en la elegibilidad como fuente de identificación. El autor se centra en dos mecanismos: el *job-lock* y el *job-push*. El primero refiere a la retención en un empleo debido a la dependencia del seguro de salud ligado al puesto, lo que limita la movilidad o el cambio laboral por temor a perder la cobertura. El segundo, el *job-push*, describe la presión que enfrentan los individuos sin cobertura para aceptar o mantenerse en empleos formales que ofrecen beneficios de salud, aun si no son los preferidos.

Desde una perspectiva latinoamericana, otra vertiente de la literatura analiza cómo la expansión de seguros de salud públicos o no contributivos altera la dinámica entre el sector formal e informal. La investigación de Bosch y Campos Vázquez (2014), analiza los efectos de la reforma de salud en México, conocida como Seguro Popular, que fue implementada para brindar cobertura médica a personas sin seguridad social formal. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), se evalúa cómo el acceso universal a servicios de salud influye en las decisiones laborales de los individuos. Los resultados de la investigación muestran que la expansión de la cobertura médica redujo los incentivos para participar en el mercado laboral formal, ya que los individuos no necesitaban un empleo formal para acceder a servicios médicos. Se observa una disminución en la tasa de empleo formal, especialmente entre mujeres y trabajadores informales previamente excluidos del sistema. El estudio también destaca que la desvinculación entre empleo y cobertura de salud permite a los individuos elegir ocupaciones más alineadas con sus preferencias, sin la presión de mantener un empleo solo por el beneficio médico. Este resultado es consistente con el de Madrian (1994).

De manera similar, Parada (2020) analiza cómo la extensión del Seguro Nacional de Salud (SNS) uruguayo para incluir a los cónyuges de trabajadores formales modificó los incentivos laborales en el periodo 2010 a 2013. A través de un diseño de diferencias en diferencias aplicado a microdatos de la Encuesta Continua de Hogares, la autora contrasta la evolución de indicadores de formalidad, informalidad e inactividad entre hogares beneficiados y el grupo de control. El estudio pone de relieve que esta política introduce incentivos diferentes según la cobertura previa del hogar. Cuando el cónyuge ya contaba con seguro formal, la ampliación tiende a disminuir la motivación para mantener o buscar empleo formal, pues el acceso a la protección deja de depender exclusivamente del afiliado titular. En cambio,

en aquellos hogares donde la cobertura dependía de un trabajador informal, la medida actúa en sentido opuesto, favoreciendo el tránsito hacia empleos formalmente registrados al garantizar un respaldo de salud independiente del estatus individual. Este trabajo contribuye al debate sobre el diseño institucional de los sistemas de seguro, mostrando que vincular la protección social al núcleo familiar puede generar distorsiones en la oferta laboral. Parada subraya la importancia de explorar esquemas de financiamiento conjunto que armonicen los objetivos de cobertura universal con la eficiencia del mercado de trabajo.

Otros estudios han abordado las consecuencias de grandes reformas sanitarias o de shocks laborales directos. Duggan *et al.* (2017) analizaron la Ley de Cuidado de Salud Asequible (ACA) en Estados Unidos, una de las reformas más importantes de su historia, y encontraron que esta logró aumentar significativamente la cobertura de seguro de salud en Estados Unidos. Este incremento se debió principalmente a las provisiones de la ley, como la expansión de Medicaid y los subsidios para seguros privados. Aunque se temía que la ley pudiera tener efectos negativos en el mercado laboral al debilitar el vínculo entre empleo y seguro médico, los resultados del estudio indican que el impacto agregado en el empleo no fue significativo. Sin embargo, los autores observaron efectos contrapuestos a nivel local: en áreas con mayor potencial de inscripción en los mercados de seguros, hubo una leve reducción en la participación laboral, mientras que, en zonas con mayor potencial de expansión de Medicaid, la participación laboral aumentó, compensando el efecto anterior.

Wei S. (2019) analiza el impacto del programa chino *Urban Resident Basic Medical Insurance* (URBMI), implementado en 2007 para cubrir a residentes urbanos sin seguro médico laboral. Utilizando datos de panel de la *China Health and Nutrition Survey* (2004, 2006, 2009 y 2011) aplica una estrategia de diferencias en diferencias para estimar sus efectos sobre el mercado laboral. Los resultados muestran que, en promedio, la disponibilidad del URBMI no modificó de manera significativa la tasa general de empleo, lo que sugiere que contar con un seguro de salud independiente del empleo no incentivó masivamente la salida del mercado laboral ni desincentivó la inserción. Sin embargo, el programa sí mostró impactos diferenciados según características de los beneficiarios: en personas con mala salud previa se observó un aumento en la probabilidad de trabajar, en particular en empleos con contrato fijo y autoempleo, lo que apunta a un posible efecto positivo de la cobertura sobre la capacidad de insertarse laboralmente. En cambio, en grupos con mejor salud o menor nivel educativo, el acceso al URBMI favoreció transiciones hacia modalidades más flexibles sin implicar abandono del trabajo. En conjunto, la evidencia sugiere que, si bien el URBMI no alteró de forma sustancial la participación agregada en el mercado laboral, sí contribuyó a sostener la

inserción de ciertos grupos vulnerables, disminuyendo barreras asociadas a la salud y a la falta de cobertura médica.

En el contexto argentino, la investigación de Freidin *et al.* (2022) sobre trabajadores en condiciones precarias en Buenos Aires brinda evidencia empírica crucial. Su estudio analiza la profunda conexión entre la precariedad laboral y el estado de salud de hombres adultos residentes en un barrio popular del conurbano bonaerense. La investigación revela que la inestabilidad laboral y las malas condiciones de trabajo impactan negativamente en la salud psicofísica de estos varones. La precariedad laboral los expone a diversos riesgos físicos y psicosociales inherentes a sus ocupaciones. Más allá del entorno laboral, esta situación precaria empeora su calidad de vida en general, limitando su capacidad para planificar el futuro, organizar la vida cotidiana y adoptar prácticas de autocuidado. El estudio subraya que la incertidumbre económica y la falta de protección social asociadas al trabajo precario generan un estado de vulnerabilidad que se traduce en un deterioro progresivo de la salud a lo largo del tiempo. En sus conclusiones, los autores enfatizan la necesidad de considerar la precariedad laboral como un determinante social de la salud. Sostienen que es un factor multidimensional que permite comprender las consecuencias adversas que tiene sobre el bienestar de los hombres de clase trabajadora. A medida que avanzan en edad, los efectos nocivos de estas trayectorias laborales vulnerables se hacen más evidentes, agravados por la aparición de problemas de salud crónicos y la acumulación de desventajas a lo largo de sus vidas.

Anderson *et al.* (2010) analizan el impacto de la pérdida de la cobertura de salud familiar en los jóvenes de Estados Unidos sobre la utilización de servicios médicos. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Entrevistas de Salud (NHIS, por sus siglas en inglés) y registros hospitalarios, junto a una estrategia de regresión discontinua difusa en el umbral de los 19 años, los autores estiman el efecto causal de la pérdida del seguro. Los resultados principales del estudio indican que la pérdida de cobertura conlleva a una reducción en las visitas a urgencias y en las hospitalizaciones. Para validar su metodología, los autores comprueban que otras variables que podrían influir en los resultados, como la probabilidad de estar empleado o la asistencia a la escuela, no presentan un cambio discontinuo significativo al cumplir 19 años. Esto refuerza la conclusión de que la caída en la utilización de servicios se debe causalmente a la pérdida del seguro médico y no a otros factores.

## 3. Marco Teórico y Metodológico

### 3.1. Introducción

El acceso a la cobertura médica no solo garantiza atención frente a contingencias de salud, sino que también determina las decisiones económicas de los individuos, en particular las relacionadas con el mercado de trabajo. En Argentina el trabajo formal, de manera directa, y el trabajo informal, de manera indirecta, son puertas para el acceso a los servicios de salud, lo que genera que cambios en la disponibilidad de la cobertura de salud puedan convertirse en un punto de inflexión en la trayectoria laboral de una persona.

Los estudios ya mencionados han documentado cómo los seguros de salud influyen en la movilidad laboral y en la elección entre formalidad e informalidad, destacando fenómenos como el *job-lock* y el *job-push*. Este trabajo busca contribuir a esta literatura aportando evidencia sobre la relación causal entre el acceso al seguro médico y la participación en el mercado formal en Argentina.

En Argentina, la Ley N° 23.660 establece que el plan de cobertura médica familiar se extiende hasta los 21 años para quienes no estudian y hasta los 25 años inclusive para quienes cursan estudios regulares. Estos límites etarios crean puntos de corte que permiten analizar cómo la pérdida de este beneficio actúa como un incentivo para el ingreso al mercado laboral. Se pretende, por lo tanto, evaluar la existencia de un efecto causal entre el acceso a la cobertura de salud y la condición de actividad en los jóvenes. Para ello, se emplea un diseño de regresión discontinua difusa (RDD) que aprovecha precisamente esos umbrales de edad como un instrumento exógeno. Esta metodología permite utilizar los cortes fijados por la Ley N° 23.660 para identificar la relación causal, utilizando microdatos de la EPH.

### 3.2. El Sistema de Salud Argentino y Conceptos Clave

El sistema de salud argentino se organiza alrededor del principio de universalidad, y garantiza que toda la población tenga acceso efectivo a las prestaciones que brinda el sistema de salud público. En la práctica conviven tres subsectores: el subsector público (atención gratuita para quien la demande, especialmente quienes no tienen seguridad social), el subsector de seguro social obligatorio (compuesto por las obras sociales que cubren a trabajadores asalariados y sus familias, incluyendo el Programa de Asistencia Médica Integral -PAMI- que brinda asistencia a jubilados, pensionados y veteranos de Malvinas) y el subsector

privado (prepagas, mutuales y servicios privados). Estos subsistemas difieren en financiamiento, prestaciones, tecnologías y gasto de bolsillo, y presentan heterogeneidad territorial y por nivel socioeconómico.

En este marco se definen dos conceptos clave. Primero, cobertura de salud nominativa, que se refiere a la afiliación vinculada a aportes y contribuciones (obras sociales) y a coberturas financiadas mediante aportes voluntarios individuales (prepagas, mutuales). Es la afiliación “formal” asociada a un vínculo laboral o a una contratación directa. Por otro lado, la cobertura general adopta una perspectiva amplia sobre el acceso efectivo: incluye obra social, prepagas y mutuales, pero también planes y seguros públicos y cualquier otra vía que permita recibir prestaciones sanitarias, como estar asociado en el plan médico familiar siendo esta la relevante para nuestro trabajo. Cabe aclarar que, para los efectos prácticos de este trabajo, y a pesar del principio de universalidad, se ha considerado que “perder la cobertura médica” implica que la persona solo puede acceder a los servicios sanitarios prestados por el sector público, lo que se traduciría en un costo para la persona en términos de tiempo y otros factores que condicionan la atención.

Es importante subrayar que las vías pueden solaparse: un individuo puede tener afiliación nominativa (obra social) y, simultáneamente, cobertura por una prepaga o utilizar servicios públicos (por extensión familiar, pago directo o acceso a programas públicos). La existencia de este solapamiento (aportes voluntarios, extensiones temporales, convenios) genera que el quedar excluido del plan de cobertura familiar no conlleve, en todos los casos, la pérdida automática de cobertura de salud.

La tesis se enmarca en la teoría económica de la elección trabajo-ocio, en la noción de que el empleo ofrece un “paquete” de compensación que va más allá del salario, ya que incluye seguridad social, jubilación y seguro de salud. Asimismo, los individuos toman decisiones laborales comparando costos y beneficios relativos de cada alternativa: ocio, empleo formal, empleo informal o inactividad. Este análisis se desarrolla desde la perspectiva de autoselección racional en mercados con sectores formal e informal, siguiendo a Perry, Maloney *et al.* (2007), la cobertura de salud forma parte de los incentivos que determinan la elección de estado laboral: una mayor probabilidad de acceder a seguro con el empleo formal aumenta el atractivo relativo de ese estado.

### 3.3. Estrategia de Identificación: La Ley N° 23.660 como instrumento

Para poder identificar la existencia de una relación causal entre el acceso al seguro de salud y la participación laboral, esta investigación explora la discontinuidad generada por la Ley N° 23.660. Esta normativa regula el funcionamiento de las obras sociales en Argentina y establece las condiciones de afiliación, administración y financiamiento de los agentes del Seguro de Salud. Define quiénes son los beneficiarios obligatorios y determina la cobertura para los grupos familiares primarios. En particular, su artículo 9 define al "grupo familiar primario", incluyendo al cónyuge y a los hijos bajo condiciones específicas. La ley define que la cobertura para los hijos solteros se mantiene hasta los veintiún (21) años siempre que no estén emancipados o ejerzan actividad laboral, y se extiende hasta los veinticinco (25) años inclusive para aquellos que cursen estudios regulares y estén a exclusivo cargo del titular.

Es fundamental precisar el rol que cumple la Ley N° 23.660 en esta investigación: su función es puramente instrumental y no es, en sí misma, el objeto de evaluación. El análisis se enfoca en una característica muy específica de su diseño: los umbrales de edad definidos en el artículo 9. La propia normativa es el instrumento que genera la variación exógena en el acceso al seguro de salud, permitiendo así aislar y estudiar su efecto causal sobre la decisión de los jóvenes de participar en el mercado laboral.

### 3.4. Datos

La Encuesta permanente de Hogares (EPH) constituye la principal fuente de datos para el análisis sociodemográfico y socioeconómico de la población en Argentina. Este relevamiento es llevado a cabo trimestralmente por el Instituto de Estadísticas e Investigaciones Económicas (INDEC), en colaboración con las Direcciones Provinciales de Estadística, con el fin de producir indicadores sociales de manera continua. Su diseño muestral es probabilístico, estratificado y multietápico, lo que asegura la calidad de la información.

La EPH emplea factores de expansión que garantizan que los resultados sean generalizables a la población urbana nacional, regional y provincial. Es precisamente esta rigurosidad en su diseño y representatividad lo que convierte a la EPH en una fuente de datos ideal para este estudio, al ofrecer información precisa sobre las variables de interés: edad, condición de actividad, nivel educativo, cobertura de salud, etc.

La Tabla 1 presenta las características socioeconómicas de la muestra seleccionada. Se observa una marcada heterogeneidad etaria, con una edad promedio de 37,45 años. La composición por sexo es cercana a la paridad, con un 48,0% de varones, mientras que un 37,8% de los individuos se encuentra casado o en unión convivencial. En cuanto al nivel educativo, la muestra exhibe una amplia dispersión: si bien un 6,5% no posee instrucción formal, un 22,0% ha completado la educación secundaria y un 14,4% cuenta con título universitario. Respecto a las variables centrales del estudio, el 67,3% de los individuos reporta tener algún tipo de cobertura de salud, y el 47,8% se encuentra activo en el mercado laboral.

*Tabla 1: Resumen descriptivo (variables principales)*

Variable	Obs. <sup>b</sup>	Media	Desv. Est.	Min	Max
Edad <sup>a</sup>	38.076	37,45	22,14	0	103
Cobertura General	38.076	0,67	0,47	0	1
Activo	38.076	0,48	0,50	0	1
Hombre	38.076	0,48	0,50	0	1
Unido/Casado	38.076	0,38	0,48	0	1
Viudo/Separado	38.076	0,11	0,31	0	1
Sin estudios	38.076	0,06	0,25	0	1
Sec. Incompleto	38.076	0,20	0,40	0	1
Sec. Completo	38.076	0,22	0,42	0	1
Univ. Incompleta	38.076	0,12	0,33	0	1
Univ. Completa	38.076	0,14	0,35	0	1

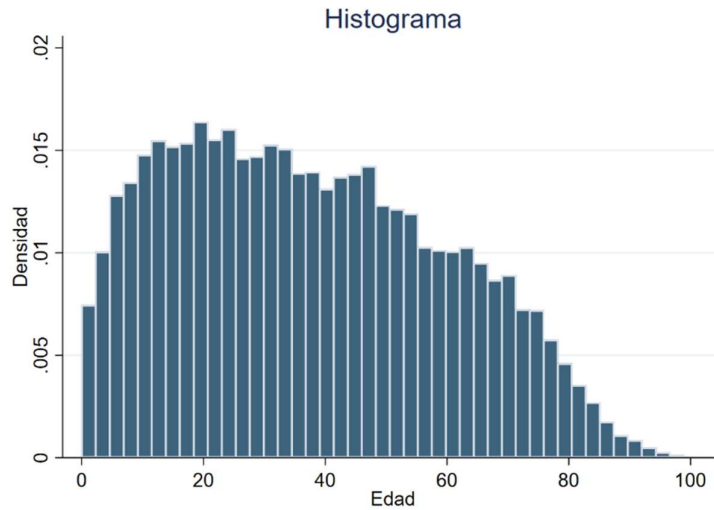
*Nota a:* La variable de edad se construyó con precisión decimal para posicionar correctamente a cada individuo respecto a los umbrales. Para ello, se tomó como fecha de referencia de la encuesta el 15 de noviembre de 2024, se calculó la diferencia en días con la fecha de nacimiento y se normalizó a años. Las observaciones con valores inconsistentes o implausibles fueron excluidas del cálculo, lo que explica la diferencia en el número de observaciones para esta variable.

*Nota b:* Como se observa en la Tabla 1, la muestra final de análisis comprende 38.076 observaciones. Esta cifra difiere del total de 46.860 registros disponibles en el trimestre de la EPH. Esta reducción de 8.784 observaciones se debe a valores perdidos o inconsistentes en la variable CH05 (fecha de nacimiento), la cual es indispensable para construir la variable definitoria edad (decimal). Dado que la metodología de Regresión Discontinua requiere obligatoriamente una variable definitoria precisa, todas las estimaciones del modelo RDD y las pruebas de robustez se realizan sobre esta submuestra de 38.076 observaciones que cuentan con una edad válida.

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

La Figura 1 presenta el histograma de la edad en la muestra, revelando una distribución amplia y heterogénea. La distribución exhibe una asimetría positiva, con una cola a la derecha que refleja la presencia de adultos mayores, y una mayor densidad de observaciones en los tramos de edad más bajos y laboralmente activos.

Figura 1: Histograma Edad decimal



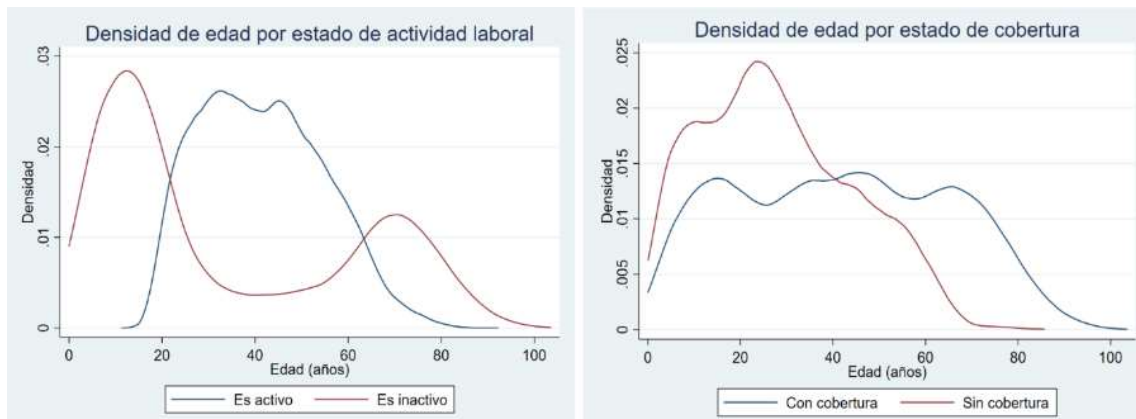
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

Esta heterogeneidad etaria es un hallazgo descriptivo clave, ya que subraya la importancia de utilizar un enfoque local como el de la regresión discontinua. Asimismo, la presencia de picos en la distribución, potenciales *mass points* en edades enteras, es un factor que debe ser considerado en la estimación econométrica para asegurar la robustez de los resultados.

Figura 2: Densidad de edad por Características Individuales

Figura 2a: Por estado de actividad laboral

Figura 2b: Por estado de cobertura



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

El gráfico de densidad por condición de actividad (Figura 2a) muestra la dinámica del mercado laboral. La población inactiva presenta una distribución bimodal, con una alta concentración en los extremos del ciclo de vida: jóvenes insertos en el sistema educativo y

adultos mayores que ya se han retirado del mercado de trabajo. La población activa, por su parte, dibuja una "U" invertida que representa el período de mayor participación laboral, entre el fin de la etapa formativa y el comienzo de la jubilación.

Por su parte, el gráfico por estado de cobertura (Figura 2b) refleja que la curva de quienes no tienen cobertura tiene un pico pronunciado en las edades jóvenes, evidenciando una ventana de vulnerabilidad: es el período en que los individuos ya han perdido la protección del plan familiar pero aún no han logrado una inserción laboral formal que les provea una obra social propia. En contraste, la distribución de quienes sí tienen cobertura se desplaza marcadamente hacia la derecha, reflejando las tres grandes etapas de protección en el sistema argentino: la cobertura por dependencia familiar en la niñez y adolescencia, la obtenida a través del empleo registrado durante la vida adulta y, finalmente, la cobertura casi universal que provee el sistema de seguridad social para el sector pasivo en la etapa de jubilación. Ambos patrones se explican por el diseño normativo de la Ley N° 23.660, que establece los límites de edad para la cobertura como beneficiario dependiente.

En conjunto, estas dinámicas justifican la pertinencia de utilizar umbrales etarios para la identificación, sumado a que también contextualizan la idea central de esta investigación: se está analizando un *shock* que ocurre precisamente en la transición de una etapa a otra, lo que subraya la necesidad de controlar por la función continua de la edad para aislar el efecto causal de interés.

A continuación, se presenta la Tabla 2, que muestra la prueba de diferencia de edad según la cobertura de salud y la condición de actividad laboral de los individuos de la muestra.

Tabla 2: Prueba de Diferencia de Medias de Edad por Grupo

Comparación	Grupo	Obs.	Media (años)	Error Est.	Desvío Est.	IC 90%
Edad según cobertura	Sin cobertura	12.379	28,05	0,15	16,49	[27,80 ; 28,29]
	Con cobertura	25.697	41,98	0,14	23,07	[41,74 ; 42,21]
	Diferencia	-	-13,93	0,23	-	[-14,31 ; -13,55]
Edad según condición de actividad	Inactivo	19.700	33,64	0,20	27,45	[33,32 ; 33,96]
	Activo	18.376	41,53	0,10	13,24	[41,37 ; 41,69]
	Diferencia	-	-7,89	0,22	-	[-8,25 ; -7,52]

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

Los contrastes de media presentados en la Tabla 2 revelan diferencias estadísticamente significativas de edad entre los grupos de análisis. La edad promedio de los

individuos sin cobertura de salud es de 28,05 años, menor a los 41,98 años del grupo con cobertura.

Una dinámica similar, aunque menos pronunciada, se observa al comparar por condición de actividad. Los individuos inactivos son en promedio 7,9 años más jóvenes que los activos (33,64 vs. 41,53 años), una diferencia también estadísticamente significativa.

Estos hallazgos tienen dos implicaciones metodológicas de gran importancia para esta investigación. Primero, confirman que la edad es un determinante central tanto de la cobertura como de la participación laboral, justificando la pertinencia de utilizar umbrales etarios para la estrategia de identificación. Segundo, subrayan la necesidad de que el modelo de regresión discontinua controle con precisión la función continua de la edad, para así aislar el efecto del umbral de cualquier sesgo por confusión derivado de estas tendencias asociadas al ciclo de vida.

### 3.5. Modelo econométrico: Regresión Discontinua Difusa (RDD)

El modelo de Regresión Discontinua (RD) es una metodología ampliamente utilizada en economía aplicada para identificar efectos causales cuando la asignación a un tratamiento se basa en si una variable continua supera un punto de corte específico. Su principio es que los individuos situados cerca del punto de corte son comparables en todas las características, salvo por la elegibilidad al tratamiento. Dentro de este enfoque se distinguen dos modalidades: Regresión Discontinua *Sharp*, cuando la regla se cumple de forma perfecta, y Regresión Discontinua Difusa, cuando la probabilidad de recibir el tratamiento cambia de manera no determinística en el umbral.

En la versión *Sharp*, la asignación al tratamiento ( $Z_i$ ) está determinada de manera exacta por la variable de corte ( $G_i$ ): todos los individuos que se ubican por debajo del umbral ( $k$ ) reciben el tratamiento, mientras que ninguno de los que superan el umbral lo recibe. Formalmente, si se define  $G_i$  a la variable de asignación (edad) y  $Z_i$  a la asignación (elegibilidad), la regla de tratamiento se define mediante una función indicadora tal como  $Z_i = 1 \{G_i < k\}$ .

Sin embargo, existen casos en donde la regla de asignación no se cumple de manera perfecta. En estos casos, el umbral define un cambio abrupto en la probabilidad de recibir el

tratamiento, no todos los individuos elegibles efectivamente lo reciben, y algunos no elegibles logran acceder a él. Estos casos corresponden al diseño RDD, caracterizado por un incumplimiento parcial, Aguilar & López (s.f.).

En el diseño RDD, la probabilidad de recibir el tratamiento efectivo ( $T_i = 1$ ) presenta un salto discontinuo en el umbral  $k$ , pero no pasa de 0 a 1. Esta condición fundamental del *First Stage* (primera etapa) establece que la probabilidad de tener cobertura ( $T_i$ ) debe cambiar abruptamente en el umbral ( $k$ ) de la variable de asignación ( $G_i$ , la edad). Formalmente:

$$\lim_{g \rightarrow k^-} P(T_i = 1 | G_i = g) \neq \lim_{g \rightarrow k^+} P(T_i = 1 | G_i = g),$$

donde:

- $\lim_{g \rightarrow k^-} P(T_i = 1 | G_i = g)$ : es el límite de la probabilidad de tener cobertura cuando la edad ( $g$ ) se aproxima al umbral  $k$  desde valores inferiores (es decir, justo antes de cumplir 21 o 26 años).
- $\lim_{g \rightarrow k^+} P(T_i = 1 | G_i = g)$ : es el límite de la probabilidad de tener cobertura cuando la edad ( $g$ ) se aproxima al umbral  $k$  desde valores superiores (es decir, justo después de cumplir 21 o 26 años).

Esta ecuación formaliza que la probabilidad de tener cobertura de salud ( $T_i$ ) cambia abruptamente al cruzar el umbral de edad ( $k$ ) establecido por la ley. Es esta discontinuidad en la probabilidad de tratamiento *First Stage*, causada por la variable de asignación ( $G_i$ ), lo que nos permite usar la regla de asignación (el instrumento  $Z_i$ ) para estimar el efecto causal de la cobertura ( $T_i$ ) sobre los resultados laborales.

La existencia de este salto en las probabilidades refleja la presencia de un grupo de individuos que modifican su comportamiento al ser asignados, denominados *compliers*. El estimador en este caso corresponde al Efecto Local Promedio del Tratamiento (*LATE* por sus siglas en inglés).

Para definir formalmente los componentes, se utiliza la letra griega  $\tau$  (tau) para denotar el parámetro del efecto que buscamos estimar (a diferencia de  $T_i$ , que es la variable de tratamiento para el individuo).

Así, el estimador *LATE* (denotado como  $\tau_{LATE}$ ) se calcula como la razón entre:

1. El efecto de la asignación sobre el resultado, conocido como el *Intent to Treat* ( $\tau_{ITT}$ ).
2. El efecto de la asignación sobre la probabilidad de recibir el tratamiento, conocido como el *First Stage* ( $\tau_{FS}$ ).

$$\tau_{LATE} = \frac{\tau_{ITT}}{\tau_{FS}}$$

Este punto es de vital importancia para la interpretación de resultados: mientras el diseño *Sharp* identifica directamente el efecto del tratamiento, el diseño discontinuo estima el efecto causal únicamente para el subgrupo de *compliers*, es decir, aquellos cuya decisión de recibir el tratamiento depende de su elegibilidad.

El modelo de Regresión Discontinua Difusa permite identificar efectos causales cuando la asignación del tratamiento presenta una discontinuidad en su probabilidad, pero no un cambio determinístico de 0 a 1, como ocurre en un diseño *Sharp*. La ley previamente citada, establece umbrales de edad para la finalización de la cobertura médica familiar, generando un salto exógeno en la probabilidad de mantener seguro de salud. Sin embargo, en este salto se presenta una aleatoriedad en la asignación del tratamiento: en la práctica, no todos los individuos pierden automáticamente la cobertura al cumplir la edad límite, debido a posibles excepciones como aportes voluntarios, extensiones temporales, convenios especiales o empleo formal inmediato. En términos metodológicos, el diseño RDD utiliza este cambio discontinuo en la probabilidad como un instrumento para estimar el efecto local de tener seguro de salud sobre la participación en el mercado laboral. La especificación consiste en estimar, en primer lugar, el impacto del umbral sobre la probabilidad de recibir el tratamiento y, en segundo lugar, el efecto de dicho tratamiento sobre la participación laboral, utilizando la variación generada por el umbral como fuente de identificación. Al comparar individuos situados muy cerca de los límites de edad, que son similares en todas las características observables y en la evolución continua de las no observables, el modelo RDD aísla la variación puramente atribuible a la pérdida o extensión del seguro. De este modo, se obtiene una estimación válida del efecto causal.

### **RDD y tipos de individuos**

En el diseño implementado en esta investigación, es necesario distinguir entre dos variables fundamentales:

- Asignación al tratamiento ( $Z_i$ ): indica si un individuo es elegible de acuerdo con la regla (por ejemplo, tener menos de 21 años). Se define como una función discontinua de la variable de corte:

$$Z_i = 1 \{G_i < k\},$$

donde  $G_i$  es la variable de corte, edad en este caso, y  $k$  el umbral (21 o 26 años).

- Tratamiento efectivo ( $T_i$ ): indica si el individuo efectivamente recibe el tratamiento, contar con cobertura de salud en nuestro caso. Formalmente:

$$T_i = T_i(Z_i)$$

La diferencia clave es que  $Z_i$  refleja la regla institucional, mientras que  $T_i$  refleja el comportamiento real de las personas frente a esa regla.

Dado que el cumplimiento no es perfecto, los individuos pueden clasificarse en cuatro grupos: *always-takers* (reciben cobertura, aunque no sean elegibles), *never-takers* (no reciben cobertura, aunque sí sean elegibles), *compliers* (siguen la regla) y *defiers* (hacen lo contrario a la regla, este tipo de comportamiento es inusual, pero conceptualmente existe).

En Argentina, la Ley 23.660 establece que la cobertura de salud familiar se extiende hasta los 21 años, con posibilidad de prórroga hasta los 26 si el joven continúa estudiando. Esto genera dos umbrales naturales (21 y 26 años), que se utilizarán para estimar el efecto de la pérdida o extensión de cobertura sobre la participación laboral juvenil.

### **Estimadores básicos: ITT, First Stage y LATE**

El diseño de Regresión Discontinua Difusa permite la estimación de tres parámetros fundamentales que, en conjunto, permiten responder a la pregunta de investigación. A continuación, se define cada uno de ellos y se interpreta en el contexto de este trabajo.

#### **Intent to Treat (ITT)**

El *ITT*, mide el impacto de la asignación al tratamiento sobre la variable de resultado, independientemente de si los individuos efectivamente reciben o no el tratamiento. En este estudio, responde a la pregunta: ¿En qué medida cambia la participación laboral de los jóvenes al cruzar el umbral de edad definido por la ley? Formalmente, el *ITT* se estima como la magnitud de la discontinuidad en la variable de resultado  $Y_i$  (participación laboral) en el punto de corte  $k$ :

$$\tau_{ITT} = \lim_{g \rightarrow k^+} E [Y_i | G_i = g] - \lim_{g \rightarrow k^-} E [Y_i | G_i = g]$$

Este estimador es de gran interés, ya que captura el efecto de los umbrales de edad de la Ley N° 23.660 sobre la participación laboral.

### **First Stage**

*First Stage* mide el efecto de la asignación sobre la toma efectiva del tratamiento. Su función es cuantificar la relevancia y la fuerza del instrumento. Responde a la pregunta: ¿En qué medida cambia la probabilidad de tener cobertura de salud al cruzar el umbral de edad? Formalmente, se estima como la magnitud de la discontinuidad en la variable de tratamiento  $T_i$  (tener cobertura de salud) en el punto de corte  $k$ :

$$\tau_{FS} = \lim_{g \rightarrow k^+} E[T_i | G_i = g] - \lim_{g \rightarrow k^-} E[T_i | G_i = g]$$

Un estimador *First Stage* ( $\tau_{FS}$ ) estadísticamente significativo es la condición de relevancia instrumental, la cual es necesaria para la identificación del efecto causal (*LATE*). Demuestra que el umbral de edad de la ley efectivamente genera un "salto" en la probabilidad de tener cobertura, confirmando que el instrumento es relevante para explicar la tenencia de un seguro de salud.

### **El Efecto Local Promedio del Tratamiento (LATE)**

El *LATE* mide el efecto causal del tratamiento (tener cobertura de salud) sobre la variable de resultado (participación laboral) para la submuestra de *compliers*. Dicho grupo, en este contexto, está constituido por aquellos jóvenes cuyo estatus de cobertura cambia precisamente por la regla de edad: tienen cobertura justo antes del umbral porque son elegibles y la pierden justo después porque dejan de serlo.

Para calcular el efecto promedio del tratamiento real (no solo de la asignación), se necesitan dos supuestos adicionales:

- **Independencia de asignación:** los posibles resultados (si toman o no el tratamiento) no dependen de si fueron asignados. Esto es para asegurar que las diferencias en los resultados alrededor del corte se deban al tratamiento y no a otra característica ligada a la asignación
- **Monotonicidad:** nadie hace lo contrario a la regla (no hay *defiers*), lo que permite identificar claramente a los *compliers* y aislar su efecto.

El estimador *LATE* se obtiene dividiendo el efecto de la asignación sobre el resultado (*ITT*) por el efecto de la asignación sobre el tratamiento (*First Stage*):

$$\tau_{LATE} = \frac{\tau_{ITT}}{\tau_{FS}}$$

Este cociente ajusta el efecto total de la regla (*ITT*) por la proporción de individuos que efectivamente cumplen con ella (*First Stage*), revelando así el efecto "puro" del tratamiento para quienes son sensibles al instrumento. Su interpretación responde a la pregunta: para aquellos jóvenes que pierden la cobertura de salud familiar precisamente al cumplir la edad límite, ¿cuál es el efecto causal de dicha pérdida sobre su decisión de participar en el mercado laboral?

En particular, para esta investigación, se definen los siguientes componentes del modelo:

- Variable de asignación: edad ( $G_i$ ).
- Puntos de corte:  $k_1 = 21$  si no estudian y  $k_2 = 26$  si estudian.
- Asignación:  $Z_i$ , elegibilidad legal.
- Tratamiento efectivo:  $T_i$ , tener cobertura de salud.
- Resultado:  $Y_i$ , participación laboral.
- El estimador *LATE* se calcula como:

$$\tau_{LATE} = \frac{\lim_{g \rightarrow k^+} E [Y_i | G_i = g] - \lim_{g \rightarrow k^-} E [Y_i | G_i = g]}{\lim_{g \rightarrow k^+} E [T_i | G_i = g] - \lim_{g \rightarrow k^-} E [T_i | G_i = g]}$$

donde el numerador captura el salto en la participación laboral en torno al punto de corte (*ITT*), mientras que el denominador mide el salto en la probabilidad de mantener cobertura médica (*First Stage*). La interpretación del estimador *LATE* ( $\tau_{LATE}$ ) corresponde al efecto causal de contar con cobertura de salud sobre la participación laboral, pero únicamente para el grupo de *compliers*, es decir, aquellos jóvenes cuya decisión de mantener la cobertura depende estrictamente de si se encuentran antes o después del umbral de edad.

## 4. Resultados y Pruebas de Robustez

### 4.1. Resultados Principales

De acuerdo con las prácticas de la literatura, la estimación se implementa mediante polinomios locales para aproximar la función de regresión en el entorno del umbral (Cattaneo & Titiunik, 2022). Para optimizar la precisión del estimador en la muestra, se utiliza un ancho de banda óptimo que minimiza el error cuadrático medio, concentrando la estimación en observaciones cercanas al punto de corte. Además, se aplica un esquema de ponderación a

través de un *Kernel Epanechnikov*, el cual ha demostrado ser asintóticamente eficiente (Fan & Gijbels, 1996). Finalmente, para asegurar la validez de las inferencias, se utiliza el procedimiento propuesto por Calonico *et al.* (2014), que permite obtener errores estándar robustos y corregidos por sesgo. En este marco, la hipótesis nula  $H_0$  que se contrasta es que no existe una discontinuidad en la variable resultado en el punto de corte, es decir, que el efecto causal local (*LATE*) es igual a cero.

El uso de microdatos de la EPH, fuente representativa y de alta calidad para Argentina, permite aplicar esta metodología para obtener evidencia sobre la relación entre el acceso a la cobertura de salud y la participación laboral de los jóvenes.

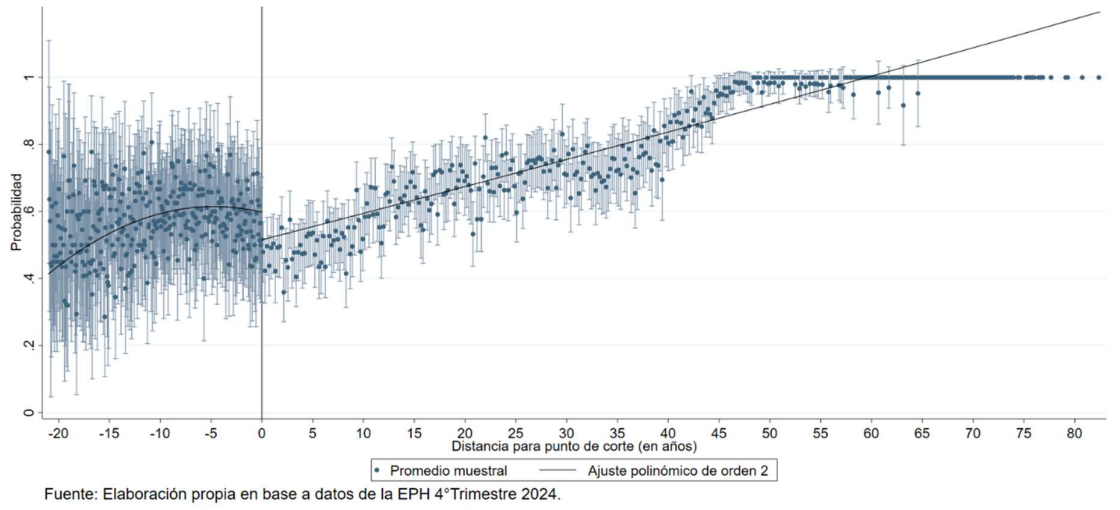
A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones del modelo de RDD para los dos umbrales de edad definidos por la ley. Para cada umbral, se analiza primero el efecto de la regla de asignación (cruzar el umbral de edad) sobre la probabilidad de tener cobertura de salud (*First Stage*) y sobre la participación laboral (*ITT*). Finalmente, combinando estos dos efectos, se estima el Efecto Local Promedio del Tratamiento (*LATE*), que representa el impacto causal de la cobertura sobre la participación laboral para los individuos. Se rechazará la hipótesis nula ( $H_0$ ) de ausencia de efecto si el  $p$  – *valor* asociado al estimador es menor al nivel de significancia  $\alpha = 0,10$ .

#### 4.1.1. Análisis en el umbral de 21 años

El primer análisis se centra en el umbral de los 21 años, momento en que finaliza la elegibilidad general para la cobertura de salud familiar.

La Figura 3 ilustra visualmente la relación entre la edad y la probabilidad de tener cobertura de salud (*First Stage*). Se observa una discontinuidad en el punto de corte, lo que sugiere que la normativa puede tener un efecto real en los jóvenes.

Figura 3: Efecto de la asignación sobre la probabilidad de contar con cobertura de salud - 21 años



La Tabla 3 cuantifica formalmente este efecto. La estimación de la primera etapa muestra que, al cruzar el umbral de 21 años, la probabilidad de contar con cobertura de salud disminuye en 9 puntos porcentuales ( $Coef. = -0,09$ ), un resultado significativamente distinto de 0 con un nivel de confianza del 90% ( $p - valor = 0,09 < \alpha = 0,10$ ). Este hallazgo valida la relevancia del instrumento, indicando que la ley genera un salto detectable en la tenencia de cobertura. Por su parte el *ITT* asociado es de 0,08, lo que da indicios de un cambio marginal en la participación laboral.

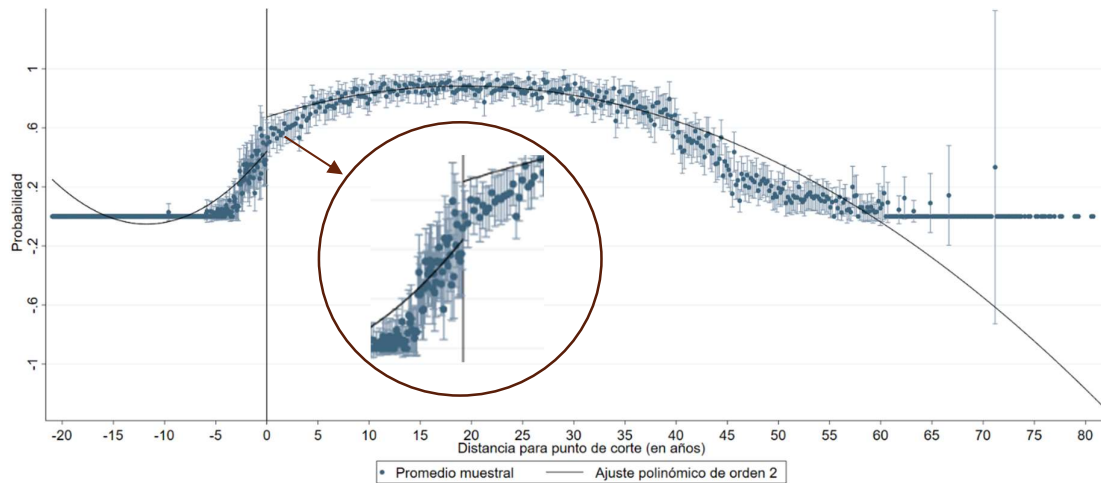
Tabla 3: Resultados del Modelo RDD (Umbral 21 años)

Corte	Estimación	Variable	Coef.	Error Est.	P-Valor	IC 90%
21	<i>First Stage</i>	Cobertura	-0,09	0,05	0,09	[-0,18 ; -0,00]
	<b>LATE</b>	<b>Activo</b>	<b>-0,89</b>	<b>0,76</b>	<b>0,49</b>	<b>[-1,97 ; 0,82]</b>

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

Al estimar el *LATE*, se obtiene un coeficiente de -0,89, no significativamente distinto de 0 ( $p - valor = 0,49 > \alpha = 0,10$ ). En consecuencia, si bien la normativa genera un cambio detectable en la cobertura, no es posible afirmar estadísticamente que dicha pérdida cause un cambio en la participación laboral de los jóvenes en el entorno del umbral.

Figura 4: Efecto de la asignación sobre la participación laboral juvenil - 21 años



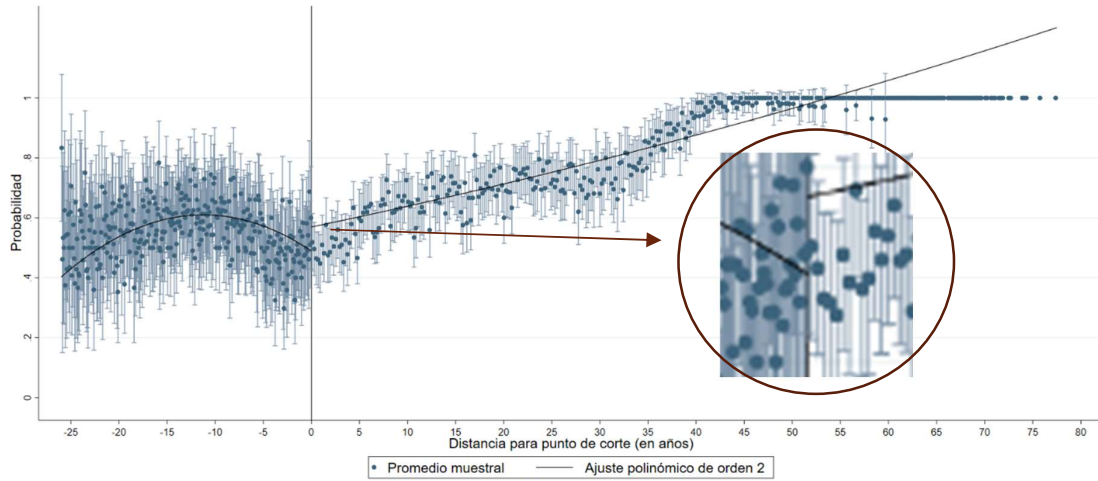
Concluyendo, aunque el umbral de 21 años reduce la probabilidad de tener cobertura, no se encuentra evidencia estadística robusta de que esta pérdida se traduzca en un cambio inmediato en la participación laboral de los jóvenes afectados.

#### 4.1.2. Análisis en el umbral de 26 años

El segundo análisis se centra en el umbral de los 26 años, momento en que finaliza de forma definitiva la cobertura familiar para quienes la mantenían por estudios.

La Figura 5 ilustra la relación entre la edad y la probabilidad de tener cobertura de salud (*First Stage*). A diferencia del umbral de 21 años, no se observa una discontinuidad visible en el punto de corte. En la Tabla 4 se cuantifica formalmente este resultado: la estimación de la primera etapa muestra que no es significativamente distinta de 0 ( $p - valor = 0,92 > \alpha = 0,10$ ).

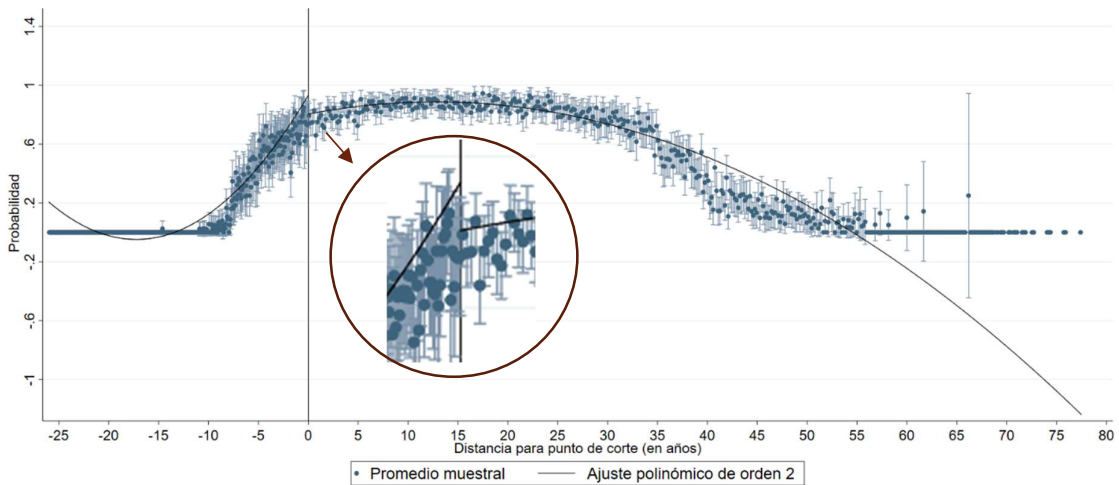
Figura 5: Efecto de la asignación sobre la probabilidad de contar con cobertura de salud - 26 años



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

La falta de significancia en la primera etapa indica que el umbral de 26 años no genera un cambio detectable en la probabilidad de cobertura. Esto sugiere que, en la práctica, el corte estipulado por la Ley N° 23.660 no es relevante para la sociedad al momento de tomar decisiones sobre la cobertura de salud, ya que no produce una discontinuidad real en el comportamiento de los individuos.

Figura 6: Efecto de la asignación sobre la participación laboral juvenil - 26 años



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

La Figura 6 y la Tabla 4 presentan los resultados para el punto de corte superior de la ley. Dado que el *LATE* no es estadísticamente significativo ( $p - valor = 0,78$ ), se concluye que no se detecta un efecto causal de la cobertura sobre la participación laboral en este umbral.

Tabla 4: Resultados del Modelo RDD (Umbral 26 años)

Corte	Estimación	Variable	Coef.	Error Est.	P-Valor	IC 90%
26	First Stage	Cobertura	0,02	0,06	0,92	[-0,10 ; 0,11]
	<b>LATE</b>	<b>Activo</b>	<b>-2,25</b>	<b>9,431</b>	<b>0,78</b>	<b>[-20,41 ; 14,49]</b>

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

Concluyendo, el umbral de 26 años no presenta una discontinuidad significativamente distinta de 0, ni en la cobertura de salud, ni en la participación laboral. Esto implica que el punto de corte no constituye un instrumento que permite detectar un efecto causal en esta muestra.

## 4.2 Pruebas de Robustez

### 4.2.1. Heterogeneidad por subgrupos

Con el objetivo de evaluar la consistencia de los resultados principales y explorar posibles diferencias en la intensidad del efecto, se realiza un análisis por subgrupos. Este enfoque permite examinar si la relevancia del umbral institucional y su impacto en la cobertura de salud y la participación laboral difieren según características individuales como sexo, estado civil y nivel educativo. La Tabla 5 presenta las estimaciones de la primera etapa (*First Stage*) y del estimador *LATE* para cada subgrupo y punto de corte.

Tabla 5: Análisis de Heterogeneidad de los Estimadores RDD por Subgrupos

Variable	Subgrupo	Corte	First Stage			LATE		
			Coef.	Error Est.	P-Valor	Coef.	Error Est.	P-Valor
Sexo	Hombres	21	-0,17	0,07	0,01	-0,51	0,39	0,40
		26	-0,01	0,08	0,79	1,65	12,37	0,90
Estado civil	Casados	21	-0,31	0,43	0,43	-0,02	0,92	0,84
		26	-0,35	0,17	0,03	-0,31	0,56	0,60
	Solteros	21	-0,10	0,06	0,18	-0,49	0,69	0,44
		26	0,03	0,08	0,83	-1,52	4,91	0,70
Nivel educativo	Sec. Incompleto	21	0,08	0,17	0,66	2,98	5,94	0,63
		26	-0,08	0,13	0,43	-1,86	2,89	0,57
	Sec. Completo	21	-0,32	0,25	0,26	0,36	0,47	0,29
		26	0,05	0,17	0,90	0,71	3,09	0,74
	Univ. Incompleto	21	-0,06	0,10	0,56	-0,11	2,16	0,91
		26	0,02	0,19	0,99	-1,94	32,29	0,97
	Univ. Completo	21	-3,71	4,45	0,40	1,66	1,64	0,33
		26	-0,08	0,12	0,39	-1,76	2,82	0,77

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

El análisis por subgrupos muestra heterogeneidad en la relevancia del umbral institucional para la tenencia de cobertura y confirma que no hay un efecto causal de dicha cobertura sobre la participación laboral para los subgrupos analizados.

En particular, la evidencia local sugiere que, entre los hombres, el umbral de 21 años genera una caída clara y estadísticamente significativa en la probabilidad de mantener cobertura familiar ( $p - valor = 0,01$ ), lo que indica una mayor exposición de este subgrupo al *shock* normativo. No obstante, para los mismos hombres el estimador *LATE* sobre la probabilidad de estar activo resulta no significativamente distinto de 0 ( $p - valor = 0,40$ ), por lo que no es posible afirmar que la pérdida de cobertura desencadene cambios laborales inmediatos para este grupo.

En cuanto al estado civil, entre las personas solteras de 21 años, tanto la primera etapa como el *LATE* resultan no significativamente distintos de 0 ( $p$ -valores de 0,18 y 0,44 respectivamente). Los individuos casados muestran un patrón distinto: no se observa una primera etapa robusta en 21 años ( $p - valor = 0,43$ ), pero sí hay evidencia de un salto significativamente distinto de 0 en la cobertura en torno a 26 años para este subgrupo ( $p - valor = 0,03$ ). Sin embargo, las estimaciones del *LATE* en ambos umbrales para los casados resultan no significativamente distintas de 0 ( $p - valores = 0,84$  y  $0,60$ ), lo que impide derivar conclusiones causales sobre su efecto en la actividad laboral. En resumen, la presencia de señales significativamente distintas de 0 en la primera etapa para ciertos subgrupos (hombres

a los 21; casados a los 26) sugiere que la normativa impacta significativamente en la protección sanitaria, aunque ese impacto en cobertura no se traduce de manera clara y consistente en incentivos laborales medibles en el corto plazo.

Los análisis por nivel educativo muestran que, en general, no hay pruebas robustas de discontinuidades significativamente distintas de 0 en la cobertura ni de estimadores *LATE* interpretables. En consecuencia, la falta de efectos *LATE* significativamente distintos de 0 en la mayoría de los subgrupos refuerza la interpretación original: la normativa produce pérdidas de cobertura localizadas en ciertos segmentos, pero la evidencia no respalda que dichas pérdidas operen como un impulso generalizado a la participación laboral juvenil.

#### 4.2.2 Prueba de Manipulación de la Densidad

Una condición fundamental para la validez de la regresión discontinua es que los individuos no puedan manipular con precisión su posición relativa al umbral. Si pudieran hacerlo (por ejemplo, alterando estratégicamente su edad reportada cerca del corte), la asignación dejaría de ser localmente aleatoria, invalidando el diseño. Para evaluar este supuesto, se aplicó la prueba de continuidad de la densidad propuesta por McCrary, cuyos resultados se resumen en la Tabla 6.

Tabla 6. Prueba de Manipulación de la Variable de Corte (McCrary)

Corte	Método	P-Valor	Bandwidth	Kernel
21	No restringido	0,11	[7,93 ; 8,07]	Epanechnikov
26	No restringido	0,08	[7,08 ; 9,65]	Epanechnikov

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

La prueba de McCrary analiza si existe un salto significativo en la densidad de la variable definitoria (edad) justo en el punto de corte. Para el umbral de 21 años, el *p* – *valor* asociado es de 0,11, superior al nivel de significancia convencional del 10%. Esto indica que no se rechaza la hipótesis nula de continuidad, sugiriendo ausencia de manipulación en este corte.

Para el umbral de 26 años, el *p* – *valor* es de 0,08, un valor de manera marginal significativamente distinto de 0 al 10%. Si bien es más cercano al umbral de rechazo, no constituye evidencia concluyente de manipulación.

Adicionalmente, se verificó que las estimaciones con y sin el ajuste por *mass points* (repeticiones exactas en la variable *running*) son prácticamente idénticas para ambos

umbrales, lo que confirma la robustez de estos resultados frente a la presencia de valores repetidos en la edad.

En conjunto, los resultados de la prueba respaldan razonablemente el supuesto de no manipulación de la variable de edad en torno a los umbrales legales, fortaleciendo la validez interna del diseño de regresión discontinua implementado.

### 4.2.3. Pruebas de Placebo con Falsos Puntos de Corte

Para confirmar que los efectos son específicos de los umbrales legales, se realizaron pruebas de placebo estimando el modelo RDD en puntos de corte donde no ocurre ningún cambio normativo (18, 20, 22 y 24 años). Los resultados se presentan en la Tabla 7.

Tabla 7. Resultados de las Pruebas de Placebo en Falsos Puntos de Corte

Corte	Obs.	First Stage			LATE		
		Coef.	Error Est.	P-Valor	Coef.	Error Est.	P-Valor
18	37.696	0,07	0,05	0,22	1,65	1,34	0,58
20	37.696	-0,02	0,04	0,98	-4,39	10,06	0,73
21	37.696	-0,09	0,05	0,09	-0,89	0,76	0,49
22	37.696	-0,06	0,04	0,20	0,06	0,57	0,09
24	37.696	-0,01	0,04	0,70	2,67	8,43	0,91
26	37.696	0,02	0,06	0,92	-2,25	9,43	0,78

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4° Trimestre 2024.

Como se puede visualizar en la Tabla 7, en ninguno de los falsos umbrales (18, 20, 22 y 24 años) se observa un salto estadísticamente significativo ( $\alpha = 0,10$ ) en la primera etapa (*First Stage*), es decir, en la probabilidad de mantener cobertura médica. Los *p* – valores para estos cortes son todos superiores a 0,10.

Asimismo, los efectos estimados sobre la participación laboral (*LATE*) resultan no significativamente distintos de 0 para todos los cortes falsos analizados, con la excepción marginal del corte a los 22 años, donde el *LATE* estimado es 0,06 (*p* – valor = 0,09). Sin embargo, dado que la primera etapa en este mismo corte resulta no significativamente distinta de 0 (*p* – valor = 0,20), este *LATE* carece de una interpretación causal clara.

Estos resultados refuerzan la validez del diseño RDD en el umbral legal de 21 años. Indican que la discontinuidad detectada en la cobertura a los 21 años (*p* – valor = 0,09 en la primera etapa marginal y significativamente distinto de 0 al 10%) no responde a una

tendencia general de la edad, sino que se asocia específicamente a la pérdida de elegibilidad establecida por la Ley N.º 23.660. La ausencia de efectos significativamente distintos de 0 en los cortes placebo fortalece la confianza en que el diseño captura un fenómeno localizado en el umbral normativo de interés.

#### 4.2.4. Análisis de Sensibilidad a la Especificación del Modelo

Finalmente, se evaluó la sensibilidad de los resultados del umbral de 21 años ante distintas especificaciones del modelo, variando el método de selección del ancho de banda (óptimo simétrico vs. asimétrico) y el tipo de *Kernel* (*Epanechnikov*, Triangular y Uniforme).

Tabla 8. Análisis de Sensibilidad para el Umbral de 21 años

Corte	Bandwidth	Kernel	Obs. Efect. izq/der	BW izq/der	First Stage		LATE	
					Coef.	P-Valor	Coef.	P-Valor
21	Asimétrico	<i>Epanechnikov</i>	[2.477 ; 4.737]	[4,16 ; 8,26]	-0,11	0,02	-0,78	0,39
			[2.580 ; 2.562]	[4,31 ; 4,31]	-0,09	0,09	-0,89	0,50
	Simétrico*	Triangular	[3.278 ; 3.214]	[5,50 ; 5,50]	-0,10	0,06	-0,73	0,56
		Uniforme	[3.172 ; 3.084]	[5,29 ; 5,29]	-0,11	0,01	-0,62	0,96
26	Asimétrico	<i>Epanechnikov</i>	[1.912 ; 7.446]	[3,27 ; 13,52]	-0,04	0,32	0,63	0,80
			[2.195 ; 2.096]	[3,76 ; 3,76]	0,02	0,92	-2,25	0,78
	Simétrico*	Triangular	[2.526 ; 2.433]	[4,32 ; 4,32]	0,01	0,98	-2,38	0,79
		Uniforme	[4.113 ; 3.958]	[6,98 ; 6,98]	0,05	0,18	-1,20	0,20

Nota\*: El método con ancho de banda simétrico utiliza una misma ventana de observaciones a ambos lados del punto de corte, mientras que el asimétrico ajusta ventanas diferentes para cada lado, optimizando la precisión de la estimación en cada grupo.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH 4º Trimestre 2024.

Los resultados del análisis presentado en la Tabla 8 muestran consistencia en los hallazgos principales. Para el umbral de 21 años, en todas las especificaciones, el coeficiente de la primera etapa es negativo, indicando una caída en la cobertura de entre 9 y 11 puntos porcentuales. La significancia estadística de este salto es robusta, con p-valores que oscilan entre 0,01 y 0,09, todos ellos inferiores o iguales a  $\alpha = 0,10$ . De manera igualmente consistente, el estimador *LATE* para este umbral permanece no significativamente distinto de 0 en todas las variantes (*p* – valores entre 0,39 y 0,96).

Para el umbral de 26 años, ninguna de las especificaciones arroja resultados significativamente distintos de 0. Tanto la primera etapa como el *LATE* presentan coeficientes

cercanos a cero o con errores estándar muy elevados, y p-valores consistentemente superiores a 0,10.

Esta estabilidad en los resultados a través de diferentes métodos de selección de ancho de banda y tipos de *Kernel* refuerza la conclusión principal: si bien la ley genera una caída observable y significativamente distinta de 0 en la cobertura a los 21 años, no hay evidencia suficiente para afirmar que esto provoque un cambio causal significativo en la participación laboral.

## 5. Conclusiones y Discusión

Esta investigación tuvo como objetivo principal cuantificar el efecto causal del acceso al seguro de salud sobre la participación laboral de los jóvenes en Argentina, utilizando la discontinuidad generada por los umbrales de edad de la Ley N° 23.660. Se buscó responder si la variación de la cobertura médica familiar influye en la inserción en el mercado laboral.

Los resultados clave del análisis de RDD se centran en dos umbrales. Para el umbral de 21 años, se detectó una discontinuidad estadísticamente significativa ( $p - valor = 0,09$ ), en la probabilidad de tener cobertura de salud (*First Stage*). Este hallazgo valida que la ley efectivamente genera un shock en el acceso al seguro para los jóvenes en este punto. Sin embargo, este cambio en la cobertura no parece traducirse en una respuesta laboral inmediata, el estimador *LATE*, que mide el impacto causal para los *compliers*, no resulta significativo ( $p - valor = 0,49$ ). Por lo tanto, no se encuentra evidencia estadística de que la variación de la cobertura médica del plan familiar a los 21 años cause un cambio inmediato en la participación laboral.

En cuanto al umbral de 26 años, no se detectó una discontinuidad significativa en la probabilidad de contar con cobertura de salud (*First Stage*,  $p - valor = 0,92$ ). Esto indica que este umbral actúa como un instrumento irrelevante en la muestra analizada. El *LATE* ( $p - valor = 0,78$ ) sobre la participación laboral no resulta significativo.

Finalmente, las pruebas auxiliares respaldan estas conclusiones. La prueba de McCrary sugiere la ausencia de manipulación significativamente distinta de 0 de la variable edad en torno a los umbrales. Asimismo, las pruebas de placebo en cortes falsos no mostraron efectos significativamente distintos de 0, reforzando que la discontinuidad en cobertura a los 21 años es específica de ese umbral legal. Además, los resultados se mantuvieron razonablemente estables ante distintas especificaciones de *bandwidth* y *Kernel*.

Los resultados de esta investigación ofrecen un enfoque interesante sobre la interacción entre la normativa de cobertura de salud familiar y las decisiones de participación laboral de los jóvenes en Argentina.

El resultado más relevante surge en el umbral de los 21 años. El resultado central es la ausencia de un efecto causal (*LATE*) significativo sobre la participación laboral, a pesar de que la ley sí genera una caída significativa en la cobertura (*First Stage*). Esta aparente desconexión entre el *shock* de cobertura y la respuesta laboral requiere una interpretación cuidadosa, ya que varias explicaciones son posibles y no mutuamente excluyentes.

Una primera posibilidad es que el efecto causal sea nulo o simplemente demasiado pequeño para ser detectado; para los *compliers*, la pérdida de cobertura familiar podría no constituir un incentivo lo suficientemente fuerte como para inducir un cambio inmediato en su decisión laboral. En segundo lugar, el ingreso al mercado laboral podría exhibir respuestas demoradas. Es posible que los jóvenes necesiten un período de ajuste para buscar empleo o reconsiderar sus alternativas, generando efectos que se manifiesten con posterioridad al momento exacto del corte. El diseño RDD, al capturar únicamente el impacto inmediato, no detecta estas respuestas tardías. Cabe destacar que, al analizar el corte artificial de 22 años, se observa un *LATE* significativo ( $p - valor = 0,09$ ), aunque este resultado carece de una interpretación causal rigurosa debido a la falta de significancia en su propia primera etapa ( $p - valor = 0,20$ ). Sin embargo, esta observación podría ser indicativa de dinámicas laborales que suceden con cierto rezago.

Además, los jóvenes podrían transitar rápidamente a otras formas de cobertura alternativa (seguro del cónyuge, prepaga individual, o depender del sistema público), disminuyendo la urgencia de buscar un empleo formal solo por el seguro de salud. Finalmente, esta falta de reacción puede explicarse por factores de la economía del comportamiento. Sesgos cognitivos como el sesgo de presente o la ilusión de inmortalidad juvenil, que consiste en subestimar la propia vulnerabilidad ante riesgos de salud (Weinstein & Klein, 1995), pueden hacer que los jóvenes desestimen la importancia del aseguramiento médico. A su vez, el sesgo de optimismo, que induce a sobreestimar la probabilidad de experimentar resultados positivos (Sharot, 2011), puede reducir la percepción de riesgo y, por lo tanto, generar que los jóvenes no reaccionen ante la pérdida de cobertura.

En contraste, la irrelevancia del umbral de 26 años (dada la falta de un *First Stage* significativo) sugiere que, para esta muestra, la regla de extensión por estudios no genera una discontinuidad detectable en la cobertura. Esto puede deberse a varias razones. Por un lado, es posible que exista una baja proporción de *compliers* relevantes; a los 26 años, una gran proporción de los jóvenes ya podría estar inserta en el mercado laboral formal con cobertura

propia o tener cobertura por su pareja, reduciendo el número de personas cuya protección depende exclusivamente de la extensión por estudios. Por otro lado, también es posible que factores conductuales menores, como la subestimación del riesgo o la postergación de decisiones de afiliación, limiten la reacción observable en torno al umbral.

Estos hallazgos se relacionan de forma interesante con la literatura existente. Son consistentes con Anderson et al. (2010), quienes tampoco encontraron efectos causales sobre el mercado laboral (aunque sí sobre el uso de servicios de salud) al analizar la pérdida de dependencia en seguros privados en EE. UU. a los 19 años usando RDD.

En relación con este estudio, los resultados no ofrecen un respaldo claro a un efecto *job-push* inmediato y generalizado derivado de la pérdida de cobertura familiar para los *compliers* en el umbral de 21 años. Si bien la teoría de la elección racional postula que los individuos deberían reaccionar a este *shock* dado que aumenta el riesgo financiero de la inactividad laboral, la ausencia de un *LATE* significativamente distinto de 0 podría indicar que, para este grupo marginal, el incentivo no es suficientemente fuerte, existen costos de búsqueda elevados, o las alternativas (como el sistema público de salud) mitigan la urgencia de la respuesta laboral, al menos en el corto plazo capturado por el RDD.

Es importante reconocer las limitaciones inherentes a este estudio al interpretar sus resultados. En primer lugar, la naturaleza fundamentalmente transversal de los datos de la EPH, aunque cuenta con rotación de paneles, impide analizar efectos dinámicos. No es posible capturar posibles respuestas laborales demoradas tras la pérdida de cobertura, ni comportamientos anticipatorios de los jóvenes que se aproximan al umbral de edad, ya que el diseño RDD captura únicamente el efecto inmediato en el punto de corte. En segundo lugar, la agregación de tipos de cobertura en la variable "cobertura general" impide analizar si la respuesta laboral difiere según la calidad o las características específicas de la cobertura perdida. Finalmente, el alcance geográfico de la EPH se centra en aglomerados urbanos, por lo que los resultados no pueden generalizarse a las áreas rurales de Argentina.

Los hallazgos y limitaciones de este estudio abren varias líneas de investigación futura. Una extensión sería aumentar el tamaño muestral agrupando múltiples trimestres de la EPH para incrementar la precisión de las estimaciones del *LATE*. Asimismo, sería valioso incorporar un análisis dinámico, ya que el diseño RDD transversal actual no captura posibles respuestas laborales demoradas o comportamientos anticipatorios al *shock*. Futuros estudios podrían también expandir el alcance del análisis para profundizar en la heterogeneidad de los efectos y medir otras variables de resultado, como la transición a la formalidad, las horas trabajadas o la continuidad educativa. Finalmente, la no significancia del *First Stage* a los 26 años merece una investigación más profunda, que podría requerir el uso de registros

administrativos o definiciones alternativas de "estudiante regular" para validar el instrumento. Abordar estas líneas permitiría obtener una comprensión más rica de cómo los jóvenes en Argentina navegan esta transición.

En conjunto, los resultados invitan a repensar la relación directa del vínculo entre el acceso a la cobertura de salud y el empleo juvenil en Argentina, destacando la posible influencia de factores contextuales y la necesidad de considerar políticas complementarias para facilitar esta transición.

## 6. Referencias Bibliográficas

- Aguilar Esteva, A. A., & López Ramírez, V. (s.f.). *Notas de Microeconomía Aplicada*.
- Anderson, M., Dobkin, C., & Gross, T. (2010, March). *The effect of health insurance coverage on the use of medical services* (Working Paper No. 15823). National Bureau of Economic Research.
- Barkowski, S. (2016). Does government health insurance reduce job lock and job push? *Journal of Public Economics*, 144, 21–39.
- Barkowski, S. (2020). The labor market effects of Medicaid expansions: Evidence from the Affordable Care Act. *Labour Economics*, 63, 101804.
- Bosch, M., & Campos-Vázquez, R. M. (2014). The trade-offs of welfare policies in labor markets with informal jobs: The case of the “Seguro Popular” program in Mexico. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 71–99.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Farrell, M. H. (2020). Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs. *The Econometrics Journal*, 23(2), 192–210.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014). *Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs*. *Econometrica*, 82(6), 2295–2326.
- Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2022). Regression discontinuity designs. *Annual Review of Economics*, 14(1), 821–851.
- Duggan, M., Goda, G. S., & Jackson, E. (2017). The effects of the Affordable Care Act on health insurance coverage and labor market outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(2), 1–28.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2020). Encuesta permanente de hogares. Consideraciones metodológicas sobre el tratamiento de la información del segundo trimestre de 2020.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2025). Encuesta permanente de hogares. Diseño de registro y estructura para las bases preliminares Hogar y Personas. [https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/EPH\\_registro\\_4T2024.pdf](https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/EPH_registro_4T2024.pdf)

- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2019). Encuesta permanente de hogares. Consideraciones sobre la revisión, evaluación y recuperación de la EPH. Nota metodológica actualizada para el uso de los datos a partir del primer trimestre de 2019.
- Fan, J., & Gijbels, I. (1996). *Local Polynomial Modelling and Its Applications*. Chapman & Hall.
- Freidin, B., Krause, M., Ballesteros, M.S. y Wilner, A.D (2022). Trabajo precario y cuidado de la salud en varones de clase popular en Buenos Aires, Argentina. *Población y Salud en Mesoamérica*, 19(2), 1-31.
- Lê, N., Groot, W., Tomini, S., & Tomini, F. (2019). Effects of health insurance on labour supply: a systematic review. *International Journal of Manpower*.
- Madrian, B. C. (1994). Employment-based health insurance and job mobility: Is there evidence of job-lock? *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 27–54.
- Parada, C. (2020). Efectos sobre la oferta de trabajo de la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales. Documento de Trabajo N° 257, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Perry, G. E., Maloney, W. F., Arias, O. S., Fajnzylber, P., Mason, A. D., & Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality: Exit and exclusion*. World Bank.
- Sharot, T. (2011). The optimism bias. *Current Biology*, 21(23), R941–R945
- Wei, S. (2020). Public health insurance and the labor market: Evidence from China's Urban Resident Basic Medical Insurance. *Labour Economics*, 63, 101804.
- Weinstein, N. D., & Klein, W. M. (1995). Resistance of personal risk perceptions to debiasing interventions. *Health Psychology*, 14(2), 132–140.

## 7. Anexo

Este anexo detalla la construcción de las variables de análisis utilizadas en la investigación, a partir de los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares del cuarto trimestre de 2024. Las definiciones se basan en el registro oficial de la encuesta y la lógica de procesamiento de los archivos de trabajo.

- **Edad (decimal):** Variable continua que mide la edad del individuo en años con precisión decimal. Es la variable de asignación central del estudio. Su construcción se calcula a partir de la variable CH05 (Fecha de nacimiento) del registro de personas de la EPH. La lógica de cálculo implica establecer una fecha de referencia para el relevamiento (15 de noviembre de 2024), calcular la diferencia en días entre dicha fecha y la fecha de nacimiento del individuo, y dividir el resultado por 365,25. Se excluyeron del análisis las observaciones con fechas de nacimiento inconsistentes o implausibles.
- **Activo / Inactivo:** Variables binarias (dummies) que indican la condición de actividad del individuo. Su construcción se genera a partir de la variable ESTADO (Condición de actividad) del registro de personas. La lógica de la variable Activo es que toma el valor 1 si el individuo es "Ocupado" (código 1) o "Desocupado" (código 2). La variable Inactivo toma el valor 1 si el individuo es "Inactivo" (código 3) o "Menor de 10 años" (código 4). En ambos casos, la variable toma el valor 0 si no se cumple la condición. Las observaciones de "Entrevista no realizada" (código 0) se trataron como valores perdidos.
- **Cobertura General:** Variable binaria (dummy) que indica si el individuo posee cobertura de salud. Su construcción se genera a partir de la variable CH08 (Tipo de cobertura médica). La lógica de la variable es que toma el valor 1 si el individuo reporta tener "Obra social (incluye PAMI)" (código 1), "Mutual / prepaga / servicio de emergencia" (código 2), o cualquier combinación que incluya estas (códigos 12, 13, 23, 123). Toma el valor 0 para el resto de las categorías válidas, principalmente "No paga ni le descuentan" (código 4) y "Planes y seguros públicos" (código 3). La categoría "Ns/Nr" (código 9) se trató como valor perdido.
- **Hombre:** Variable binaria (dummy) que identifica el sexo del individuo. Su construcción se genera a partir de la variable CH04 (Sexo) del registro de personas. La lógica es que toma el valor 1 si el individuo es "Varón" (código 1) y 0 si es "Mujer" (código 2).
- **Estado Civil:** Se generaron variables binarias (dummies) a partir de la variable CH07 (Estado civil) del registro de personas. La variable Unido/Casado toma el valor 1 si CH07 es 1 ("unido") o 2 ("casado"), y 0 en caso contrario. La variable Viudo/Separado toma el valor 1 si CH07 es 3 ("separado/a o divorciado/a") o 4 ("viudo/a"), y 0 en caso contrario.

La variable Soltero toma el valor 1 si CH07 es 5 ("soltero/a") y 0 en caso contrario. Las respuestas "Ns/Nr" (código 9) se trataron como valores perdidos.

- **Nivel Educativo:** Estas variables binarias (dummies) se construyen a partir de la variable NIVEL\_ED (Nivel educativo) del registro de personas de la **EPH**. La variable Sin estudios toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 7 ("Sin instrucción"), y 0 en caso **contrario**. La variable Primaria incompleta toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 1 ("Primario incompleto (incluye educación especial)"). La variable Primaria completa toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 2 ("Primario completo"). La variable Secundario incompleto toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 3 ("Secundario incompleto"). La variable Secundario completo toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 4 ("Secundario completo"). La variable Universidad incompleta toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 5 ("Superior universitario incompleto"), y la variable Universidad completa toma el valor 1 si NIVEL\_ED es 6 ("Superior universitario completo"). La categoría "Ns/Nr" (código 9) de la variable NIVEL\_ED se trató como valor perdido y no se incluyó en estas categorías.

### DECLARACIÓN JURADA RESOLUCIÓN 212/99 CD

El autor de este trabajo declara que fue elaborado sin utilizar ningún otro material que no haya dado a conocer en las referencias que nunca fue presentado para su evaluación en carreras universitarias y que no transgrede o afecta los derechos de terceros.

Mendoza, 15 de noviembre de 2025



Azcurra Castro, Facundo Martín

Firma y aclaración

32.613

Número de registro

43.213.948

DNI



Contreras, Cristian Andrés

Firma y aclaración

32.664

Número de registro

43.828.854

DNI



Fernández Sánchez, Adriel Tomás

Firma y aclaración

30.622

Número de registro

41.271.166

DNI