



ASOCIACION ARGENTINA  
DE ECONOMIA POLITICA

LIV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2019

---

# Efectos de la Educación Financiera sobre las Decisiones de Ahorro

## Evidencia Empírica para Argentina en el Contexto de América Latina

Camusso, Jorge Eduardo

# Efectos de la educación financiera sobre las decisiones de ahorro: evidencia empírica para Argentina en el contexto de América Latina\*

Jorge Eduardo Camusso\*\*

Fundación Banco Municipal – Universidad Austral

[jcamusso@fundacionbmr.org.ar](mailto:jcamusso@fundacionbmr.org.ar)

Agosto de 2019

**Resumen** Este trabajo explora los efectos de los conocimientos financieros y la planificación financiera sobre las decisiones de ahorro de Argentina y otros países latinoamericanos, incluyendo a Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Perú. Se utilizan microdatos de la Encuesta de Medición de Capacidades Financieras para construir indicadores que miden dichas dimensiones y se estiman sus efectos sobre la probabilidad de ahorrar utilizando modelos lineales de probabilidad y *probit*, controlando por los efectos de variables socioeconómicas, preferencias temporales, ingreso y regionales. Asimismo, se emplea un enfoque de variables instrumentales, dado el carácter potencialmente endógeno del nivel de conocimientos financieros. Los resultados sugieren, para Argentina y el resto de los países, una relación positiva y estadísticamente significativa entre el nivel de conocimientos financieros y la probabilidad de ahorrar. Cuando se corrigen los modelos por endogeneidad, las magnitudes de estos efectos aumentan considerablemente. La planificación financiera no parece tener un impacto estadísticamente significativo en Argentina, mientras que en el resto de los países la magnitud del efecto es ínfima. Los resultados también sugieren la existencia de un marcado perfil etario en el efecto de los conocimientos financieros sobre las decisiones de ahorro, para Argentina y el resto de Latinoamérica, aunque de diferentes características.

**Palabras clave:** educación financiera, ahorro, Argentina, América Latina

**JEL:** D1, I2, G0

---

\* Trabajo Final de la materia “Tópicos de Econometría Avanzada”, correspondiente a la Maestría en Economía Aplicada (Universidad Austral – Sede Rosario). Cualquier error u omisión es responsabilidad mía.

\*\* Investigador a tiempo completo en la Fundación Banco Municipal de Rosario.

# 1 Introducción

Las elecciones intertemporales, definidas como aquellas decisiones que involucran una evaluación de costos y beneficios que ocurren en diferentes momentos del tiempo, han sido ampliamente estudiadas por la literatura económica (Frederick *et al.*, 2002). En particular, el ahorro, que implica la renuncia a cierta magnitud de consumo presente en pos de obtener determinados beneficios futuros, recibe especial atención como promotor del crecimiento y desarrollo de un país, dados sus impactos a nivel micro y macroeconómico. Dentro del primer grupo de efectos, el ahorro de los hogares -uno de los componentes del ahorro interno- proporciona a los individuos una herramienta para amortiguar *shocks* inesperados de ingreso y, de esta forma, suavizar y estabilizar su consumo a lo largo del tiempo. Asimismo, brinda a los hogares la posibilidad de acumular activos, facilitar la movilidad social y mejorar las posibilidades futuras de generación de ingresos (Attanasio y Székely, 2000). En términos agregados, los niveles de ahorro interno y externo determinan cuánto puede invertir un país, lo cual repercute en el crecimiento y estabilidad económica (BID, 2016).

El papel del ahorro nacional o interno es de considerable importancia para una economía – sobre todo, para las economías en desarrollo-, dadas las complejidades propias del financiamiento externo. Como señala el BID (2016), el ahorro externo puede ser un complemento necesario y útil, pero dista mucho de ser un sustituto perfecto del ahorro nacional. Los países altamente dependientes del financiamiento externo son propensos a tener problemas de deuda externa y crisis financieras recurrentes. La volatilidad relacionada con estas crisis genera desincentivos para ahorrar en el ámbito local, dado el deterioro que sufre el valor real de los ahorros; de esta forma, los individuos suelen canalizar su ahorro hacia el exterior, comprar bienes durables o consumir su ingreso.

Varios estudios han analizado los determinantes del ahorro de los hogares desde diferentes dimensiones. A modo de ejemplo, mientras que algunos ponen énfasis en el impacto de distintas variables socioeconómicas y demográficas –como el nivel de ingreso, edad, educación, zona de residencia, composición familiar, entre otras- (Attanasio y Székely, 2000; Bebczuk *et al.*, 2015; Butelmann y Gallego, 2000; Gandelman, 2015; Rehman *et al.*, 2011), otros, además, ponen su atención en los efectos de la estructura impositiva y del sistema de seguridad social (Le Blanc *et al.*, 2016), así como también en el efecto de distintos factores institucionales (Heckman y Hanna, 2015). Más recientemente, la literatura teórica y empírica ha resaltado el papel de la educación financiera sobre el ahorro de los hogares (Gaisina y Kaidarova, 2017; Japelli y Padula, 2013; Lusardi y Mitchell, 2014; Lusardi *et al.*, 2017).

En el ámbito de las políticas públicas, la educación financiera ha pasado a constituir un tópico de creciente interés por sus importantes implicancias para la estabilidad y el desarrollo del sistema financiero, sustentándose en la idea de que consumidores más educados e informados tomarían mejores decisiones financieras a lo largo de su vida. Asimismo, un mayor conocimiento y comprensión de los productos y servicios financieros estaría asociado a un

mayor uso efectivo de los mismos (García *et al.*, 2013). En el caso específico de Argentina, el BCRA ha implementado diferentes programas de educación financiera en los últimos años<sup>1</sup>, con el objetivo de promover la inclusión y alfabetización financiera en los más jóvenes, contribuyendo a la construcción de la seguridad económica en una cultura de ahorro. Además, la institución ha llevado a cabo algunas pruebas piloto para incorporar contenidos curriculares sobre educación financiera en escuelas y establecimientos educativos nacionales de distintos niveles. Esto cobra especial relevancia si se tiene en cuenta que estudios recientes revelan que Argentina tiene un bajo porcentaje de adultos con educación financiera (28%), en relación a países desarrollados como Dinamarca (71%) y Finlandia (63%) (Klapper *et al.*, 2015). Asimismo, el nivel de conocimientos financieros en Argentina es relativamente bajo si se lo compara con estándares internacionales (CAF-BCRA, 2018).

En América Latina, la literatura empírica sobre educación financiera aún es relativamente novel, aunque en los últimos años han surgido algunos trabajos que abordan distintas aristas del tema. Por ejemplo, Mejía Anzola y Rodríguez Guzmán (2016) estudian los determinantes socioeconómicos de diferentes dimensiones de la educación financiera, sugiriendo que los hombres de edades intermedias, que viven en contextos urbanos, más educados, con un empleo formal de tiempo completo, que tienen mayores niveles de ingreso regular, y que ahorran formalmente, obtienen mejores resultados en cuanto al nivel de conocimientos financieros. Frisancho (2018), por su parte, analiza el impacto de la educación financiera sobre el nivel de conocimientos financieros, las preferencias intertemporales, la aversión al riesgo y otros comportamientos en alumnos y profesores de 300 escuelas secundarias públicas en Perú, a partir del uso de datos de experimentos aleatorios controlados.

En virtud de lo comentado en los párrafos previos, resulta interesante preguntarse si el nivel de conocimientos financieros y el grado de planificación financiera -considerados ambos como dimensiones centrales de la educación financiera- son determinantes de las decisiones de ahorro en Argentina y otros países de América Latina, incluyendo a Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Perú. De este modo, el objetivo de este trabajo, como estudio exploratorio, es aportar evidencia empírica acerca de los efectos del nivel de conocimientos financieros y la planificación financiera sobre la probabilidad de ahorrar bajo mecanismos formales y/o informales. Adicionalmente, se indaga acerca de la posible existencia de diferencias entre grupos -considerando edad, sexo y regularidad del ingreso- en los efectos que ejercen los conocimientos financieros sobre las decisiones de ahorro.

Se utilizan microdatos provenientes de la Encuesta de Medición de Capacidades Financieras (EMCF), desarrollada por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y financiada por el Banco de Desarrollo de América Latina (CAF) para los países antes mencionados. Para responder la pregunta formulada, se utilizan dos tipos de modelos econométricos con variable dependiente limitada: modelos lineales de probabilidad y modelos *probit*. En ambos casos, se implementa un enfoque de variables instrumentales para lidiar con la potencial endogeneidad del nivel de conocimientos financieros, según sugiere la literatura teórica y empírica (Behrman *et al.*, 2010; Japelli y Padula, 2013). Así, para los modelos lineales

---

<sup>1</sup> Algunos ejemplos son los programas “Aprendiendo a ahorrar” y “Habilidades Financieras para la Vida”.

de probabilidad se emplea el método de mínimos cuadrados en dos etapas, mientras que para los modelos *probit* se utilizan estimadores de máxima verosimilitud bajo un enfoque de funciones de control. En todos los casos se controla por los efectos de variables de ingreso, socioeconómicas, preferencias temporales y regionales.

Los resultados sugieren, tanto para Argentina como para el resto de los países de América Latina analizados, que existe una relación positiva y estadísticamente significativa entre el nivel de conocimientos financieros y la probabilidad de ahorrar mediante mecanismos formales y/o informales. Adicionalmente, cuando se corrigen los modelos por endogeneidad, las magnitudes de estos efectos aumentan considerablemente. La planificación financiera, por su parte, no parece tener un impacto estadísticamente significativo en Argentina, mientras que, en el resto de los países, si bien es significativo, la magnitud del efecto es ínfima. Por otra parte, los resultados sugieren la existencia de un marcado perfil etario en el efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar, para Argentina y el resto de América Latina, aunque de diferentes características. Si bien estos perfiles son muy similares entre hombres y mujeres, presentan algunas diferencias cuando se considera la regularidad del ingreso.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la Sección 2 se presenta el marco teórico y los antecedentes empíricos; en la Sección 3 se describen los datos utilizados y la metodología empleada; en las Secciones 4 y 5 se muestran los principales resultados y, por último, en la Sección 6 se exponen las conclusiones.

## **2 Marco teórico y antecedentes empíricos**

En las últimas dos décadas, la educación financiera ha pasado a constituir un tópico de creciente interés por sus importantes implicancias para la estabilidad y el desarrollo del sistema financiero, sustentándose en la idea de que consumidores más educados e informados tomarían mejores decisiones financieras a lo largo de su vida (García *et al.*, 2013). Aunque la literatura sobre educación financiera aún es relativamente novel, diversos trabajos teóricos y empíricos han abordado el tema en sus distintas facetas: desde las decisiones microeconómicas de los individuos para determinar su *stock* óptimo de conocimientos financieros, hasta los impactos que éstos generan sobre diferentes comportamientos económicos, tales como la determinación de la tasa de ahorro -micro y macroeconómica-, el manejo de las deudas, la acumulación de activos, la elección de portfolios, la planificación financiera diaria, entre otras (Japelli y Padula, 2013; Lusardi, 2012; Lusardi y Mitchell, 2014). Asimismo, estudios recientes sugieren que el nivel de conocimientos financieros es uno de los determinantes de la desigualdad en la riqueza (Lusardi *et al.*, 2017).

El enfoque microeconómico convencional sobre las decisiones de consumo y ahorro postula que un individuo totalmente racional y con información perfecta ahorra en tiempos de altos ingresos, de forma de estabilizar el consumo cuando su ingreso disminuye, como ocurre, por ejemplo, luego del retiro. Así, los estudios pioneros de Modigliani y Brumberg (1954) y Friedman (1957) señalan que el consumidor organiza sus patrones óptimos de ahorro y acumulación de forma tal de suavizar la utilidad marginal a lo largo de su vida. Posteriormente, diversos estudios han demostrado cómo dicho proceso de optimización del ciclo de vida es afectado, entre otros factores, por las preferencias del individuo -por ejemplo, grado de

aversión al riesgo y preferencias intertemporales-, el entorno económico -tales como la existencia de retornos riesgosos en las inversiones y restricciones de liquidez- y los beneficios netos de la seguridad social -por ejemplo, la disponibilidad y generosidad de los regímenes de bienestar y beneficios de la seguridad social- (Lusardi y Mitchell, 2014).<sup>2</sup>

Los modelos microeconómicos tradicionales suponen que los individuos son capaces de formular y ejecutar distintos planes de ahorro y reducción de gastos, lo cual requiere la capacidad para comprender y realizar cálculos económicos complejos, así como también tener experiencia en el trato con mercados financieros. Sin embargo, la adquisición de este tipo de conocimientos no es espontánea, sino que forma parte de un proceso que tiene beneficios y costos. En este sentido, si bien existe un cuerpo teórico y empírico sustancial en lo que refiere a la economía de la educación desde la perspectiva del capital humano, mucha menos atención se ha prestado a la cuestión de cómo las personas adquieren y hacen uso de la educación financiera (Lusardi y Mitchell, 2014). No obstante, en los últimos años, diversos trabajos han comenzado a incorporar la acumulación de conocimientos financieros dentro de modelos microeconómicos, formulando marcos teóricos que permiten vislumbrar con mayor claridad la relación entre educación financiera y determinados comportamientos económicos de los agentes, tales como los concernientes al ahorro e inversión.

En el ámbito teórico, Delavande *et al.* (2008) construyen un modelo de dos períodos donde analizan el ahorro y la asignación de cartera entre bonos seguros y acciones de riesgo, dentro de un marco de acumulación de capital humano en forma de conocimientos financieros, planteando que los individuos eligen óptimamente invertir en conocimiento financiero para acceder a activos de mayor rendimiento. Así, un mayor nivel de educación financiera les permite identificar los mejores activos y/o contratar asesores financieros que pueden reducir los gastos de inversión. En un enfoque similar, Hsu (2011) analiza las decisiones dentro de los hogares, formulando un modelo donde los esposos se especializan en la adquisición de conocimientos financieros, mientras que las esposas sólo están dispuestas a incrementar sus conocimientos financieros cuando se vuelve relevante, por ejemplo, antes de la muerte de sus esposos.

En el ámbito empírico internacional, Van Rooij *et al.* (2007) sugieren que la sofisticación financiera está asociada con una mayor riqueza, una mayor probabilidad de invertir en el mercado de valores y una mayor propensión a planificar la jubilación. En trabajos relacionados, Christelis *et al.* (2010) y McArdle *et al.* (2009) encuentran que la precisión de las respuestas a preguntas matemáticas simples es un fuerte predictor de la riqueza total, la riqueza financiera, la tenencia de acciones y la fracción de la riqueza mantenida en acciones. Asimismo, Ameriks *et al.* (2003) y Lusardi y Mitchell (2007) proporcionan evidencia de la existencia de un vínculo entre la planificación financiera, por una parte, y la riqueza y ahorro de individuos y hogares, por otra parte.

En América Latina, sin embargo, los trabajos empíricos sobre educación financiera suelen ser relativamente más escasos. No obstante, en los últimos años han surgido algunos estudios que

---

<sup>2</sup> Para más detalles, véase la bibliografía citada por Lusardi y Mitchell (2014).

analizan la temática desde diferentes perspectivas. Así, mientras que algunos están orientados a describir el estado de situación de la educación financiera y analizar los programas implementados en la región (García *et al.*, 2013; Roa, 2013; CAF-BCRA, 2018), otros estudian los determinantes socioeconómicos de las distintas dimensiones de la educación financiera (Mejía Anzola y Rodríguez Guzmán, 2016), en tanto un tercer grupo analiza los impactos que la educación financiera tiene sobre distintos comportamientos de los individuos (Camusso, 2018; Frisancho, 2018).

Centrando primero la atención en el segundo tipo de estudios, Mejía Anzola y Rodríguez Guzmán (2016), utilizando datos de la EMCF para Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú, encuentran evidencia de que variables como la edad, la capacidad de ahorrar, vivir en un entorno urbano y tener un ingreso regular son variables relevantes para explicar la planificación financiera de los hogares. Adicionalmente, los hombres de edades intermedias, que viven en contextos urbanos, más educados, con un empleo formal de tiempo completo, que tienen mayores niveles de ingreso regular, y que ahorran formalmente, obtienen mejores resultados en cuanto al nivel de conocimientos financieros.

Respecto al tercer tipo de estudios, Frisancho (2018) analiza el impacto de la educación financiera sobre el nivel de conocimientos financieros, las preferencias intertemporales, la aversión al riesgo y otros comportamientos en alumnos y profesores de 300 escuelas secundarias públicas en Perú, a partir del uso de datos de experimentos aleatorios controlados. Por su parte, Camusso (2018) analiza el impacto de las preferencias temporales, la planificación financiera y el nivel de conocimientos financieros sobre las decisiones de ahorro de seis países de América Latina, utilizando datos de la EMCF para Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Perú. El trabajo encuentra evidencia que sugiere una relación positiva y estadísticamente significativa entre la planificación financiera de los hogares y la probabilidad de ahorrar, tanto vía mecanismos formales como informales, para la mayor parte de los países analizados. Sin embargo, salvo casos puntuales, el trabajo no encuentra evidencia de una relación estadísticamente significativa entre el nivel de conocimientos financieros de los individuos y la probabilidad de que ahorren.<sup>3</sup>

Un punto no menor, frecuentemente señalado en la literatura sobre educación financiera, es el carácter potencialmente endógeno que puede tener el *stock* de conocimientos financieros. Así, cuando se incorpora este último como variable explicativa en modelos econométricos que estudian el ahorro, la participación de los individuos en los mercados financieros o las decisiones de cartera, entre otros, es muy probable que los estimadores de los parámetros tengan propiedades indeseables. Si bien varios estudios empíricos han reconocido este problema y han lidiado con él utilizando un enfoque de variables instrumentales (IV, por sus siglas en inglés), el trabajo de Japelli y Padula (2013) fue el primero en integrar la educación financiera en un modelo de consumo intertemporal, donde agentes racionales eligen cuánto invertir en adquisición de conocimientos financieros y cuánto ahorrar, proporcionando un marco teórico explícito que demuestra el carácter endógeno del nivel de conocimientos financieros. De

---

<sup>3</sup> Es preciso destacar que el trabajo utiliza modelos *probit* para analizar los impactos de las variables sobre la probabilidad de ahorrar, pero sin contemplar la potencial endogeneidad del nivel de conocimientos financieros.

este modo, proponiendo la *performance* escolar en matemática del individuo como instrumento para corregir el problema de endogeneidad, encuentra evidencia que indica una fuerte asociación positiva a nivel micro y macroeconómico entre el nivel de conocimientos financieros y la riqueza/ahorro.

Otro punto de importancia para la literatura teórica y empírica está relacionado con las dimensiones que abarca el concepto de “educación financiera”. Huston (2010) señala que las diferentes definiciones del concepto utilizadas en distintos trabajos surgen del mayor o menor énfasis puesto en una u otra dimensión, principalmente en relación a los “conocimientos” y “habilidades”. Así, es común que los estudios utilicen términos como “alfabetización financiera”, “conocimientos financieros” y “educación financiera” de forma indistinta, aunque no son estrictamente equivalentes.

La OCDE (2005), por ejemplo, entiende la educación financiera como el proceso por el cual los consumidores e inversionistas financieros mejoran su comprensión de los productos financieros, los conceptos y los riesgos, y, a través de información, instrucción y/o asesoramiento, desarrollan las habilidades y confianza para ser más conscientes de los riesgos y oportunidades financieras, tomar decisiones informadas, saber a dónde ir para obtener ayuda y ejercer cualquier acción eficaz para mejorar su bienestar económico.

Por su parte, Japelli y Padula (2011) conciben a la educación financiera como parte del capital humano, entendiéndola como un *stock* de conocimientos susceptible de acumularse a lo largo del tiempo, donde este proceso depende de los costos y beneficios relativos de la inversión en educación financiera. De forma similar, Lusardi y Mitchell (2014) definen la educación financiera como la capacidad de las personas para procesar información económica y tomar decisiones informadas sobre planificación financiera, acumulación de riqueza, deuda y pensiones

Huston (2010) propone distinguir entre conocimientos financieros y educación financiera, aunque teniendo en cuenta que ambos conceptos responden a la idea de capital humano. En este sentido, la primera dimensión refiere al *stock* de conocimientos adquiridos a través de la educación y/o experiencia específicamente relacionada con los conceptos y productos financieros personales. En cambio, la educación financiera es un concepto más amplio, dado que integra las dimensiones de conocimiento y aplicación, puesto que se define como la habilidad y confianza para efectivamente aplicar o utilizar el conocimiento relacionado con los conceptos y productos financieros personales. Esta es la definición que se seguirá a lo largo del presente trabajo.

### **3 Datos y metodología**

#### **3.1 Datos**

Los datos provienen de la Encuesta de Medición de Capacidades Financieras (EMCF), desarrollada por la OCDE y financiada por la CAF para seis países de la América Latina: Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú (datos de 2013), Chile (datos de 2016) y Argentina (datos de



2017).<sup>4</sup> La encuesta tiene como objetivo proveer información para el diagnóstico de los conocimientos, habilidades, actitudes y comportamientos de los hogares e individuos<sup>5</sup> en relación a distintos tópicos financieros, comprendiendo cuatro módulos principales: planificación financiera del hogar, utilización y conocimiento de productos financieros, conductas y actitudes hacia el dinero -incluyendo preguntas que indagan sobre las preferencias temporales-, y evaluación de conceptos económicos-financieros. Son encuestados hombres y mujeres mayores de 18 años, residentes de zonas urbanas y rurales, conformando una muestra de alrededor de 1200 individuos por país con representatividad a nivel nacional, de acuerdo a lo declarado en la metodología de la EMCF. De esta forma, se dispone de un total de 7319 observaciones para la base de datos completa. Por otra parte, es importante destacar que las encuestas de Chile y, en particular, de Argentina presentan algunas diferencias en los cuestionarios en comparación a las del resto de los países, por lo que se llevó a cabo un trabajo de armonización para que las variables a utilizar sean comparables entre sí.

Si bien una gran parte de los estudios empíricos que analizan los determinantes del ahorro utilizan la tasa del mismo como variable dependiente (Bebczuk *et al.*, 2015; Choi y Han, 2017; Gaisina y Kaidarova, 2017; Japelli y Padula, 2013), en este trabajo se emplea una variable binaria para indicar si el individuo ha ahorrado o no. Esto se debe a que las preguntas de la EMCF referidas al ahorro no incluyen información acerca de montos ahorrados. Considerando dicha limitación, se construyó la variable *dummy* “ahorro”, que toma el valor uno si el encuestado responde que, durante los 12 meses previos a la encuesta, ha estado ahorrando bajo algún mecanismo formal<sup>6</sup> -por ejemplo, depósitos en caja de ahorro, compra de bonos, acciones, entre otros- y/o informal<sup>7</sup> -por ejemplo, manteniendo dinero “bajo el colchón”, participando en clubes informales de ahorro, entre otros-. En caso contrario, la variable asume el valor cero, mientras que aquellos individuos que no responden o presentan respuestas inconsistentes son excluidos de la muestra (3,3% del total de observaciones).

La principal variable de interés del presente trabajo es el nivel de conocimientos financieros del individuo, medido a través de un Índice de Conocimientos Financieros (ICF) que indica su grado de comprensión de distintos conceptos económicos-financieros, así como también de aritmética básica. Para su construcción, se sigue la metodología de Mejía Anzola y Rodríguez Guzmán (2016) y se utilizan ocho preguntas del módulo “Evaluación de Conceptos” de la EMCF, las cuales miden las dimensiones centrales de los conocimientos financieros señaladas por Lusardi y Mitchell (2014): (1) aritmética y capacidad de hacer cálculos relacionados a tasas de interés -incluyendo interés compuesto-, (2) comprensión de la inflación, (3) comprensión de la diversificación del riesgo. Luego, a través de un proceso de codificación, agregación y

---

<sup>4</sup> La EMCF también se llevó a cabo en Paraguay en 2017. Sin embargo, a la fecha de realización del presente trabajo, los microdatos no están disponibles.

<sup>5</sup> Si bien el encuestado es un individuo, algunas preguntas de la EMCF refieren al hogar.

<sup>6</sup> Se utiliza el término “formal” para referir a aquellos mecanismos de ahorro que implican la intervención de alguna institución financiera. Esto comprende los depósitos en cuenta corriente y cajas de ahorro, la compra de bonos o acciones, fondos de inversión, entre otros.

<sup>7</sup> Se emplea el término “informal” para denotar a aquellos mecanismos de ahorro que no implican la intervención de alguna institución financiera. Esto comprende: el ahorro en “la alcancía” o “debajo del colchón”, la participación en clubes informales de ahorro, la compra de bienes como ganado, entre otros.

reescalamiento, se obtiene un índice que varía de cero a diez puntos, donde un valor más alto indica un mayor nivel de conocimientos financieros.<sup>8</sup>

Por otra parte, si bien no es la principal variable de interés de este trabajo, se incluye un Índice de Planificación Financiera del Hogar (IPFH) como regresora, siguiendo la metodología de Mejía Anzola y Rodríguez Guzmán (2016) para su construcción. Este indicador varía entre cero y diez puntos y mide el grado de planificación financiera del hogar por medio de: participación que tiene el encuestado en las decisiones financieras del hogar, existencia de un presupuesto y su exactitud, entre otros aspectos. Para su construcción se utilizan cuatro preguntas del módulo “Economía del Hogar” de la EMCF.<sup>9</sup> La inclusión de esta variable obedece a que puede ser asimilada a la dimensión de “habilidad” en el concepto de educación financiera de Huston (2010), así como también al hecho de que otros estudios empíricos la han señalado como un determinante en las decisiones de ahorro (Ameriks *et al.*, 2003; Lusardi y Mitchell, 2007).

Respecto a las variables de control, como es usual en los trabajos empíricos sobre los determinantes del ahorro, se incluyen variables de ingreso y socioeconómicas: (1) regularidad del ingreso *-dummy* que asume el valor uno si el encuestado responde tener un ingreso regular-, (2) edad, (3) edad al cuadrado, (4) género, (5) nivel educativo -11 niveles, abarcando desde “sin nivel educativo” hasta “posgrado”-, (6) transferencias *-dummy* que asume el valor uno si el encuestado recibe transferencias del estado-, (7) hijos *-dummy* que asume el valor uno si el encuestado tiene o convive con hijos menores de 18 años-, (8) urbano *-dummy* que asume el valor uno si el encuestado vive en un ámbito urbano, (9) convivencia *-dummy* que asume el valor uno si el encuestado convive con su pareja o cónyuge-, (10) ocupado *-dummy* que asume el valor uno si el individuo está ocupado. Por otra parte, dado que desde el punto de vista teórico se reconoce la importancia de las preferencias temporales en las decisiones de ahorro de los individuos (Bernheim *et al.*, 2001), se incluye un Índice de Impaciencia (II) como variable de control, el cual mide el grado de preferencia del consumo presente por sobre el consumo futuro. Para su construcción, se utilizan cuatro preguntas del módulo “Conductas y Actitudes hacia el Dinero” de la EMCF, las cuales fueron seleccionadas convenientemente puesto que parecen medir la valoración relativa del consumo presente que hace el encuestado.<sup>10</sup> Asimismo, cuando se trabaja con un apilado de países, se incluyen variables *dummy* por países para controlar por los efectos de las diferentes características de los mismos.

Es preciso señalar que el uso de la regularidad del ingreso -y no del nivel de ingreso, como es usual en los trabajos empíricos- como variable de control, se justifica por las limitaciones de la información provista por la encuesta utilizada. En este sentido, al encuestado no se le pregunta su nivel de ingreso, pero sí que lo ubique dentro de un determinado rango, cuyos límites asumen valores específicos por país. Lo anterior, sumado al hecho de que todos los países bajo análisis tienen siete rangos de ingresos, a excepción de Argentina que posee diez rangos,

---

<sup>8</sup> Para el listado completo de las preguntas incluidas y más detalles acerca de la construcción del ICF, véase el Anexo.

<sup>9</sup> Para un listado completo de las preguntas incluidas y más detalles sobre la construcción del Índice de Planificación Financiera del Hogar, véase el Anexo.

<sup>10</sup> Para un listado completo de las preguntas incluidas y más detalles sobre la construcción del Índice de Impaciencia, véase el Anexo.

dificulta una comparación directa.<sup>11</sup> Además, 40% de los encuestados en Argentina no responden dicha pregunta, por lo que aún si se encontrase una forma de crear rangos comparables entre sí, habría un elevado porcentaje de observaciones faltantes para los análisis de regresión.<sup>12</sup> Si bien esta omisión de una variable relevante como lo es el nivel de ingreso puede generar estimadores inconsistentes y sesgados en los modelos lineales de probabilidad e inconsistentes en los modelos *probit* (Wooldridge, 2010; Greene, 2018), puede argumentarse que parte de los efectos de los ingresos sobre el ahorro son captados por la regularidad del ingreso, la recepción de transferencias del estado y el estado ocupacional.<sup>13</sup>

La Tabla I muestra las estadísticas descriptivas de todas las variables utilizadas en las estimaciones de los modelos econométricos, para Argentina y el resto de los países, respectivamente. Es notoria la baja tasa de ahorrantes que tiene Argentina (27%) en relación al resto de América Latina (62%), así como también el menor nivel de planificación financiera en promedio (4,5 puntos sobre 10). En cambio, en cuanto a la media del nivel de conocimientos financieros, tiene un puntaje bastante similar al resto, de aproximadamente 6 puntos sobre 10.

---

<sup>11</sup> No obstante, según declara la metodología de la EMCF, los rangos de ingreso de Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú -cuyas encuestas fueron realizadas en 2013- sí son comparables entre sí.

<sup>12</sup> En Argentina suele ser común la no declaración o subdeclaración de los ingresos en las encuestas de hogares, como por ejemplo en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada por INDEC.

<sup>13</sup> Una alternativa, aplicada por Camusso (2018), para subsanar parcialmente la falta de comparabilidad entre los rangos de ingreso de los distintos países de la EMCF, consiste en tomar el promedio de cada rango, de forma tal de disponer de una medida numérica del ingreso para ser asignada a cada observación. Luego, en base a los valores obtenidos pueden construirse cuartiles de ingreso para indicar el grupo cuartílico al que pertenece el individuo según los valores de ingreso de su país. Si bien esto permitiría tener una variable de ingreso con igual rango de variación para los distintos países, se generan tres problemas: (1) se pierde variabilidad al contarse solamente con cuatro valores posibles; (2) al tomarse promedios de rangos, pueden existir errores de medición en la variable; (3) los grupos cuartílicos de igual orden no son estrictamente comparables entre países, es decir, el poder de compra puede ser distinto para dos individuos que pertenecen al mismo cuartil pero viven en países diferentes.

**Tabla I. Estadísticas descriptivas de las variables**

Variable	Argentina					Resto de América Latina				
	Obs.	Media	Desvío std.	Mín.	Máy.	Obs.	Media	Desvío std.	Mín.	Máy.
<b>Ahorro</b>	1177	0,27	0,44	0	1	5897	0,62	0,49	0	1
<b>ICF</b>	1224	6,10	2,01	0	10	6095	6,25	1,87	0	10
<b>IPFH</b>	1224	4,53	2,79	0	10	6095	5,22	3,28	0	10
<b>II</b>	1203	4,94	2,48	0	10	5856	3,81	2,18	0	10
<b>Ocupación</b>	1223	0,60	0,49	0	1	6020	0,65	0,48	0	1
<b>Ingreso regular</b>	1204	0,67	0,47	0	1	5939	0,69	0,46	0	1
<b>Urbano</b>	1224	0,91	0,29	0	1	6095	0,75	0,43	0	1
<b>Género</b>	1224	0,49	0,50	0	1	6095	0,51	0,50	0	1
<b>Convivencia</b>	1222	0,49	0,50	0	1	6081	0,57	0,49	0	1
<b>Edad</b>	1224	41,29	16,56	18	90	6095	39,84	15,49	18	92
<b>Edad2</b>	1224	1979,05	1536,36	324	8100	6095	1827,35	1389,00	324	8464
<b>Hijos</b>	1223	0,42	0,49	0	1	6095	0,70	0,46	0	1
<b>Educación</b>	1224	6,21	1,84	1	11	6091	6,29	2,27	1	11
<b>Transferencia</b>	1220	0,24	0,43	0	1	6000	0,32	0,47	0	1

Nota: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

## 3.2 Metodología

Dada la naturaleza dicotómica de la variable dependiente, se pretende estimar y analizar los efectos del nivel de conocimientos financieros y de la planificación financiera sobre la probabilidad de ahorrar, por lo que se utilizan modelos de respuesta binaria de tipo *probit* para Argentina y para el apilado del resto de los países de América Latina encuestados por la EMCF.<sup>14</sup> Así, los modelos estructurales a estimar tienen la siguiente especificación:

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = G(\beta_0 + \beta_1x_1 + \dots + \beta_kx_k) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

En la expresión anterior,  $y$  refiere a la variable dependiente del modelo *-dummy* de ahorro -,  $\mathbf{x}$  es un vector que incluye las variables de interés -Índice de Conocimientos Financieros e Índice de Planificación Financiera del Hogar- y de control -sexo, edad, impaciencia, regularidad del ingreso, etc.- mencionadas anteriormente,  $\boldsymbol{\beta}$  es un vector de parámetros a estimar, y  $G$  es una función que asume estrictamente valores entre cero y uno para todo número real  $z$ , tal que  $0 < G(z) < 1$ , asegurando que las probabilidades de respuesta estimadas queden acotadas en dicho rango. Dado que se trabajará con modelos *probit*, se supone que  $G$  es la función de distribución acumulada normal estándar, tal que  $G(z) = \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v)dv$ , donde  $\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$  es la función de densidad normal estándar. Así, la probabilidad de ahorrar  $P(y = 1|\mathbf{x})$  se relaciona de forma no lineal con las variables explicativas contenidas en el vector  $\mathbf{x}$ .

Por otra parte, tal como señala Wooldridge (2010), el modelo *probit* puede derivarse a partir de un modelo de variable latente subyacente, donde esta última se denota  $y^*$  y se relaciona linealmente con las variables explicativas más un término de error  $\varepsilon$ , suponiéndose que este último es independiente de  $\mathbf{x}$  y que sigue una distribución normal estándar. Luego:

$$y^* = \beta_0 + \beta_1x_1 + \dots + \beta_kx_k + \varepsilon, \quad y = 1[y^* > 0]$$

La función indicadora  $1[\cdot]$  asume el valor uno si el evento dentro de los corchetes es cierto, y cero en caso contrario. Por otra parte, dado que  $\varepsilon$  se distribuye simétricamente alrededor de cero, se cumple que  $1 - G(z) = G(-z)$  para todos los reales  $z$ . Por ende, la probabilidad de respuesta para  $y$  puede escribirse como:

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = P(y^* > 0|\mathbf{x}) = P[\varepsilon > -(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})|\mathbf{x}] = 1 - G[-(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})] = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

En el modelo de ahorro formulado en este trabajo, la variable latente  $y^*$  puede interpretarse como la tasa de ahorro del individuo -de la cual, como se explicó con anterioridad, la EMCF no provee información-. De este modo, si  $y^* > 0$ , entonces la variable binaria de ahorro respectiva asume un valor igual a uno, mientras que si  $y^* \leq 0$  entonces dicha variable binaria asume un valor igual a cero.

---

<sup>14</sup> Si bien también podría haberse optado por el uso de modelos *logit*, la literatura empírica que estudia los determinantes de la probabilidad de ahorrar emplea modelos *probit*. Véase, por ejemplo, Thomas y Spataro (2015) y Morgan y Trinh (2019).

Por otra parte, si bien los parámetros  $\beta_j$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) proveen información acerca de la dirección del efecto de las variables explicativas sobre la probabilidad de respuesta, no indican la magnitud del cambio en la probabilidad de ahorrar ante una variación en alguna de las variables explicativas. En otros términos, en un modelo *probit*,  $\beta_j$  no es el efecto parcial o marginal de la variable  $x_j$  sobre la probabilidad de respuesta. Este último, a diferencia de los modelos lineales de regresión, no es constante, sino que depende de los valores de las variables contenidas en el vector  $\mathbf{x}$ .<sup>15</sup>

Existen dos principales alternativas para tener un resumen o medida única de los efectos parciales. Una de ellas consiste en evaluar éstos en las medias muestrales de las variables explicativas, obteniéndose, para cada  $x_j$ , el efecto parcial o marginal sobre el promedio (PEA o MEA, por sus siglas en inglés). Sin embargo, esta opción presenta dos problemas: (1) cuando se trabaja con variables explicativas discretas, sus promedios no representan a nadie en la muestra, y (2) si alguna  $x_j$  aparece como una función no lineal, no queda claro si debe promediarse dicha función o evaluarse ésta en el promedio de la variable (Greene, 2018; Wooldridge, 2010). Por estos motivos, en la práctica suele recurrirse a la segunda alternativa, consistente en evaluar los efectos parciales según los valores de  $\mathbf{x}$  de cada observación, para luego calcular un promedio de estos efectos. Así se obtiene, para  $x_j$ , el efecto parcial o marginal promedio (APE o AME, por sus siglas en inglés).

Tal como se explicó en la Sección 2, un problema frecuentemente citado en la literatura es la endogeneidad de la variable que mide el nivel de conocimientos financieros de un individuo. Este problema se reconoce tanto en modelos lineales que estudian la tasa de ahorro (Japelli y Padula, 2013), como en modelos no lineales donde la variable dependiente es alguna variable binaria de ahorro (Morgan y Trinh, 2019; Thomas y Spataro, 2015). Esta endogeneidad tiene, en términos generales, dos fuentes: errores de medición en el nivel de conocimientos financieros y determinación simultánea junto a la tasa de ahorro óptima (Japelli y Padula, 2013). Consecuentemente, en los modelos lineales donde la tasa de ahorro es la variable dependiente, se genera una correlación no nula entre el nivel de conocimientos financieros y el término de error en el modelo estructural, provocando que los estimadores OLS de los parámetros del modelo sean sesgados e inconsistentes (Wooldridge, 2010). De forma similar, en el modelo *probit* aquí tratado dicha correlación se verificaría entre el ICF y el término de error en el modelo de variable latente, provocando que los estimadores *probit* (es decir, los estimadores  $\hat{\beta}$  de los parámetros del modelo de variable latente) y los estimadores de los efectos parciales promedio sean inconsistentes (Greene, 2018; Wooldridge, 2010).

En el contexto de modelos con variables dependientes binarias, existen distintas estrategias para lidiar con este problema de endogeneidad, discutidas en detalle en Wooldridge, (2010), Greene (2018) y Lewbel *et al.* (2012). Como bien señalan Bontemps y Nauges (2017), un

---

<sup>15</sup> Para aquellas variables continuas, el efecto parcial sobre la probabilidad de respuesta es:

$$\frac{\partial P(y = 1|\mathbf{x})}{\partial x_j} = g(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\beta_j, \quad g(z) \equiv \frac{dg}{dz}(z)$$

Por otra parte, si  $x_j$  es una variable discreta y cambia de  $c_j$  a  $c_j + 1$  el efecto parcial es:

$$G[\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_j(c_j + 1) + \dots + \beta_k x_k] - G[\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_j c_j + \dots + \beta_k x_k]$$

método de amplia utilización en la literatura empírica, a partir de los trabajos pioneros de Rivers y Vuong (1988) y Blundell y Smith (1989), es el enfoque de “funciones de control” (CF, por sus siglas en inglés), el cual supone que existe un modelo que relaciona, a través de una función, un vector de variables endógenas  $X^e$  con un vector de instrumentos  $Z$  y un vector de errores  $e$ . Si se estima este modelo pueden obtenerse los residuos como estimaciones de los errores, para luego ser introducidos en el modelo *probit* original como un regresor adicional. De esta forma, los errores del modelo *probit* modificado son independientes del vector de regresores  $X$  y del vector  $e$ . Así, los estimadores de máxima verosimilitud (ML, por sus siglas en inglés) aplicados sobre este nuevo modelo son consistentes y queda corregido el problema de endogeneidad (Lewbel *et al.*, 2012; Dong y Lewbel, 2015). Por otro lado, en la práctica suele ser habitual suponer que la función que relaciona  $X^e$  con  $Z$  y  $e$  es lineal, y que los errores  $\varepsilon$  y  $e$  se distribuyen normalmente de forma conjunta con media cero. Este enfoque de funciones de control será el utilizado en este trabajo.

El enfoque CF descrito en el apartado anterior no está exento de limitaciones. En primer lugar, señalan Lewbel *et al.* (2012), está el supuesto de que los regresores endógenos son variables continuas para que los estimadores ML no sean inconsistentes, condición que se cumple en el modelo de ahorro aquí presentado, dado el carácter continuo del ICF. En segundo lugar, se supone que la única forma en que  $X^e$  se relaciona con  $\varepsilon$  es través de los errores del modelo de la primera etapa ( $e$ ). En tercer lugar, se supone que el modelo de la primera etapa del proceso está bien especificado y que no se omite ningún instrumento relevante, dado que de lo contrario los estimadores ML serían inconsistentes e ineficientes.

Por otra parte, algunos autores también sugieren, como una primera aproximación, reemplazar el modelo *probit* por un modelo de probabilidad lineal (LPM, por sus siglas en inglés), lo cual implica suponer que  $G$  es la función identidad, es decir  $G(z) = z$ . Luego, puede solucionarse el problema de endogeneidad estimando el modelo de probabilidad lineal mediante mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS, por sus siglas en inglés). Si bien este procedimiento tiene algunas desventajas -como el hecho de que los errores del modelo  $\varepsilon$  no son independientes de los regresores, incluso de los supuestos exógenos, y de que las probabilidades estimadas pueden ser negativas o mayores a uno- (Lewbel *et al.*, 2012), no debería minimizarse su utilidad, dado que, en determinados casos, las estimaciones 2SLS de un LPM pueden proveer una buena estimación de los efectos parciales promedio (Wooldridge, 2010; Angrist y Pischke, 2008).<sup>16</sup>

Considerando lo expresado en párrafos anteriores, resta discutir cómo se instrumentará la variable endógena de conocimientos financieros. Desde el punto de vista teórico, según el modelo construido por Japelli y Padula (2013), el instrumento ideal está dado por el *stock* de conocimientos financieros que los individuos tienen antes de entrar al mercado laboral, y que puede aproximarse mediante su *performance* escolar en matemática. Desafortunadamente, la

---

<sup>16</sup> Sin embargo, Lewbel *et al.* (2012) señalan que esta aproximación no se cumple cuando el modelo es altamente no lineal y cuando las variables contenidas en  $x$  están correlacionadas entre sí, concluyendo que no sólo las estimaciones de los parámetros del LPM pueden diferir sustancialmente en magnitud en relación a los APE de modelos no lineales, sino que incluso pueden tener el signo contrario.

EMCF no contiene la información necesaria como para poder implementar dicho instrumento, dado que no hace un seguimiento del individuo encuestado a lo largo de varios años. Sin embargo, en los trabajos empíricos se han utilizado diversos instrumentos para lidiar con el problema de endogeneidad. Así, por ejemplo, Behrman *et al.* (2010) proponen un conjunto de 11 instrumentos organizados en tres categorías: variables dependientes de la edad, variables vinculadas al entorno familiar y variables relacionadas con la personalidad. Dentro de este último grupo, uno de las variables sugeridas para instrumentar el nivel de conocimientos financieros es el grado de aversión o preferencia por el riesgo. Precisamente, la EMCF contiene una pregunta dentro del módulo “Actitudes y Conductas hacia el Dinero” que parece medir este tipo de preferencias, dado que al encuestado se le pregunta qué tan de acuerdo está con la siguiente afirmación: “Estoy dispuesto a arriesgar algo de mi propio dinero cuando hago una inversión”. La respuesta puede tomar valores enteros entre uno y cinco, donde un valor más alto indica un mayor grado de acuerdo con la afirmación.<sup>17</sup> Esta última variable se utilizará como instrumento del nivel de conocimientos financieros en el presente trabajo.

## 4 Resultados de las estimaciones

La Tabla II muestra las estimaciones de los efectos de la educación financiera -en sus dimensiones de planificación financiera y conocimientos financieros- sobre la probabilidad de ahorrar, para Argentina y para el apilado del resto de los países (Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Perú), reportándose los resultados de los modelos lineales de probabilidad y *probit* utilizando distintos tipos de estimadores. Así, para el LPM se muestran las estimaciones obtenidas mediante OLS y IV, utilizándose la preferencia por el riesgo como instrumento del nivel de conocimientos financieros en este último caso, mientras que para los modelos *probit* se reportan las estimaciones obtenidas mediante ML en su versión estándar -sin corregir por endogeneidad- y bajo el enfoque CF instrumentando el Índice de Conocimientos Financieros con la variable de preferencia por el riesgo antes mencionada.

Centrando la atención en las estimaciones OLS de los modelos lineales de probabilidad como una primera aproximación, se advierte que el nivel de conocimientos financieros tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina. Sin embargo, la magnitud de este no es sustancial, puesto que un aumento unitario en el ICF produce, en promedio, un incremento de aproximadamente 1,4 puntos porcentuales (p.p.) en la probabilidad de ahorrar, *ceteris paribus*. En contraste, para el resto de América Latina, el efecto de los conocimientos financieros tiene un signo opuesto al esperado, aunque de una magnitud ínfima y sin ser estadísticamente significativo. En cuanto al impacto de la planificación financiera sobre la probabilidad de ahorrar, las estimaciones muestran un efecto positivo y significativo en Argentina y el resto de América Latina, aunque de magnitudes no demasiado elevadas (1,3 y 1,7 p.p. respectivamente).

---

<sup>17</sup> El valor mínimo de uno indica que el individuo está “completamente en desacuerdo” con la afirmación, mientras que el valor máximo de cinco indica que está “completamente de acuerdo”.



En segundo lugar, poniendo el foco en las estimaciones IV de los modelos lineales de probabilidad, se observa que los conocimientos financieros tienen un efecto positivo y de magnitud considerable (22,7 p.p.) sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina, pero este no es estadísticamente significativo, al igual que ocurre con el efecto de la planificación financiera. No obstante, debe notarse que los resultados del *test* de Hausman indican que no debe rechazarse la hipótesis nula de exogeneidad del ICF, por lo que parece adecuado optar por el LPM estimado mediante OLS para el caso de Argentina, frente al modelo alternativo estimado mediante IV. En contraste, el *test* de Hausman aplicado en el apilado del resto de países analizados sugiere que debe rechazarse la hipótesis nula de exogeneidad del ICF, por lo que en este caso sería preferible el modelo lineal de probabilidad estimado mediante IV. De este modo, para el resto de América Latina, la corrección de la potencial endogeneidad de los conocimientos financieros conlleva a un efecto sustancialmente mayor de éstos sobre la probabilidad de ahorrar (22,5 p.p.), además de tener el signo esperado. Por otra parte, para este mismo grupo de países, el efecto de la planificación financiera es menor cuando se corrige la endogeneidad del ICF.

Dadas las limitaciones del modelo lineal de probabilidad, es oportuno centrar la atención en las estimaciones de los efectos marginales promedio de los modelos *probit*. Si se ignora la potencial endogeneidad de los conocimientos financieros y se estima el modelo mediante máxima verosimilitud en su forma estándar, se obtiene un efecto estadísticamente significativo y positivo del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina, incrementándola en 1,5 p.p. Un impacto muy similar se observa para la planificación financiera. Para el resto de América Latina, este tipo de modelos muestra un efecto marginal promedio no significativo de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar, y un impacto positivo y significativo, pero de baja magnitud, de la planificación financiera. De este modo, las conclusiones son similares a las obtenidas al comparar los modelos lineales de probabilidad de Argentina y el resto de los países, estimados mediante OLS.

Cuando se estiman los modelos *probit* mediante máxima verosimilitud desde un enfoque de funciones de control para corregir la potencial endogeneidad de los conocimientos financieros, se advierte que estos tienen un efecto marginal promedio sustancialmente mayor en Argentina (13,5 p.p.), mientras que el impacto de la planificación financiera sobre la probabilidad de ahorrar deja de ser estadísticamente significativo. Los resultados del *test* de Wald de exogeneidad muestran, sin embargo, un *p-value* de 0,1131, por lo que no puede rechazarse la hipótesis nula de exogeneidad del ICF considerando un nivel de significancia de 10%. No obstante, dado que dicho *p-value* se encuentra relativamente cerca de 0,10, la evidencia en contra de la endogeneidad de los conocimientos financieros no es muy fuerte, por lo que parece razonable considerar ambos modelos *probit* como válidos para Argentina. Para el resto de los países analizados, en cambio, los resultados del *test* de Wald sugieren una fuerte evidencia a favor de la endogeneidad de los conocimientos financieros, por lo que parece apropiada su corrección. Así, se incrementa considerablemente la magnitud del efecto marginal promedio de los conocimientos financieros (13,3 p.p.), además de ser este estadísticamente significativo y con el signo esperado. Por su parte, la planificación financiera en este grupo de países mantiene la dirección del efecto cuando se corrige la endogeneidad, pero reduce su magnitud.

Los efectos de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar obtenidos en los modelos lineales de probabilidad y *probit* tienen el signo esperado de acuerdo a la teoría, dado que un mayor *stock* de conocimientos financieros debería estar asociado con una tasa de ahorro más elevada (Japelli y Padula, 2013). Por ende, debería esperarse, también, que la probabilidad de ahorrar -ya sea mediante mecanismos formales y/o informales- se incremente conforme se eleva el nivel de conocimientos financieros de los individuos. Asimismo, el cambio de magnitud del efecto de esta última variable se corrige su carácter endógeno está en línea con los resultados obtenidos por otros trabajos empíricos (Japelli y Padula, 2013; Thomas y Spataro, 2015; Morgan y Trinh, 2019), los cuales encuentran evidencia de que ignorar la potencial endogeneidad de los conocimientos financieros suele producir una subestimación de su efecto marginal en los modelos econométricos.

**Tabla II. Efectos de la educación financiera sobre la probabilidad de ahorrar**

País/región	Argentina				Resto de América Latina			
	LPM		PROBIT		LPM		PROBIT	
Tipo de modelo	OLS	IV	ML (estándar)	ML (CF)	OLS	IV	ML (estándar)	ML (CF)
Estimador	OLS	IV	ML (estándar)	ML (CF)	OLS	IV	ML (estándar)	ML (CF)
<b>Variables de interés</b>								
Índice de Conceptos Financieros	<b>0.0144**</b> (0.00660)	<b>0.227</b> (0.198)	<b>0.0153**</b> (0.00671)	<b>0.135***</b> (0.0285)	<b>-0.000277</b> (0.00370)	<b>0.225***</b> (0.0849)	<b>-0.000123</b> (0.00363)	<b>0.133***</b> (0.0176)
Índice de Planificación Financiera del Hogar	<b>0.0130***</b> (0.00494)	<b>0.00394</b> (0.0108)	<b>0.0136***</b> (0.00469)	<b>0.00198</b> (0.00713)	<b>0.0165***</b> (0.00214)	<b>0.0101***</b> (0.00366)	<b>0.0159***</b> (0.00208)	<b>0.00562*</b> (0.00317)
<b>Variables de control</b>								
Ingreso	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Preferencias temporales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Socioeconómicas	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummy por países	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Test de Hausman (p-value)</i>	<b>1.000</b>		-		<b>0.000</b>		-	
<i>Test de Wald (p-value)</i>	-		<b>0.1131</b>		-		<b>0.0005</b>	
<b>Observaciones</b>	<b>1138</b>	<b>1128</b>	<b>1138</b>	<b>1128</b>	<b>5412</b>	<b>5349</b>	<b>5412</b>	<b>5349</b>

Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: en el caso de los modelos *probit*, la tabla muestra los efectos marginales promedio. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*10% nivel de significancia \*\*5% nivel de significancia \*\*\*1% nivel de significancia.

Nota 3: la hipótesis nula de los tests de Hausman y Wald plantea que la variable Índice de Conocimientos Financieros es exógena.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

## 5 Efectos heterogéneos por grupos

Un aspecto sobre el cual ha hecho hincapié la literatura es la existencia de patrones en la educación financiera para distintos grupos de la población, los cuales serán comentados brevemente a continuación.

En primer lugar, algunos modelos predicen un perfil etario de la educación financiera con forma de “U invertida”, lo cual parece confirmarse con los datos (Lusardi y Mitchell, 2011a, 2014), indicando que el nivel de conocimientos financieros es menor en edades tempranas y avanzadas.

En segundo lugar, algunos estudios han señalado la existencia de una larga y persistente brecha de género en cuanto a la educación financiera. Así, los hombres suelen poseer mayores conocimientos financieros que las mujeres, tanto en edades avanzadas como dentro del grupo de los más jóvenes (Lusardi *et al.*, 2010; Lusardi y Mitchell, 2009; Lusardi y Tufano, 2009a, b), presentándose estas diferencias tanto en los conocimientos financieros básicos como en los más sofisticados (Lusardi *et al.*, 2012; Hung *et al.*, 2009). Incluso, como sugiere el estudio de Mahdavi y Horton (2012), parece ocurrir que mujeres con elevados niveles educativos tienen bajos conocimientos financieros. De este modo, las mujeres parecen ser candidatos ideales para los programas de educación financiera (Lusardi y Mitchell, 2014).

En tercer lugar, el grado de conocimientos financieros parece diferir entre los distintos niveles educativos, dado que aquellos sin una educación universitaria tienen mucha menos probabilidad de tener conocimiento sobre los conceptos financieros básicos (Lusardi y Mitchell, 2007, 2011b). En particular, los conocimientos sobre aritmética son bastante pobres en personas con bajo nivel educativo (Christelis *et al.*, 2010; Lusardi, 2012). Por último, algunos trabajos empíricos han encontrado evidencia de que las personas con bajos niveles de ingreso tienen un menor grado de conocimientos financieros (Lusardi y Mitchell, 2014).<sup>18</sup>

Conforme lo explicado en los párrafos previos, surge una pregunta algo diferente: ¿los efectos de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar difieren según grupos? De ser así, esto permitiría identificar aquellos conjuntos de individuos sobre los que un incremento de sus conocimientos financieros tendría un mayor impacto sobre sus decisiones de ahorro, de forma tal de focalizar adecuadamente los programas de educación financiera.

Por último, debe señalarse que, en los modelos lineales, si se quiere analizar cómo cambia el efecto de una variable independiente ante variaciones de otro regresor, es usual incorporar términos de interacción en la ecuación. En los modelos de respuesta binaria también es posible usar una técnica similar, como sugiere el pionero trabajo de Ai y Norton (2003). Sin embargo, no parece haber consenso en la literatura acerca de la información que pueden aportar los *tests* de hipótesis sobre los términos de interacción, en el contexto de los modelos no lineales, como bien señala Greene (2010). En su lugar, este último autor sugiere realizar un análisis

---

<sup>18</sup> También parecen existir regularidades empíricas cuando se analiza la educación financiera según tipo de empleo, entorno familiar, zona geográfica de residencia, entre otras variables. Véase Lusardi y Mitchell (2014).

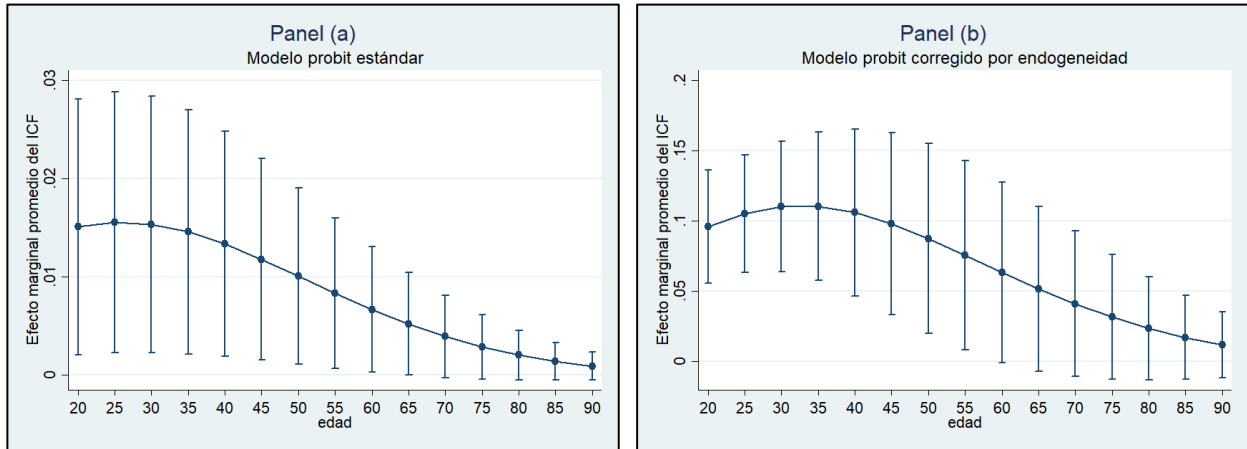
gráfico de cómo varía el efecto marginal promedio de la variable de interés ante cambios en otras variables, enfoque que se sigue en el presente trabajo.

## 5.1 Perfil etario de los efectos de la educación financiera

El trabajo de Modigliani y Brumberg (1954), por una parte, y recientes estudios sobre educación financiera (Lusardi y Mitchell, 2011, 2013), por otra parte, sugieren la existencia de un ciclo de vida en el ahorro y en la acumulación de conocimientos financieros, respectivamente. Así, en una primera instancia, resulta interesante analizar si el efecto marginal promedio de los conocimientos financieros varía según la edad en Argentina y el resto de América Latina, permaneciendo constantes el resto de las variables explicativas del modelo. Como muestra la Figura I, se distingue un marcado perfil etario en los efectos de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar, tanto si se consideran los resultados del modelo *probit* estándar como del modelo *probit* corregido por endogeneidad. Sin embargo, estos perfiles presentan algunas diferencias entre sí. Cuando se considera el nivel de conocimientos financieros como una variable exógena, el efecto marginal promedio que esta tiene sobre la probabilidad de ahorrar se mantiene relativamente constante entre los 20 y 30 años y luego decae notoriamente con la edad (Panel (a)). En cambio, cuando se considera dicha variable como endógena, su efecto marginal promedio crece hasta los 35 años y luego comienza a decaer (Panel (b)). Este último caso mantiene cierta correspondencia con el perfil etario de acumulación de conocimientos financieros en forma de “U invertida” que predicen los modelos de Lusardi y Mitchell (2011, 2013). De cualquier forma, los resultados parecen sugerir que un incremento en los conocimientos financieros tiene mayor efecto sobre la probabilidad de ahorrar en los individuos más jóvenes, a pesar de las diferentes magnitudes del impacto según el modelo que se considere: del orden de 1,5 p.p. en el modelo *probit* estándar, y en torno a 10 p.p. en el modelo *probit* corregido por endogeneidad. De este modo, las personas de edades tempranas parecen ser candidatos ideales para focalizar los programas de educación financiera, en línea con lo sugerido por Frisancho (2018, 2019) respecto a la implementación de dicho tipo de programas en escuelas secundarias.

Por otra parte, el perfil etario del efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar correspondiente al resto de América Latina es bastante diferente al de Argentina, adecuándose mejor a la forma de “U invertida”. En este grupo de países, dicho efecto es creciente hasta una edad de 50 años aproximadamente y luego comienza a descender (Figura II).

**Figura I. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina**

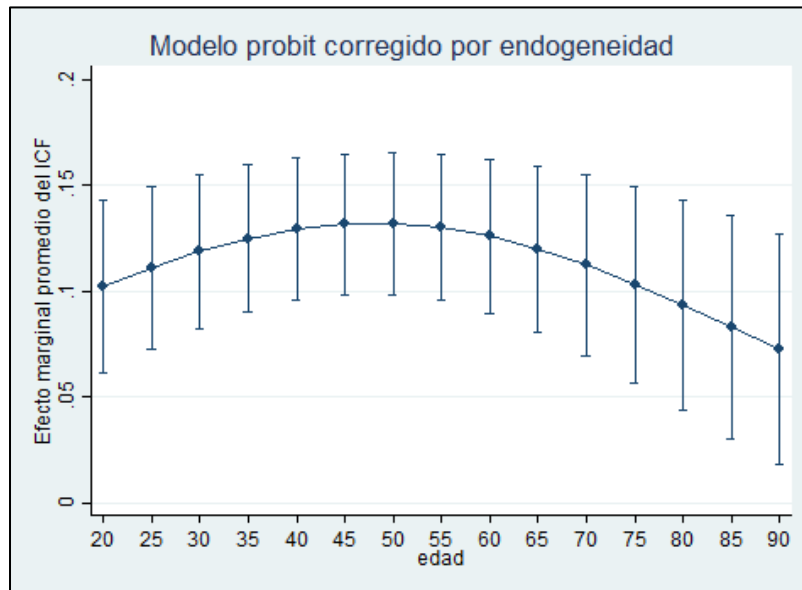


Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

**Figura II. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en el resto de América Latina**



Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

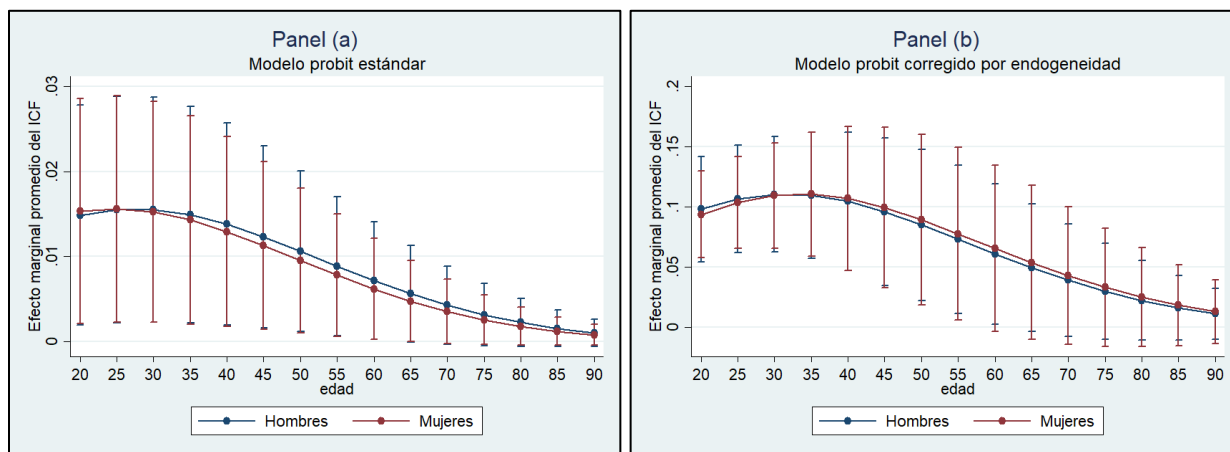
### 5.1.1. Perfil etario según sexo

Conforme lo analizado en el apartado anterior, los individuos jóvenes de entre 20 y 40 años aproximadamente parecen constituir un potencial grupo sobre el cual focalizar los programas

de educación financiera. No obstante, es importante enfatizar que los perfiles etarios anteriores están contruidos manteniendo constante el resto de las variables explicativas del modelo. En un paso posterior, una pregunta que surge naturalmente es si estos perfiles etarios tienen la misma forma para distintos subgrupos de la muestra. Particularmente, será de interés para este trabajo explorar si el efecto que tienen los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar como función de la edad varía, a su vez, según el sexo y la regularidad del ingreso.

La Figura III muestra los perfiles etarios del efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar, para hombres y mujeres de Argentina. A pesar de que los dos modelos parecen sugerir resultados distintos entre sí dadas las ubicaciones relativas de cada curva, los perfiles etarios son muy similares entre hombres y mujeres, manteniendo el patrón de la Figura I. Cuando se aplica el mismo análisis al resto de los países de América Latina (Figura IV), las diferencias de perfil etario por sexo son un poco más marcadas. Si bien ambos perfiles tienen forma de joroba, el efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar de las mujeres es menor al de los hombres hasta los 50 años aproximadamente, para luego estar por encima de este. Este resultado tiene cierto paralelismo con lo sugerido por Hsu (2011), cuyo modelo predice mayores incentivos para las mujeres a invertir en educación financiera en edades más avanzadas.

**Figura III. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina.**  
Perfiles según sexo



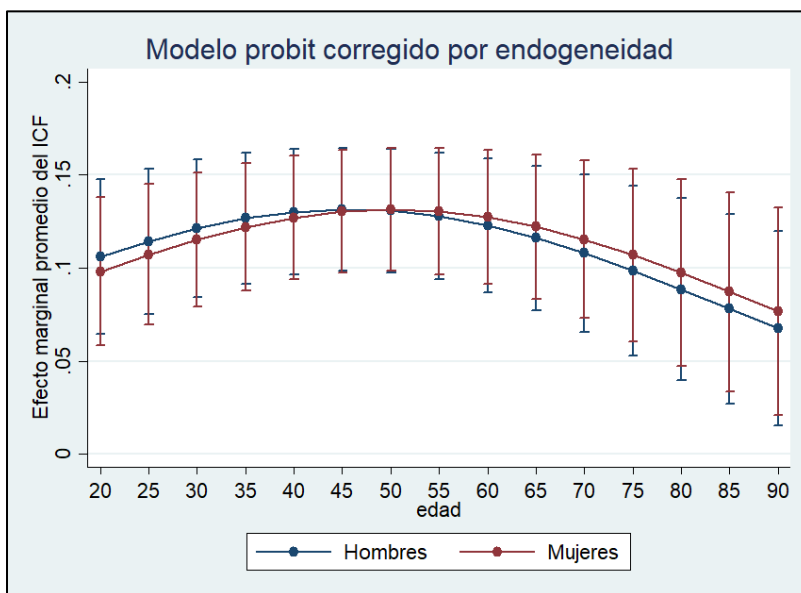
Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

**Figura IV. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en el resto de América Latina.**

Perfiles según sexo



Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

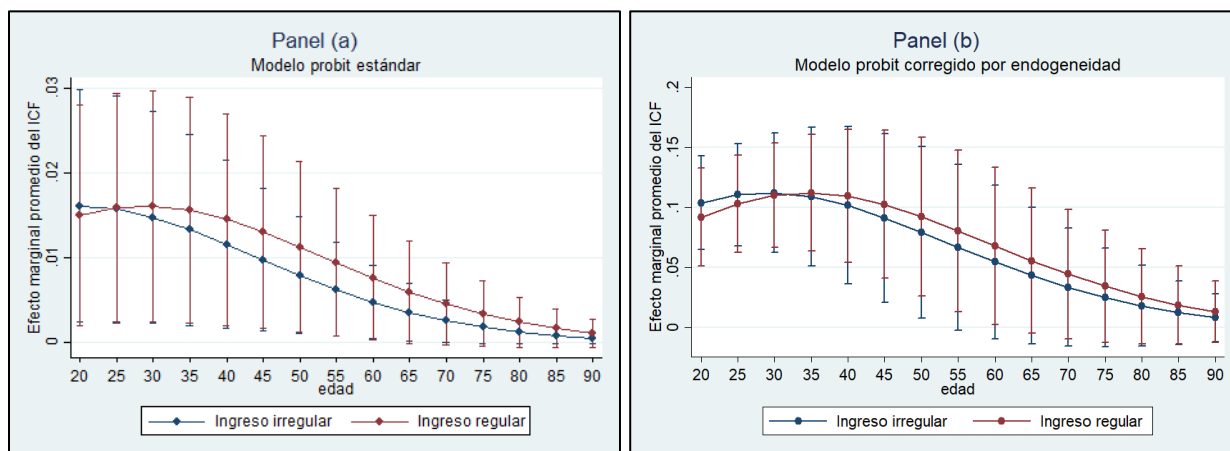
### 5.1.2. Perfil etario según regularidad del ingreso

Las Figuras V y VI, muestran el perfil etario de los efectos de los conocimientos financieros según regularidad del ingreso, para Argentina y el resto de América Latina, respectivamente. En el primer caso, para ambos tipos de modelos *probit*, se observa que en edades tempranas el efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar es mayor para los individuos con ingresos irregulares, revirtiéndose la relación conforme aumenta la edad. La diferencia está en que, en el modelo *probit* estándar, el corte entre las curvas se produce a los 25 años aproximadamente, mientras que en el modelo corregido por endogeneidad las curvas se cruzan poco después de los 30 años. El perfil correspondiente al resto de América Latina, en cambio, no muestra diferencias sustanciales según la regularidad del ingreso.



**Figura V. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en Argentina.**

Perfiles según regularidad del ingreso



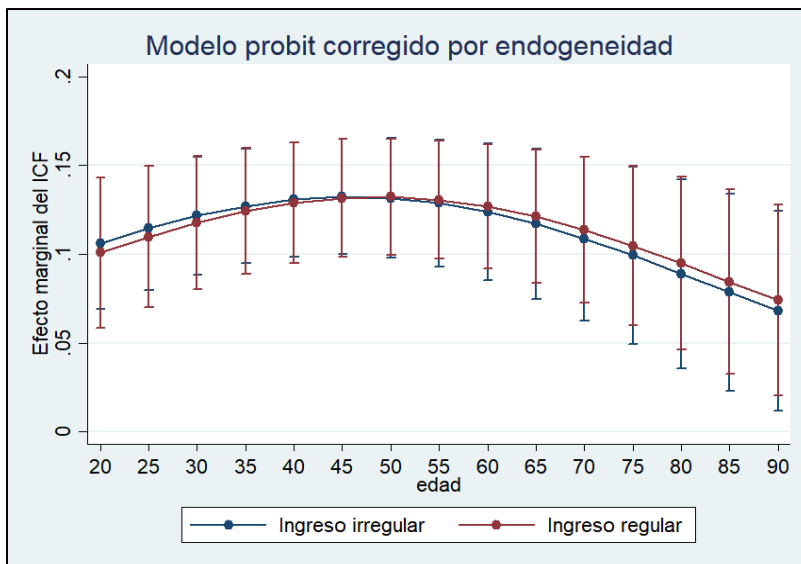
Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

**Figura VI. Perfil etario del efecto marginal promedio del ICF sobre la probabilidad de ahorrar en el resto de América Latina.**

Perfiles según regularidad del ingreso



Nota 1: la encuesta se relevó en Argentina en 2017, en Chile en 2016, y en el resto de los países en 2013.

Nota 2: los segmentos verticales indican el respectivo intervalo de confianza a 95%.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EMCF.

Conforme lo analizado en los párrafos anteriores, los resultados sugieren que un potencial grupo para focalizar las políticas de educación financiera en Argentina está constituido por

hombres y mujeres jóvenes -de entre 20 y 35 años aproximadamente-, cuyos ingresos son irregulares, sugiriendo, a su vez, que se encuentran en cierta situación de vulnerabilidad laboral.

## 6 Conclusiones

La literatura suele resaltar la importancia del ahorro de los hogares como mecanismo de promoción del crecimiento y desarrollo económico de un país, dada la posibilidad que brinda a los hogares de suavizar su consumo a lo largo del tiempo, acumular activos, facilitar la movilidad social y mejorar sus posibilidades futuras de generación de ingresos.

Como se ha destacado a lo largo del trabajo, si bien la teoría microeconómica reciente reconoce el papel específico de la educación financiera como mecanismo para impulsar el ahorro de los individuos, dicha relación ha sido escasamente analizada en los estudios empíricos de Argentina y América Latina.

Este trabajo, como estudio exploratorio, ha pretendido aportar evidencia empírica, mediante el uso de la información de la EMCF, para lograr una mejor comprensión de los efectos de la educación financiera sobre las decisiones de ahorro en Argentina en el contexto de América Latina, poniendo el foco en las dimensiones de conocimientos financieros y planificación financiera. De este modo, se construyeron un Índice de Conocimientos Financieros (ICF) y un Índice de Planificación Financiera del Hogar (IPFH) para medir dichas dimensiones y estimar sus impactos sobre la probabilidad de ahorrar mediante mecanismos formales y/o informales.

En virtud de lo anterior, en la Sección 4, los efectos de los conocimientos financieros y de la planificación financiera sobre las decisiones de ahorro fueron estimados mediante el uso de modelos lineales de probabilidad y modelos de respuesta binaria de tipo *probit*, contemplándose el carácter potencialmente endógeno del nivel de conocimientos financieros a través del uso de variables instrumentales. Cuando no son corregidos por endogeneidad, ambos modelos proveen resultados similares para Argentina, sugiriendo que un aumento de un punto en el ICF y en el IPFH incrementan, *ceteris paribus*, entre 1,3 p.p. y 1,5 p.p. la probabilidad de ahorrar. Si bien la evidencia sugiere fuertemente que la corrección por endogeneidad no es apropiada para el modelo lineal de probabilidad aplicado en este país, la regla de decisión es más difusa para el modelo *probit*. En efecto, podrían considerarse como válidos tanto el modelo *probit* estándar como el corregido por endogeneidad para el caso de Argentina, aunque este último modelo estima impactos marginales de los conocimientos financieros nueve veces superiores, indicando que un aumento unitario en el ICF produce un incremento de 13,5 p.p. en la probabilidad de ahorrar. Para el resto de los países de América Latina tomados como un todo, los resultados son relativamente similares, aunque la evidencia sugiere fuertemente que tanto el modelo lineal de probabilidad como el *probit* deben ser corregidos por endogeneidad.

En la Sección 5, se indagó acerca de la posible existencia de efectos heterogéneos por grupos de los conocimientos financieros sobre las decisiones de ahorro, en base a los resultados de los modelos *probit* para Argentina y el resto de América Latina. En ambos casos, se observó un marcado perfil etario de dichos efectos, aunque con diferentes características. Así, corrigiendo por endogeneidad, mientras que en Argentina el efecto marginal promedio del nivel de conocimientos financieros crece hasta los 35 años de edad y luego decrece marcadamente, en

el resto de los países se advierte un perfil que se asemeja más a una “U invertida”, incrementándose el efecto hasta los 50 años aproximadamente para luego decaer. A pesar de que estos perfiles no presentan diferencias sustanciales según sexo, sí parecen existir diferencias más marcadas según la regularidad del ingreso en Argentina. De este modo, si se corrige por endogeneidad, el efecto de los conocimientos financieros sobre la probabilidad de ahorrar de aquellos que tienen un ingreso irregular es mayor hasta los 30 años de edad aproximadamente, para luego invertirse la relación respecto a los individuos con ingresos regulares. Por ende, un potencial grupo para focalizar las políticas de educación financiera en Argentina está constituido por hombres y mujeres jóvenes -de entre 20 y 35 años aproximadamente-, cuyos ingresos son irregulares, sugiriendo, a su vez, que se encuentran en cierta situación de vulnerabilidad laboral.

Los resultados anteriores adquieren especial relevancia por dos razones. En primer lugar, la baja tasa de ahorrantes que tiene Argentina en relación al promedio de la región requiere la implementación de políticas que promuevan e incentiven el ahorro privado interno, para disminuir la dependencia respecto al ahorro público y al ahorro externo. Si bien, para lograr esto, la estabilidad económica con reglas de juego claras es una condición sumamente necesaria, el sector público puede aplicar medidas complementarias que promuevan la inclusión financiera y una cultura de ahorro, donde las políticas de educación financiera pueden jugar un papel importante. Así, en segundo lugar, existe un considerable potencial para mejorar el nivel de conocimientos financieros de los argentinos, dada la desfavorable posición de estos en relación a los estándares internacionales.

## Referencias bibliográficas

- Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*, 80(1), 123-129.
- Ameriks, J., Caplin, A., & Leahy, J. (2003). Wealth Accumulation and the Propensity to Plan. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1007-1047.
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Attanasio, O. P., & Szekély, M. (2000). Household saving in developing countries: Inequality, Demographics and all that. How different are Latin America and South East Asia?
- Bebczuk, R., Gasparini, L., Amendolagine, J., & Garbero, N. (2015). Understanding the Determinants of Household Saving: Micro Evidence for Latin America.
- Behrman, J. R., Mitchell, O. S., Soo, C., & Bravo, D. (2010). Financial Literacy, Schooling, and Wealth Accumulation. *Working Paper N° 16452*. National Bureau of Economic Research.
- Bernheim, B. D., Skinner, J., & Weinberg, S. (2001). What Accounts for the Variation in Retirement Wealth Among U.S Households? *The American Economic Review*, 91(4), 832-857.
- BID. (2016). Ahorrar para Desarrollarse: Cómo América Latina y el Caribe puede ahorrar más y mejor. Washington, D.C.
- Blundell, R. W., & Smith, R. J. (1989). Estimation in a Class of Simultaneous Equation Limited Dependent Variable Models. *The Review of Economic Studies Limited*, 56(1), 37-58.
- Bontemps, C., & Nauges, C. (2017). Endogenous Variables in Binary Choice Models: Some Insights for Practitioners. *Working Papers N° 17-855*. Toulouse School of Economics.
- Butelmann P, A., & Gallego Y, F. (2000). Ahorro de los hogares en Chile: Evidencia Microeconómica. *Economía Chilena*, 3(1).
- CAF & BCRA (2018). Encuesta de medición de capacidades financieras en Argentina: 2017.
- Camusso, J. E. (2018). Impaciencia y decisiones de ahorro en América Latina: un análisis empírico en base a microdatos. *Anales de la LII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Choi, Y., & Han, J. (2017). Time preference and savings behaviour. *Applied Economics Letters*.
- Christelis, D., Jappelli, T., & Padula, M. (2010). Cognitive abilities and portfolio choice. *European Economic Review*, 54(1), 18-38.
- Delavande, A., Rohwedder, S., & Willis, R. (2008). Preparation for Retirement, Financial Literacy and Cognitive Resources. *Working Paper 2008-190*. Michigan Retirement Research Center.
- Dong, Y.I., & Lewbel, A., 2015. A Simple Estimator for Binary Choice Models with Endogenous Regressors, *Econometric Reviews* 34:1-2, 82–105.

- Frederick, S., Loewenstein, G., & O'Donoghue, T. (2002). Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, XL, 351 -401.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press.
- Frisancho, V. (2018). The Impact of School-Based Financial Education on High School Students and Their Teachers: Experimental Evidence from Peru. *Working Paper Series N° IDB-WP-871*. Inter-American Development Bank.
- Frisancho, V. (2019). The Impact of Financial Education for Youth. *Discussion Paper N° IDB-DP-658*. Inter-American Development Bank
- Gaisina, S., & Kaidarova, L. (2017). Financial Literacy of Rural Population as a Determinant of Saving Behavior in Kazakhstan. *Rural Sustainability Research*, 38(333).
- Gandelman, N. (2015). A Comparison of Saving Rates: Micro Evidence from Seventeen Latin America and Caribbean Countries.
- García, N., Grifoni, A., López, J. C., & Mejía, D. M. (2013). *La educación financiera en América Latina y el Caribe. Situación actual y perspectivas*. Series Políticas Públicas y Transformación Productiva, CAF, n° 12.
- Greene, W. (2010). Testing hypotheses about interaction terms in nonlinear models. *Economics Letters*, 107, 291-296
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis*. New York: Pearson.
- Heckman, S. J., & Hanna, S. D. (2015). Individual and Institutional Factors Related to Low-Income Household Saving Behavior.
- Hsu, J. W. (2011). Aging and Strategic Learning: The Impact of Spousal Incentives on Financial Literacy. *Working Paper 2011-WP-06*. Networks Financial Institute.
- Hung, A. A., Parker, A. M., & Yoong, J. K. (2009). Defining and Measuring Financial Literacy. *Working Paper N° 708*. RAND Corporation.
- Huston, S. J. (2010). Measuring Financial Literacy. *The Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 296-316.
- Jappelli, T., & Padula, M. (2013). Investment in financial literacy and saving decisions. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 2779-2792.
- Klapper, L., Lusardi, A., & van Oudheusden, P. (2015). *Financial Literacy Around the World: insights from the standard & poor's ratings services global financial literacy survey*.
- Le Blanc, J., Porphiglia, A., Teppa, F., Zhu, J., & Ziegelmeier, M. (2016). Household Saving Behavior in the Euro Area. *International Journal of Central Banking*, 12(2).
- Lewbel, A., Dong, Y., & Tao Yang, T. (2012). Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors. *Canadian Journal of Economics*, 45(3), 809-829.
- Lusardi, A. (2012). Numeracy, Financial Literacy, and Financial Decisions-Making. *Working Paper N° 17821*. National Bureau of Economic Research.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2007). Baby Boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth. *Journal of Monetary Economics*, 54(1), 205-224.

- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2009). How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions: Financial Literacy and Retirement Readiness. *Working Paper 15350*. National Bureau of Economic Research.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011a). Financial literacy and retirement planning in the United States. *Journal of Pension Economics & Finance*, 10(4), 509-525.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011b). Financial literacy around the world: an overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497-508.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5-44.
- Lusardi, A., & Tufano, P. (2009a). Debt literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness. *Working Paper 14808*. National Bureau of Economic Research.
- Lusardi, A., & Tufano, P. (2009b). Teach Workers about the Perils of Debt. *Harvard Business Review*, 87(11), 22-24.
- Lusardi, A., Michaud, P.-C., & Mitchell, O. S. (2017). Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality. *Journal of Political Economy*, 125(2).
- Lusardi, A., Michaud, P.-C., & Mitchell, O. S. (2013). Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality. *Working Paper 18669*. National Bureau of Economic Research.
- Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Curto, V. (2010). Financial Literacy among the Young. *The Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358-380.
- Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Curto, V. (2012). Financial Sophistication in the Older Population. *Working Paper 17863*. National Bureau of Economic Research.
- Mahdavi, M., & Horton, N. (2014). Financial Literacy among Educated Women: Room for Improvement. *Journal of Consumer Affairs*, 48(2), 403-417.
- McArdle, J. J., Smith, J. P., & Willis, R. (2009). Cognition and Economic Outcomes in the Health and Retirement Survey. *Working Paper 15266*. National Bureau of Economic Research.
- Mejía Anzola, D., & Rodríguez Guzmán, G. (2016). Determinantes Socioeconómicos de la Educación Financiera. Evidencia para Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. *Serie Políticas Públicas y Transformación Productiva*, 23.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). *Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data*. London: Allen and Unwin: Post-Keynesian economics.
- Morgan, P. J., & Trinh, L. Q. (2019). Determinants and Impacts of Financial Literacy in Cambodia and Viet Nam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1).
- OCDE. (2005). *Improving Financial Literacy: Analysis of Issues and Policies*. Financial Market Trends.
- Rehman, H. U., Chaudhry, I. S., Faridi, M. Z., & Bashir, F. (2011). Rural-Urban Saving Differentials in Pakistan: Investigation from Primary Data. *Shout Asian Studies: A Research Journal of South Asian Studies*, 26(1), 19-35.
- Rivers, D., & Vuong, Q. H. (1988). Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics*, 39(3), 347-366.
- Roa, M. J. (2013). *Inclusión financiera en América Latina y el Caribe: acceso, uso y calidad*. CEMLA.

- Thomas, A., & Spataro, L. (2015). Financial Literacy, Human Capital and Stock Market Participation in Europe: An Empirical Exercise under Endogenous Framework. *Discussion Paper N° 194*. Dipartimento di Economia e Management - Università di Pisa.
- van Rooij, M., Lusardi, A., & Alessie, R. (2007). Financial Literacy and Stock Market Participation. *Working Paper 13565*. National Bureau of Economic Research.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts Institute of Technology.

## Anexo

### Construcción del Índice de Conocimientos Financieros (ICF)

Se utilizan las siguientes preguntas del módulo “Evaluación de conceptos” de la EMCF:

- Imagine que cinco hermanos reciben una donación o regalo de  $X$  unidades monetarias. Si los hermanos tienen que compartir el dinero por igual, ¿cuánto recibiría cada uno?
- Ahora imagine que los hermanos tienen que esperar un año para obtener su parte de las  $X$  unidades monetarias y la inflación se mantiene en  $Y$  por ciento anual. Luego de un año, ¿ellos van a poder comprar...?
- Imagine que usted prestó  $X$  unidades monetarias a un amigo una noche y él le devolvió esas  $X$  unidades monetarias al día siguiente. ¿Su amigo pagó algún interés por este préstamo?
- Supongamos que posee  $X$  unidades monetarias en una cuenta de ahorro con una tasa de interés de  $Y$  por ciento anual. Usted no realiza ningún otro pago en esta cuenta y no retira el dinero. ¿Cuánto habría en la cuenta al final del primer año, una vez que se realiza el pago de los intereses?
- ¿Y con la misma tasa de  $Y$  por ciento, cuánto tendría la cuenta al final de cinco años?
- Me gustaría saber si usted piensa que las siguientes afirmaciones son verdaderas o falsas:
  - Cuando se invierte mucho dinero, también existe la posibilidad de que se pierda mucho dinero.
  - Una alta inflación significa que el costo de vida está aumentando rápidamente.
  - Es menos probable que usted pierda todo su dinero si lo invierte en más de un lugar.

Para la construcción del ICF, en primer lugar, se calcula, para cada individuo encuestado, el número de respuestas correctas. De esta forma se obtiene un primer indicador que varía entre cero y ocho puntos. Luego, a través del método de normalización *min-max*, se reescala este indicador de tal forma que su puntaje varíe entre cero y diez puntos, donde un valor más alto indica un mayor grado de comprensión de los conceptos económicos-financieros evaluados, obteniéndose así el ICF.

### Construcción del Índice de Planificación Financiera del Hogar (IPFH)

Se compone de la agregación y codificación de las respuestas de los encuestados a las siguientes cuatro preguntas del módulo “Economía del Hogar” de la EMCF:

- ¿Quién es el responsable de las decisiones relacionadas con el manejo diario del dinero en su hogar?
- ¿Su familia tiene presupuesto?



- ¿Su familia utiliza este presupuesto para hacer un plan exacto del uso del dinero o para hacer un plan muy general del uso del dinero?
- ¿Su familia sigue este plan para la utilización del dinero?

La primera pregunta se codifica como uno si el encuestado participa en las decisiones financieras del hogar, y como cero en caso contrario. La segunda pregunta se codifica como uno si la familia afirma tener un presupuesto, y como cero en caso contrario. La tercera pregunta se codifica como uno si la familia utiliza el presupuesto para hacer un plan exacto del uso del dinero, y como cero en caso contrario. Por último, la cuarta pregunta se codifica como uno si la familia sigue siempre el plan para la utilización del dinero, como 0,5 si lo sigue a veces, y como cero en cualquier otro caso. Así, sumando los valores numéricos que surgen de la codificación de las cuatro preguntas, se obtiene un primer indicador que varía entre cero y cuatro puntos. Luego, utilizando el método de normalización *min-max*, se reescala este indicador de tal forma que su puntaje varíe entre cero y diez puntos, donde un valor más alto indica un mayor nivel de planificación financiera del hogar, obteniéndose así el IPFH.

### **Construcción del Índice de Impaciencia (II)**

Dentro del módulo “Actitudes y Conductas hacia el Dinero” de la EMCF, al encuestado se le pregunta qué tan de acuerdo se encuentra con cada una de las siguientes afirmaciones: (1) “Prefiero vivir el día y no me preocupo por el mañana”; (2) “Prefiero gastar dinero que ahorrar para el futuro”; (3) “Me pongo objetivos de ahorro a largo plazo y me esfuerzo por lograrlos”; (4) “El dinero está ahí para ser gastado”, pudiendo cada respuesta tomar valores enteros entre uno y cinco, donde un valor más alto indica un mayor grado de acuerdo con la afirmación correspondiente. En este sentido, el valor mínimo uno indica que el individuo se encuentra “completamente en desacuerdo”, mientras que el valor máximo cinco refleja que se encuentra “completamente de acuerdo”. Para la construcción del II, en primer lugar, se invierte la codificación de las respuestas a la afirmación “Me pongo objetivos de ahorro a largo plazo y me esfuerzo por lograrlos”, de forma tal que un mayor valor refleje un grado de impaciencia más alto, mientras que para el resto de las afirmaciones se mantiene la codificación original de las respuestas. En segundo lugar, para cada individuo, se suman los valores de las respuestas a las cuatro preguntas, obteniéndose un primer indicador cuyo puntaje varía de cuatro a veinte puntos. Por último, mediante el método de normalización *min-max*, se reescala el indicador obtenido de forma tal que su puntaje varíe de cero a diez puntos, donde un valor más alto indica un mayor grado de preferencia relativa del consumo presente, obteniéndose así el II.