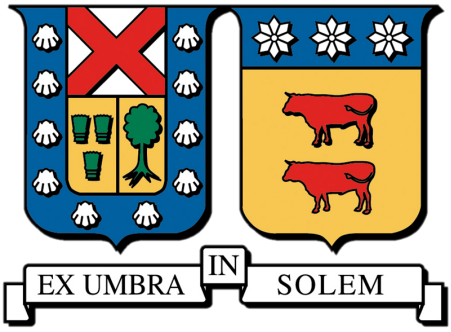


UNIVERSIDAD TÉCNICA FEDERICO SANTA MARÍA
DEPARTAMENTO DE INDUSTRIAS

Riesgo percibido de pérdida del empleo y comportamiento financiero de los hogares: evidencia sobre el gasto y del endeudamiento en veintidós países europeos

MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERA CIVIL INDUSTRIAL

AUTOR

ROCÍO ALEXANDRA ROBLEDO BRAVO

PROFESOR GUÍA

Dr. ROLANDO RUBILAR TORREALBA

PROFESOR CO-REFERENTE

Dr. BERNARDO PINCHEIRA SARMIENTO

VALPARAÍSO, 20 DE OCTUBRE 2026

CONSTANCIA DE VALIDACIÓN Y CONFIDENCIALIDAD DE MONOGRAFÍA A REPOSITORIO ACADÉMICO

1.- IDENTIFICACIÓN DEL TRABAJO ACADÉMICO

Tipo de monografía (marcar una opción): ☒ Memoria o trabajo de título ☐ Tesis de Postgrado

Título del trabajo: Riesgo percibido de pérdida del empleo y comportamiento financiero de los hogares: evidencia sobre el gasto y del endeudamiento en veintidós países europeos

Nombre del candidato(a): Rocío Alexandra Robledo Bravo

Carrera / Grado: Ingeniería Civil Industrial

Campus: Casa Central Valparaíso **Departamento:** Industrias

2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Rolando Rubilar Torrealba, en mi calidad de profesor(a) guía/director(a) del trabajo académico mencionado anteriormente **DEJO CONSTANCIA** que:

- He revisado esta versión del documento y corresponde a la versión final aprobada del trabajo.
- El trabajo cumple con los requisitos académicos y de formato establecidos por la institución.

3.- EVALUACIÓN DE CONFIDENCIALIDAD POR PROPIEDAD INDUSTRIAL (marcar una opción)

☒ El trabajo **NO contiene** información que amerite confidencialidad y puede ser publicado de inmediato en repositorio con acceso abierto.

☐ El trabajo **CONTIENE** información con potenciales implicancias de propiedad industrial o intelectual y requiere un periodo de confidencialidad (**embargo**) por **(marcar una opción)**:

☐ 6 meses ☐ 12 meses ☐ 2 años ☐ 3 años ☐ 5 años ☐ 10 años

Fundamentación de la necesidad de confidencialidad (obligatorio si se solicita embargo):

4.- FIRMAS

Profesor(a) guía o director(a) de memoria o tesis:

Fecha: 02-11-2026 **Firma:** _____

Estudiante o Candidato(a):

Fecha: 02-11-2026 **Firma:** Rocio Robledo

Este formulario debe ser insertado como página 2 de la memoria o tesis, completado y firmado por estudiante y profesor(a) antes de la entrega en portal PRISMA de Biblioteca USM.

Tabla de Contenidos

1 Agradecimientos **8**

2 Resumen **10**

3 Abstract **12**

4 Introducción **14**

5 Problema de Investigación **18**

5.1 Preguntas de Investigación 23

6 Objetivos **24**

6.1 Objetivo General 24

6.2 Objetivos Específicos 24

7 Alcance **26**

7.1 Cobertura Geográfica y Temporal 26

7.2 Unidad de Análisis 27

7.3 Dimensiones del Comportamiento Financiero 28

7.4 Alcance Metodológico 30

7.5 Materias Excluidas 31

8 Marco Teórico **34**

8.1 Consumo y Ahorro bajo Certeza 34

8.2 Ahorro Precautorio 35

8.3 Riesgo del Ingreso y Composición del Portafolio 37

8.4 Endeudamiento y Compromiso de Ingreso Futuro 39

8.5 Seguro Público y Autoaseguro 41

8.6 Medición del Riesgo Percibido 42

8.7 Evidencia Empírica Previa 44

8.7.1 *Estudios basados en medidas indirectas de riesgo* 44

8.7.2 *Estudios basados en expectativas subjetivas* 45

8.7.3 *Estudios sobre seguro público y consumo* 46

8.7.4 *Estudios sobre endeudamiento y riesgo laboral* 46

8.7.5 *Síntesis de la evidencia* 47

8.8 Síntesis e Hipótesis 49

9 Metodología **51**

9.1 La Household Finance and Consumption Survey 51

9.1.1 *Origen y propósito* 51

9.1.2 *Estructura del cuestionario* 52

9.1.3 *Imputación múltiple* 52

9.1.4 *Diseño muestral y ponderadores* 53

9.1.5 *Componente longitudinal* 54

9.1.6 *El extracto utilizado* 55

9.2 Construcción de la Muestra 55

9.3 Variables 57

9.3.1 *Variable independiente* 57

9.3.2 *Definición operacional de las variables del extracto* 57
9.3.3 *Validación de la construcción de las variables* 60
9.3.4 *Variables dependientes* 62
9.3.5 *Variables de control* 65
9.4 Tratamiento de Valores Extremos 67
9.5 Especificación Econométrica 68
9.6 Estimación e Inferencia 70
9.7 Tratamiento de la Imputación Múltiple 71
9.8 Procesamiento de los Datos y Reproducibilidad 72

10 Resultados **74**

10.1 Estadística Descriptiva 74
10.1.1 *Construcción de la muestra* 74
10.1.2 *La variable independiente* 75
10.1.3 *Variación entre levantamientos* 76
10.1.4 *Variación entre países* 77
10.1.5 *Variación entre grupos de hogares* 80
10.1.6 *Las variables dependientes* 81
10.2 Resultados Principales 83
10.2.1 *Primera hipótesis: el nivel de activos líquidos* 84
10.2.2 *Segunda hipótesis: la participación de fondos mutuos* 85
10.2.3 *Tercera hipótesis: el endeudamiento* 86
10.2.4 *Cuarta hipótesis: el gasto* 90

10.3 El Control de Riqueza y la Restricción de la Muestra 91

10.4 Especificación en Tramos 93

10.5 Los Dos Márgenes de la Participación en Fondos Mutuos 96

10.6 Heterogeneidad por Quintil de Ingreso 98

10.7 Pruebas de Robustez 100

10.7.1 *El gasto resiste el conjunto completo* 101

10.7.2 *El endeudamiento resiste, con una excepción informativa* 102

10.7.3 *La participación de fondos mutuos es estable en magnitud* 103

10.7.4 *En el colchón financiero no se encuentra evidencia* 103

10.8 Síntesis de los Resultados 104

11 Discusión **107**

11.1 La Asociación con el Gasto Corriente 107

11.1.1 *La magnitud desde la perspectiva del hogar* 109

11.2 La Asociación con el Endeudamiento 110

11.2.1 *La asimetría entre reducir deuda y acumular activos* 111

11.2.2 *Amortizar o no endeudarse* 112

11.2.3 *Quién puede desapalancarse y quién no* 113

11.3 La Ausencia de Evidencia en los Activos Líquidos 114

11.3.1 *Los activos se ajustan por acción y los pasivos por omisión* 115

11.3.2 *Los hogares expuestos son los que menos capacidad de ahorro tienen* . . . 116

11.3.3 *El seguro público sustituye parcialmente al autoaseguro* 117

11.3.4 *La interpretación alternativa y por qué no se adopta* 118

11.4 La Participación de Fondos Mutuos 119

11.5 Qué Puede y Qué No Puede Identificar Este Diseño 120

11.6 Relación con la Literatura Previa 122

11.6.1 *Coincidencia con Carroll, Dynan y Krane* 122

11.6.2 *Contraste con Sullivan: la deuda antes y después del shock* 123

11.6.3 *Divergencia con Barceló y Villanueva* 124

11.7 Implicancias 125

11.7.1 *Sobre la demanda agregada* 125

11.7.2 *Sobre la demanda de crédito* 126

11.7.3 *Sobre la política de protección al desempleo* 127

11.7.4 *Sobre el caso chileno* 127

12 Conclusiones **129**

12.1 Respuesta a las Preguntas de Investigación 129

12.2 Dos Hallazgos No Previstos 132

12.3 Cumplimiento de los Objetivos 133

12.4 Aportes de la Investigación 134

12.5 Líneas de Investigación Futura 137

12.6 Consideraciones Finales 138

13 Limitaciones **141**

13.1 Limitaciones del Extracto de Datos 141

13.1.1 *Tratamiento de la imputación múltiple* 141

13.1.2 *Ausencia de pesos de replicación* 143

13.1.3 *Número y desbalance de los grupos de agrupamiento* 143

13.2 Limitaciones en la Medición de Variables Específicas 144

13.2.1 *El denominador de la razón de endeudamiento* 145

13.2.2 *La codificación de la riqueza neta negativa* 146

13.2.3 *El alcance del agregado de gasto* 148

13.2.4 *Cobertura parcial del agregado de activos financieros* 149

13.2.5 *Codificación del nivel educacional* 149

13.3 Limitaciones del Diseño 150

13.3.1 *Carácter correlacional* 150

13.3.2 *El control de riqueza* 151

13.3.3 *Imposibilidad de análisis de panel* 151

13.3.4 *Heterogeneidad institucional no explotada* 153

13.4 Limitaciones de la Medición del Riesgo Percibido 153

13.4.1 *Naturaleza de la variable* 153

13.4.2 *Discrepancia entre la unidad de medición y la de análisis* 154

13.4.3 *Las dos medidas de ingreso del extracto* 155

13.4.4 *Restricción a hogares con persona de referencia ocupada* 155

13.5 Alcance Conjunto de las Limitaciones 156

14 Anexos **158**

14.1 Anexo A: Tablas de Regresión Completas 158

14.2 Anexo B: Estadística Descriptiva Complementaria 163

14.3 Anexo C: Verificaciones de Consistencia de las Variables 164

14.4 Anexo D: Código de Procesamiento y Estimación 165

14.4.1 *Construcción de la muestra* 166

14.4.2 *Construcción de las variables* 167

14.4.3 *Estimación de los modelos* 170

15 Declaración de Uso de Herramientas de Inteligencia Artificial **174**

1 Agradecimientos

Quiero agradecer a todas las personas que fueron parte de este camino, porque ninguna de las etapas que cerré la cerré sola.

Al profesor Rolando Rubilar, mi profesor guía. Gracias por la paciencia, por el tiempo que me dedicó y por haber confiado en este trabajo incluso cuando yo todavía no sabía hasta dónde iba a llegar. Su disposición a orientarme en cada etapa fue fundamental para que pudiera terminar, y se lo agradezco de verdad.

A mis papás, Gloria y Marcelo. Gracias por estar en todos los años de mi carrera, en los buenos y también en los que no quería seguir. Ustedes me enseñaron a ser constante y a no rendirme, y todo lo que soy hoy es porque me acompañaron desde el primer día. Este título también es de ustedes.

A mi hermana Belén, que es la persona que más quiero en el mundo. Gracias por ser mi compañía de siempre y por recordarme que había vida más allá de la universidad.

A mi hermana Karin y a Gonzalo, que me aconsejaron y me aguantaron en la parte más pesada de todo este proceso. Gracias por hacerme un espacio justo cuando más lo necesitaba.

A mi hermano Felipe, por ser parte de esta familia que me sostuvo todo este tiempo.

A Javier, mi compañero de vida que se quedó justo para la parte más difícil y la hizo más liviana. Gracias por el aguante, por escucharme hablar de esto mil veces, por calmarme cuando yo ya no podía y por no dejarme sola en ningún momento. Eres mi tranquilidad en medio de todo. Te amo.

A mis abuelitas, Juana y Graciela. Gracias por el amor de toda la vida y por preguntarme siempre cómo me estaba yendo. A ti, Graciela, no alcancé a contarte que terminé, pero sé que

estarías orgullosa.

A William y Bernarda, que desde el primer día me hicieron sentir parte de su familia. Gracias por el cariño de todos estos años, por preocuparse de cómo estaba y por recibirme siempre como una más. Y a Nicole, que estando cerca siempre me hizo saber que podía contar con ella y que durante esos años tuvo las puertas de su casa abiertas para nosotros.

A mis amigos de la universidad. Gracias por las horas de estudio compartidas, por las madrugadas antes de las entregas y por hacer que esta carrera fuera mucho más llevadera. Sin ustedes esta experiencia habría sido completamente distinta.

A todos los que de una u otra forma fueron parte de esto, gracias.

2 Resumen

La teoría del ahorro precautorio predice que los hogares expuestos a incertidumbre sobre su ingreso futuro acumulan activos como forma de autoaseguro. La evidencia empírica ha sido dispar, en parte porque la incertidumbre que percibe el hogar rara vez se observa de manera directa y en parte porque los estudios disponibles se concentran en países individuales, donde todos los hogares enfrentan el mismo sistema de protección social. A ello se agrega que la literatura suele identificar el colchón precautorio con la acumulación de activos, y deja fuera la otra vía por la que el hogar puede mejorar su posición patrimonial, que es la reducción de sus pasivos.

Esta investigación examina la asociación entre el riesgo percibido de pérdida del empleo y el comportamiento financiero de los hogares utilizando la *Household Finance and Consumption Survey* del Banco Central Europeo, que incorpora una medida subjetiva directa del riesgo laboral: solicita a cada persona ocupada estimar, en una escala de cero a cien, la probabilidad de perder su empleo durante los próximos doce meses. Se estima un modelo de corte transversal agrupado con efectos fijos de país y de levantamiento sobre 77.968 observaciones de hogares de veintidós países, en los levantamientos de 2014 y 2017, y los modelos principales se restringen a los 75.619 registros con riqueza neta positiva. Se examinan cuatro dimensiones del comportamiento financiero: la tenencia de activos líquidos, la participación de fondos mutuos en el agregado financiero del hogar, el endeudamiento y el gasto corriente.

El gasto en bienes y servicios de consumo se asocia negativamente con el riesgo percibido, con significancia al 1 % en nueve de diez especificaciones alternativas y sin variación entre los tres criterios de agrupamiento de los errores estándar examinados. La asociación negativa aparece con mayor claridad en los tramos superiores de riesgo declarado, donde la diferencia de gasto alcanza

alrededor de 7 %. El endeudamiento presenta el mismo signo en las dos medidas previstas, la razón entre pasivos e ingreso bruto y la fracción del ingreso comprometida en el servicio de la deuda, ambas calculadas sobre hogares que registran algún pasivo. La participación de fondos mutuos arroja un coeficiente negativo significativo en ocho de diez especificaciones, cuya inferencia depende del control de escala que se utilice. En el nivel de activos líquidos no se encontró evidencia concluyente, resultado que se mantiene en tres medidas de amplitud creciente y que coincide con lo reportado por Carroll, Dynan y Krane (2003) bajo un diseño distinto.

Las diferencias se concentran en el flujo de gasto y en el pasivo, y no en el nivel de los activos. Una explicación posible es que las dos vías hacia una mejor posición patrimonial no exigen el mismo esfuerzo: acumular requiere generar un excedente sostenido, mientras que reducir el endeudamiento puede lograrse absteniéndose de contraer el crédito que se habría contraído, algo más viable en el horizonte de doce meses al que se refiere la pregunta. Bajo esa lectura, los resultados complementan la evidencia que documenta el uso del crédito una vez perdido el empleo, porque el hogar que percibe mayor riesgo presenta menor exposición antes de que el evento ocurra. El diseño, con todo, compara hogares distintos en un mismo momento y no sigue al mismo hogar en el tiempo, por lo que los resultados describen asociaciones y no permiten atribuirlas a un cambio de conducta del hogar frente al riesgo. Esa es la limitación principal del trabajo.

Palabras clave: ahorro precautorio, riesgo de desempleo, expectativas subjetivas, consumo de los hogares, endeudamiento, HFCS.

3 Abstract

Precautionary saving theory predicts that households facing uncertainty about their future income accumulate assets as a form of self-insurance. The empirical evidence has been mixed, partly because the uncertainty a household perceives is rarely observed directly, and partly because the available studies focus on single countries, where all households face the same social protection system. In addition, the literature tends to identify the precautionary buffer with asset accumulation, leaving aside the other channel through which a household can improve its balance sheet, which is the reduction of its liabilities.

This study examines the association between perceived job loss risk and household financial behaviour using the European Central Bank's *Household Finance and Consumption Survey*, which includes a direct subjective measure of labour risk: each employed person is asked to estimate, on a zero to one hundred scale, the probability of losing their job over the next twelve months. A pooled cross-section with country and wave fixed effects is estimated on 77,968 household observations from twenty-two countries in the 2014 and 2017 waves, with the main models restricted to the 75,619 records with positive net wealth. Four dimensions of financial behaviour are examined: liquid asset holdings, the share of mutual funds in the household's financial aggregate, indebtedness, and current expenditure.

Expenditure on consumer goods and services is negatively associated with perceived risk, significant at 1 % in nine of ten alternative specifications and unchanged across the three standard error clustering criteria examined. The negative association is clearest in the upper brackets of declared risk, where the difference in expenditure reaches around 7 %. Indebtedness shows the same sign in both intended measures, the ratio of liabilities to gross income and the share of income

committed to debt service, both computed on households reporting some liability. The share of mutual funds yields a negative coefficient that is significant in eight of ten specifications, with inference depending on the scale control used. For the level of liquid assets no conclusive evidence was found, a result that holds across three measures of increasing breadth and is consistent with the findings of Carroll, Dynan and Krane (2003) under a different design.

Differences concentrate in the expenditure flow and in liabilities, rather than in the level of assets. One possible explanation is that the two channels towards a stronger balance sheet do not require the same effort: accumulation calls for a sustained surplus, whereas reducing indebtedness can be achieved by refraining from credit that would otherwise have been taken on, which is more feasible within the twelve month horizon the survey question refers to. Under that reading, the results complement the evidence documenting the use of credit once a job has been lost, since households perceiving higher risk show lower exposure before the event occurs. The design, however, compares different households at a point in time rather than following the same household over time, so the results describe associations and cannot be attributed to a change in household behaviour in response to risk. That is the study's main limitation.

Keywords: precautionary saving, unemployment risk, subjective expectations, household consumption, indebtedness, HFCS.

4 Introducción

Perder el empleo es una de las contingencias económicas más severas que puede enfrentar un hogar. La literatura ha documentado extensamente sus consecuencias sobre el ingreso, el consumo y el bienestar de quienes lo experimentan. Menos atención ha recibido, en cambio, una pregunta previa: qué ocurre con los hogares que todavía conservan su trabajo pero temen perderlo.

Esa distinción importa por una razón de magnitud. En cualquier momento del ciclo económico, los trabajadores que perciben riesgo de quedar sin empleo son considerablemente más numerosos que quienes efectivamente lo pierden. Si la sola percepción de ese riesgo se asocia con un comportamiento financiero distinto, entonces la inseguridad laboral tiene efectos agregados que no se capturan al observar únicamente a los desempleados.

La teoría económica ofrece una predicción precisa al respecto. Desde los trabajos de Leland (1968) y Kimball (1990) se sabe que, bajo preferencias con utilidad marginal convexa, la incertidumbre sobre el ingreso futuro induce al hogar a ahorrar más de lo que ahorraría en su ausencia. Ese ahorro adicional, conocido como precautorio, constituye una forma de autoaseguro frente a contingencias que el mercado no cubre. Carroll (1997) desarrolló esta idea en un modelo donde el hogar mantiene un colchón de activos líquidos cuya magnitud objetivo crece con la incertidumbre que enfrenta.

La evidencia empírica sobre esta predicción ha sido considerablemente menos concluyente que la teoría. Lugilde et al. (2017) revisan tres décadas de investigación y concluyen que no existe consenso ni sobre la intensidad del motivo precautorio ni sobre cuál es la medida apropiada de incertidumbre. Tres dificultades explican buena parte de esa dispersión. La primera es de medición: la incertidumbre que percibe un hogar no se observa directamente, de modo que los estudios han

debido aproximarla mediante variables como la tasa de desempleo sectorial o la varianza histórica del ingreso, ninguna de las cuales captura lo que el hogar efectivamente cree que va a ocurrir. La segunda es de alcance: casi toda la evidencia proviene de estudios realizados sobre un solo país, donde todos los hogares enfrentan el mismo sistema de protección social. La tercera es de concepto: la literatura suele identificar el colchón precautorio con la acumulación de activos, y deja por tanto fuera del contraste la otra vía por la cual el hogar puede mejorar su posición frente a la incertidumbre, que es la reducción de sus pasivos. Un hogar que debe menos está tan protegido como uno que tiene más, y el contraste habitual solo examina lo segundo.

Esta investigación aborda las tres dificultades. Utiliza la *Household Finance and Consumption Survey* del Banco Central Europeo, encuesta armonizada que entrevista a hogares de veintidós países y que incluye una pregunta que la mayoría de los estudios previos ha debido reconstruir de manera indirecta: se solicita a cada persona ocupada estimar, en una escala de cero a cien, la probabilidad de perder su empleo durante los próximos doce meses. Sobre un extracto de 77.968 observaciones correspondientes a los levantamientos de 2014 y 2017, de las cuales las 75.619 con riqueza neta positiva conforman la muestra de análisis, se estima la relación entre esa medida y cuatro dimensiones del comportamiento financiero del hogar: la tenencia de activos líquidos, la participación de fondos mutuos en el agregado financiero, el endeudamiento y el gasto corriente.

El resultado principal puede anticiparse, y consiste en una asimetría dentro del balance del hogar. Un mayor riesgo percibido se asocia con menor gasto corriente, con una asociación que se mantiene en nueve de las diez especificaciones alternativas estimadas y que es invariante a los tres criterios de inferencia examinados. El endeudamiento presenta el mismo signo en las dos medidas previstas, de manera que los hogares que declaran mayor riesgo mantienen menos deuda y comprometen una fracción menor de su ingreso en servirla; la razón entre pasivos e ingreso conserva

significancia al 5 % bajo los tres criterios de inferencia y la carga financiera bajo dos de ellos. Conviene advertir desde ya que ambos indicadores están definidos únicamente para los hogares que registran algún pasivo, alrededor del 57 % del total, de modo que ese resultado describe a ese subconjunto y no al total de la muestra. En el nivel de activos líquidos, en cambio, no se encontró evidencia concluyente, y esa ausencia de significancia se mantiene en tres medidas de amplitud creciente, desde el saldo en cuentas de ahorro hasta los activos líquidos netos. La participación de fondos mutuos arroja un coeficiente negativo y estable cuya inferencia depende de la elección del control de escala.

La relación con el gasto, además, no es proporcional a la probabilidad declarada. La asociación negativa aparece con mayor claridad en los tramos superiores de la escala, y alcanza una diferencia cercana al 7 % entre quienes consideran más probable que improbable perder su empleo. Los datos no permiten situar un punto de corte preciso dentro de la escala, pero sí muestran que una especificación lineal describe mal la forma de la relación.

Esa asimetría es el hallazgo central del trabajo, y conviene precisar en qué consiste. Los hogares expuestos a mayor riesgo percibido presentan una mejor posición patrimonial frente a la incertidumbre, de manera que la intuición de la teoría encuentra respaldo. Lo que no lo encuentra es la forma que la teoría le atribuye. El modelo sostiene que el hogar prudente acumula activos, y en esa dimensión los datos no muestran diferencias detectables; donde sí las muestran es en el pasivo. Reducir deuda y acumular activos son operaciones equivalentes en términos de riqueza neta, pero no lo son en términos del esfuerzo que exigen. Acumular activos requiere generar un excedente mes a mes y preservarlo; reducir el endeudamiento puede lograrse absteniéndose de contraer el crédito que se habría contraído. Bajo un horizonte de doce meses, que es el de la pregunta, la segunda vía está al alcance del hogar y la primera no. Esa es una explicación posible del patrón

observado y no un mecanismo que este diseño establezca.

El trabajo examina esa explicación junto con otras tres, entre las cuales la magnitud del colchón disponible ocupa un lugar central. El hogar mediano de la muestra sostiene poco más de dos meses de ingreso en activos líquidos netos, y más del 40 % de los hogares no mantiene cuenta de ahorro alguna, posición desde la cual hay poco margen para acumular por mucho que la teoría lo prescriba.

El hallazgo sobre endeudamiento admite por último una lectura que la literatura previa no había formulado. La evidencia disponible documenta que el hogar recurre al crédito una vez que ha perdido el empleo, es decir, que la deuda opera como red de seguridad frente al shock ya ocurrido. Los resultados de este trabajo describen la situación previa, cuando el shock todavía no se materializa y el hogar que percibe mayor riesgo presenta menor exposición. Ambos conjuntos de resultados admiten una lectura secuencial, en la que el desapalancamiento previo preservaría la capacidad de endeudamiento que el hogar necesitará después. Esa lectura es una conjetura, porque ninguno de los dos diseños observa las dos etapas sobre los mismos hogares.

El documento se organiza de la siguiente manera. El capítulo siguiente plantea el problema de investigación y las preguntas que lo orientan. Los capítulos sexto y séptimo establecen los objetivos y el alcance del estudio. El octavo desarrolla el marco teórico, desde las hipótesis clásicas del consumo hasta la literatura empírica reciente sobre ahorro precautorio, y formula las hipótesis que se contrastan. El noveno describe los datos y la estrategia de estimación, e incluye la verificación de consistencia con que se estableció la correspondencia entre las variables disponibles y los conceptos que miden. El décimo presenta los resultados, incluidas las pruebas de robustez y la fundamentación de la especificación adoptada. Los capítulos finales discuten los hallazgos, exponen las conclusiones y detallan las limitaciones del trabajo.

5 Problema de Investigación

Las decisiones financieras de los hogares no se toman bajo certeza. El ingreso futuro depende de la permanencia en el empleo, y esa permanencia no está garantizada. En la zona euro la tasa de desempleo pasó de 11,6 % en 2014 a 9,0 % en 2017 (Eurostat, 2026b), pero el promedio esconde diferencias grandes: mientras en 2014 Alemania registró 5,0 %, en Grecia la cifra llegó a 26,5 %. A eso se suma la extensión del empleo temporal, que lejos de retroceder con la recuperación pasó de 15,7 % a 16,6 % de los asalariados de la zona euro entre 2014 y 2017, y supera el 20 % en países como España y Portugal (Eurostat, 2026a). Detrás de esas cifras hay millones de hogares que deciden cuánto ahorrar, en qué invertir y cuánta deuda tomar sin saber si el mes siguiente van a seguir recibiendo un sueldo.[1]

La teoría predice que esa incertidumbre modifica el comportamiento. Kimball (1990) formalizó la prudencia, la propiedad de las preferencias que lleva a un consumidor a aumentar su ahorro cuando enfrenta riesgo en su ingreso futuro. Carroll (1997) mostró que ese comportamiento genera un colchón de activos líquidos que el hogar mantiene como autoseguro y que repone cada vez que lo gasta. La predicción es directa: a mayor riesgo percibido, mayor acumulación de activos disponibles.

La evidencia empírica, en cambio, no ha sido concluyente. Lugilde et al. (2017) revisan tres décadas de trabajos sobre ahorro precautorio y encuentran resultados que van desde efectos nulos hasta estimaciones que atribuyen a este motivo la mitad de la acumulación de riqueza de los hogares. Carroll et al. (2003) relacionan probabilidades de pérdida del empleo con la riqueza neta de los hogares estadounidenses y encuentran un efecto precautorio en los de ingreso medio y alto,

[1] Los datos de desempleo corresponden a la zona euro de 19 países y los de empleo temporal a la de 20 países, según la disponibilidad de cada serie en Eurostat.

pero no en los de ingreso permanente bajo. Barceló y Villanueva (2016) aprovechan las diferencias en costos de despido del mercado laboral español y estiman que los trabajadores temporales maduros acumulan un 40 % adicional de su ingreso en activos líquidos. Benito (2006) encuentra que la inseguridad laboral se asocia con menor consumo en los hogares británicos.

Esa dispersión tiene al menos tres explicaciones, y ninguna está resuelta.

La primera es de medición. La incertidumbre que enfrenta un hogar no se observa. Los estudios han tenido que aproximarla con la tasa de desempleo del sector, con la varianza histórica del ingreso o con probabilidades de despido estimadas a partir de características observables. Ninguna de esas aproximaciones captura lo que el hogar efectivamente cree que va a pasar, y todas arrastran un problema adicional: las personas eligen su ocupación. Un trabajador más tolerante al riesgo se inclina por empleos de ingreso volátil y a la vez ahorra menos, de modo que la correlación entre riesgo e ingreso puede reflejar autoselección y no comportamiento precautorio (Lusardi, 1998; Carroll et al., 2003). Los trabajos que sí usan medidas subjetivas directas, como Guiso et al. (1992) con la distribución del ingreso futuro declarada por hogares italianos, o Stephens (2004) con expectativas de pérdida del empleo en Estados Unidos, tienden a encontrar efectos más nítidos.

La segunda explicación tiene que ver con dónde se mira. Carroll et al. (2003) encuentran el efecto precautorio en medidas amplias de riqueza que incluyen el valor de la vivienda, y no lo encuentran en subagregados más estrechos compuestos solo por activos y pasivos financieros. Esto es más que un detalle técnico. La respuesta precautoria podría no consistir en acumular más riqueza total, sino en recomponer la que ya se tiene hacia formas más líquidas y menos riesgosas. Guiso et al. (1996) muestran que bajo aversión estándar al riesgo, en el sentido de Kimball (1993), un hogar expuesto a riesgo de ingreso no asegurable reduce la proporción de activos riesgosos en su portafolio, y encuentran respaldo empírico en una muestra italiana. Si eso es así, mirar solo el

nivel de riqueza deja fuera buena parte del fenómeno.

La tercera explicación es de concepto, y delimita lo que la literatura ha contrastado efectivamente. Tanto la acumulación como la recomposición de activos son operaciones sobre un solo lado del balance del hogar. El otro lado es el pasivo, y un hogar que debe menos está tan protegido frente a una caída de ingreso como uno que tiene más. La diferencia entre ambas vías no está en el resultado sino en el esfuerzo que exigen: acumular activos requiere generar un excedente mes a mes y preservarlo, mientras que reducir el endeudamiento puede lograrse absteniéndose de contraer el crédito que se habría contraído. Du Caju et al. (2016) examinan el endeudamiento de los hogares de la zona euro con estos mismos datos y establecen que la fracción del ingreso comprometida en el servicio de la deuda mide algo distinto del nivel de endeudamiento, y que es la que mejor predice las situaciones de dificultad financiera. Sullivan (2008) documenta, por su parte, que el hogar de bajos recursos recurre al crédito una vez que ha perdido el empleo, de modo que la deuda opera como red de seguridad frente a un shock ya ocurrido. Lo que ninguno de los dos examina es el comportamiento previo, esto es, si el hogar que anticipa el shock reduce su exposición antes de que ocurra. Un contraste que mide solo activos no permite distinguir a un hogar que no se protege de uno que se protege por el lado del pasivo.

Hay un elemento adicional que la evidencia disponible casi no ha podido explorar. El hogar no es la única fuente de seguro frente al desempleo: el Estado también provee cobertura, y donde esa cobertura es más generosa el incentivo a autoasegurarse es menor. Engen y Gruber (2001) estiman que reducir en un 50 % la tasa de reemplazo del seguro de cesantía elevaría los activos financieros del trabajador promedio en un 14 %, y que ese desplazamiento es mayor entre los trabajadores expuestos a más riesgo de desempleo. El problema es que casi toda la evidencia proviene de estudios de un solo país, donde todos los hogares de la muestra enfrentan el mismo sistema de

protección. En Europa, para un trabajador soltero con salario promedio que lleva dos meses desempleado, la tasa neta de reemplazo iba en 2017 desde 26 % en Malta hasta 86 % en Luxemburgo (OECD, 2026). Es decir, frente a la misma pérdida de empleo, un trabajador luxemburgués conserva la mayor parte de su ingreso neto y uno maltés apenas un cuarto. Esa diferencia implica que un mismo nivel de riesgo percibido puede traducirse en conductas distintas según el país, de modo que una muestra que abarca sistemas tan dispares exige controlar esa heterogeneidad en lugar de suponerla constante. Los estudios de un solo país no necesitan hacerlo, pero tampoco pueden: al enfrentar todos sus hogares el mismo sistema de protección, no hay forma de saber cuánto de lo que miden depende de ese sistema. El contraste directo entre generosidad del seguro y comportamiento financiero queda fuera del alcance de esta investigación, por las razones que se exponen en el capítulo correspondiente, y se plantea entre sus líneas de continuación.

Esta investigación estudia el vínculo entre riesgo percibido de pérdida del empleo y comportamiento financiero usando la *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) del Banco Central Europeo. La encuesta entrevista a hogares de 22 países con un cuestionario armonizado y contiene una pregunta que la literatura previa tuvo que reconstruir de manera indirecta: a cada persona ocupada se le pide estimar, en una escala de 0 a 100, la probabilidad de perder su empleo en los próximos doce meses (Household Finance and Consumption Network, 2023). Los hogares estudiados son aquellos donde la persona de referencia está ocupada, en los levantamientos de 2014 y 2017. Los modelos principales se estiman además sobre los hogares con riqueza neta positiva, por las razones de medición que el capítulo de metodología expone, y los indicadores de endeudamiento están definidos solo para los hogares que registran algún pasivo.

El interés del problema no se agota en lo académico. Si un mayor riesgo percibido se asocia con menor consumo, con una participación menor de instrumentos riesgosos y con menor

endeudamiento, la inseguridad laboral tiene efectos sobre la demanda agregada, sobre la asignación del ahorro y sobre la demanda de crédito que se producen aunque el despido nunca llegue a ocurrir. Este último canal es pertinente para la transmisión de la política monetaria, dado que un hogar que no desea comprometer ingreso futuro responde poco al precio del crédito. Y si ese efecto se atenúa donde el seguro de cesantía es más generoso, la política de protección al desempleo cumple una función que va más allá de sostener el ingreso de quien pierde el trabajo: reduce el costo de autoasegurarse que pagan quienes siguen empleados. Esa función no suele entrar en el cálculo de quien fija el nivel de cobertura de estos sistemas, discusión que se organiza en torno a la suficiencia del beneficio y a su efecto sobre la búsqueda de empleo. Si el hallazgo se verifica, hay un beneficiario que las evaluaciones habituales no cuentan, y es el trabajador que conserva su puesto.

Esa discusión es pertinente para Chile, y conviene precisar en qué sentido. La variación institucional de los países analizados, con tasas de reemplazo que van del 26 % al 86 %, permite dimensionar el rango dentro del cual opera el comportamiento que se estudia. El Seguro de Cesantía chileno, que combina cuentas individuales con un fondo solidario de acceso restringido, se ubica en el extremo bajo de ese rango. La evidencia europea no se traslada de manera automática, pero sí acota la pregunta que enfrenta quien discute el nivel de cobertura del sistema chileno: si en economías con sistemas de protección relativamente desarrollados los hogares ajustan su comportamiento financiero frente al riesgo percibido, cabe esperar que lo hagan al menos en la misma medida donde la cobertura pública es menor. A ello se agrega que la carga financiera de los hogares ocupa un lugar central en el debate nacional sobre estabilidad financiera, de modo que la pregunta por cómo responde el endeudamiento a las expectativas laborales tiene en Chile una pertinencia que va más allá del ahorro precautorio. Esa es la hipótesis que el caso chileno plantea y que esta

investigación no puede responder con datos europeos, pero sí enmarcar.

5.1 Preguntas de Investigación

De lo anterior surgen las siguientes preguntas:

1. ¿Cómo se relaciona el riesgo percibido de pérdida del empleo con las decisiones financieras de los hogares europeos?

2. ¿En cuáles de esas decisiones se manifiesta el riesgo percibido: en el nivel de activos líquidos que el hogar mantiene, en la participación de fondos mutuos dentro de su agregado financiero, en el compromiso de su ingreso en el servicio de la deuda, o en su gasto corriente?

3. ¿Varía la relación entre el riesgo percibido y las decisiones financieras del hogar según su posición en la distribución del ingreso?

Para responderlas se estima un modelo de corte transversal agrupado con efectos fijos de país y de levantamiento. La variable independiente es la probabilidad subjetiva de pérdida del empleo que declara la persona de referencia del hogar, en la escala de cero a cien descrita más arriba. Las variables dependientes corresponden a las cuatro dimensiones que enumera la segunda pregunta. El modelo incorpora además un conjunto de controles que recoge los recursos del hogar, su actitud declarada frente al riesgo financiero, su composición demográfica y su régimen de tenencia de vivienda, de modo de aislar la asociación de interés de las diferencias observables entre hogares. Los objetivos que ordenan ese trabajo se presentan en el capítulo siguiente.

6 Objetivos

6.1 Objetivo General

Analizar si el riesgo percibido de pérdida del empleo se manifiesta en las decisiones financieras de los hogares europeos, y en qué dimensiones lo hace, con el fin de contrastar la predicción central de la teoría del ahorro precautorio.

6.2 Objetivos Específicos

Los objetivos segundo y tercero distinguen dos formas en que el hogar puede responder al riesgo, y ese criterio explica su agrupación. El segundo examina la acumulación: el stock de recursos disponibles que el hogar mantiene y el flujo de gasto que necesariamente debe ajustarse para alimentarlo. El tercero examina la exposición: qué parte de su cartera financiera mantiene el hogar en fondos mutuos, cuánto debe y cuánto de su ingreso futuro ya está comprometido en atender sus pasivos. Las dos formas pueden operar de manera independiente, dado que un hogar puede reducir su exposición sin modificar el nivel de sus recursos, y distinguirlas es lo que permite establecer en cuál de las dos se manifiesta el riesgo percibido.

1. Caracterizar el riesgo percibido de pérdida del empleo de los hogares europeos según país, levantamiento y características del hogar.

2. Determinar si el riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con la tenencia de activos líquidos y con el nivel de gasto corriente de los hogares.

3. Determinar si el riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con la participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar y con su endeudamiento, medido por el

nivel de sus pasivos y por el compromiso de su ingreso en el servicio de la deuda.

4. Evaluar si la relación entre el riesgo percibido y las decisiones financieras de los hogares difiere según su posición en la distribución del ingreso.

7 Alcance

Esta sección delimita el ámbito de la investigación en cinco dimensiones: la cobertura geográfica y temporal, la unidad de análisis, las decisiones financieras consideradas, el alcance metodológico de las conclusiones y las materias que quedan explícitamente fuera del estudio.

7.1 Cobertura Geográfica y Temporal

La investigación se circunscribe a los hogares encuestados por la *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) del Banco Central Europeo en sus levantamientos de 2014 y 2017. Se incluyen los veintidós países que registran información sobre la probabilidad percibida de pérdida del empleo en al menos uno de esos años: Alemania, Austria, Bélgica, Chipre, Croacia, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal y la República Checa.

Finlandia queda fuera del análisis porque su banco central no incorporó la pregunta sobre riesgo percibido en ninguno de los levantamientos, pese a aportar un número considerable de observaciones al conjunto de la encuesta. El levantamiento de 2010 se descarta por una razón distinta: la pregunta se aplicó únicamente en Grecia y Eslovaquia, de modo que incluirlo confundiría el efecto fijo temporal con la composición de países, al no existir otros países con los cuales establecer comparación en ese período. Ambos países permanecen en la muestra a través de los levantamientos posteriores. Los datos del levantamiento de 2021 no se incluyen en este estudio.

La delimitación temporal tiene una implicancia que conviene explicitar. Los años 2014 y 2017 corresponden a un período de recuperación posterior a la crisis de deuda soberana europea, durante el cual la tasa de desempleo de la zona euro descendió de 11,6 % a 9,0 %. Las conclusiones describen, por tanto, el comportamiento de los hogares en una fase expansiva del ciclo, y su extra-

polación a períodos recesivos requiere cautela. Los propios datos muestran que el riesgo percibido promedio cae de 18,2 a 15,2 puntos entre ambos levantamientos, de modo que la muestra observa expectativas laborales en mejora y no en deterioro.

7.2 Unidad de Análisis

La unidad de análisis es el hogar, definido según el criterio de la propia encuesta. La muestra se restringe a los hogares cuya persona de referencia se encontraba ocupada al momento de la entrevista, sea como asalariada o como trabajadora independiente.

Esta restricción no obedece a una decisión del investigador sino a la estructura del cuestionario: la pregunta sobre probabilidad de perder el empleo se formula exclusivamente a quienes tienen trabajo. En consecuencia, quedan fuera del análisis los hogares de jubilados, desempleados, estudiantes e inactivos, así como aquellos en que ningún miembro trabaja. Los resultados describen el comportamiento de los hogares con vínculo laboral vigente y no son generalizables al conjunto de la población.

Una segunda restricción, que el trabajo adopta de manera explícita, delimita la muestra a los hogares con riqueza neta positiva. El extracto codifica como valor perdido los valores negativos de la riqueza neta, de modo que los hogares cuyos pasivos exceden sus activos no pueden incorporarse al análisis con el control de riqueza entre los regresores. Son 2.349 observaciones, el 3,0 % del extracto, y se trata de los hogares más endeudados del conjunto. La restricción tiene además fundamento sustantivo, dado que un hogar sin margen patrimonial no dispone de la vía de ajuste que los resultados identifican. El capítulo de limitaciones documenta el mecanismo y el de resultados reporta la especificación que incorpora a ese grupo mediante un ajuste por variable indicadora. Las conclusiones del trabajo se refieren a los hogares con riqueza neta positiva.

Una tercera precisión concierne al nivel en que se miden las variables. El riesgo percibido corresponde a una persona, mientras que las decisiones financieras corresponden al hogar en su conjunto. La verificación de la estructura del extracto permite acotar esa discrepancia: el extracto contiene una fila por hogar y por levantamiento, de modo que la percepción registrada es la de la persona de referencia y no un promedio de los miembros ocupados. El riesgo de los demás perceptores de ingreso del hogar, cuando existen, no queda recogido. El capítulo de limitaciones discute la dirección del error de medición que ello introduce.

7.3 Dimensiones del Comportamiento Financiero

El comportamiento financiero del hogar se analiza en cuatro dimensiones, seleccionadas por corresponder a las predicciones que el marco teórico permite formular.

Tenencia de activos líquidos. Se mide como la razón entre el colchón financiero del hogar y su ingreso bruto anual, sobre tres medidas de amplitud creciente: el saldo en cuentas de ahorro, el agregado de activos financieros que el extracto permite construir, y los activos líquidos netos que calcula el Banco Central Europeo. Esta dimensión recoge la predicción central de la teoría del ahorro precautorio: el hogar expuesto a incertidumbre acumula un colchón de recursos disponibles. Contrastarla sobre tres medidas permite verificar que el resultado no dependa de dónde se trace la frontera entre lo líquido y lo ilíquido.

Composición del portafolio. Se mide como la participación de los fondos mutuos en el agregado de activos financieros del hogar. Esta dimensión recoge la predicción de que el hogar expuesto a un riesgo no asegurable reduce su exposición a riesgos que sí puede elegir. La medida es más estrecha que el concepto teórico de activos riesgosos, dado que las variables disponibles

permiten aislar los fondos mutuos pero no los bonos ni los seguros de vida con componente de ahorro. Al tratarse de una proporción dentro de la cartera financiera, su estimación resulta sensible a la elección del control de escala, cuestión que el capítulo de resultados documenta.

Endeudamiento. Se examina mediante dos indicadores. El primero es la razón entre el total de pasivos pendientes y el ingreso bruto del hogar, que mide el nivel de endeudamiento relativo. El segundo es la razón entre el servicio anual de la deuda y el ingreso bruto, que mide la fracción del ingreso ya comprometida en atender esos pasivos. La distinción sigue a Du Caju et al. (2016), quienes establecen con los mismos datos que ambas razones recogen conceptos diferentes y que la segunda predice mejor las situaciones de dificultad financiera. El endeudamiento constituye la contrapartida del ahorro, de modo que un hogar precavido debería reducirlo, y la hipótesis se formula sobre el compromiso de ingreso futuro por corresponder al mecanismo teórico. Ambos indicadores están definidos únicamente para los hogares endeudados, que son el 57 % de la muestra.

Gasto corriente. Se mide como el gasto mensual declarado del hogar en bienes y servicios de consumo. La variable no corresponde al consumo total del hogar: el cuestionario registra en partidas separadas los alimentos consumidos en el hogar, los consumidos fuera, los servicios básicos y los viajes, y ninguna de ellas integra la medida empleada, como tampoco lo hacen el arriendo ni el servicio de los créditos. Esta dimensión captura el flujo que necesariamente debe ajustarse para que la acumulación de activos sea posible, y los resultados se interpretan como variaciones porcentuales de la medida observada y no del consumo agregado.

Adicionalmente se examina el margen extensivo de la segunda dimensión, esto es, la probabilidad de que el hogar mantenga alguna posición en fondos mutuos, con el propósito de distinguir

la decisión de participar en el mercado de la magnitud de la inversión realizada.

7.4 Alcance Metodológico

El estudio es de carácter correlacional. Busca establecer si existe asociación entre el riesgo percibido y las decisiones financieras del hogar una vez controladas sus características observables, pero no pretende identificar efectos causales en sentido estricto. Tres razones justifican esta delimitación: la posibilidad de autoselección ocupacional, la existencia de causalidad inversa y la presencia de variables no observadas que podrían afectar simultáneamente a ambas dimensiones.

La estrategia de estimación corresponde a un corte transversal agrupado con efectos fijos de país y de levantamiento. No se aprovecha la dimensión longitudinal de la encuesta por cuatro motivos. Los tres primeros son de orden documental: el propio Banco Central Europeo advierte que su uso para análisis de panel se encuentra en fase experimental, la base de usuario no incluye ponderadores longitudinales, y las reglas de seguimiento no están armonizadas entre países. El cuarto se estableció sobre los propios datos: el identificador de hogar del extracto no constituye un vínculo confiable entre levantamientos, dado que la persona de referencia aparece más joven en el levantamiento posterior en un 24,3 % de los casos. La construcción de un panel armonizado no es posible con la información disponible.

Los efectos fijos de país absorben toda la heterogeneidad institucional constante en el tiempo, incluida la generosidad del seguro de cesantía y la legislación de protección al empleo. Esta especificación permite controlar dicha heterogeneidad pero impide contrastarla de manera directa, de modo que el estudio no estima formalmente la relación entre protección pública y ahorro precautorio.

Una delimitación adicional concierne al control de riqueza, y acota el alcance de las con-

clusiones sobre acumulación. Tres de las variables dependientes examinadas son componentes de la riqueza neta del hogar, de modo que incluirla entre los controles equivale a condicionar en parte en el propio resultado, mientras que omitirla deja el coeficiente confundido con heterogeneidad no observada en ingreso permanente. No existe una especificación que resuelva ambos problemas a la vez. El trabajo adopta la que controla por riqueza, fundamenta esa elección en el patrón de los datos y reporta la alternativa. En consecuencia, los resultados sobre acumulación se afirman entre hogares comparables en recursos acumulados, y no entre hogares cualesquiera.

La inferencia impone una última delimitación. Al no disponer de los pesos de replicación que acompañan a la base original, los errores estándar se obtienen agrupando las observaciones, procedimiento que descansa en el número de grupos disponibles. La muestra contiene 41 grupos país-levantamiento de tamaño muy desigual, condición bajo la cual el estimador de varianza puede presentar sesgo a la baja. Por esta razón cada coeficiente se reporta bajo tres criterios de agrupamiento, y las conclusiones se restringen a los resultados que no dependen de esa elección.

Corresponde señalar, finalmente, que la correspondencia entre las variables del extracto y los conceptos que miden se estableció mediante verificación y no mediante documentación, dado que el extracto no incluye un diccionario de variables. Ese procedimiento permitió confirmar siete variables, dos de ellas con salvedades de alcance, corregir tres interpretaciones erróneas y descartar el identificador de hogar como vínculo entre levantamientos. Entre las correcciones está la identificación del denominador de la razón de endeudamiento, que la confirmación documental posterior validó. Sus alcances y sus límites se exponen en el capítulo de metodología y en el de limitaciones.

7.5 Materias Excluidas

Quedan fuera del alcance de esta investigación las siguientes materias.

Otras decisiones financieras del hogar, como la adquisición de vivienda, la contratación de seguros privados, las contribuciones voluntarias a planes de pensiones o las transferencias entre generaciones. La encuesta recoge información sobre varias de ellas, pero su análisis excedería el objeto del estudio.

La riqueza total del hogar, incluido el valor de la vivienda. El extracto disponible contiene agregados financieros y la riqueza neta del hogar, pero no el total de activos ni sus componentes reales, de modo que no permite construir las medidas amplias sobre las cuales Carroll et al. (2003) sí encuentran respuesta precautoria. Esta exclusión es pertinente para interpretar los resultados, dado que delimita el ámbito en que la ausencia de respuesta en activos quedó establecida.

La composición del gasto del hogar. La medida empleada recoge el gasto en bienes y servicios de consumo, y el extracto no incluye las partidas de alimentación, servicios básicos ni viajes que permitirían establecer si el gasto total del hogar disminuyó o si solamente se recompuso entre categorías.

La distinción entre amortizar deuda y abstenerse de contraerla. Los indicadores de endeudamiento corresponden a un stock observado en un momento del tiempo, y un diseño de corte transversal no permite establecer si ese stock es menor porque el hogar pagó o porque no se endeudó. La comparación de magnitudes sugiere lo segundo, pero el estudio no lo establece.

El contraste directo de la relación entre generosidad del seguro de cesantía y comportamiento financiero. Aunque el problema de investigación discute esa vinculación a partir de la evidencia de Engen y Gruber (2001), el diseño adoptado no permite estimarla.

La aplicación al caso chileno. Las implicancias que se discuten para Chile se plantean como reflexión derivada de los resultados europeos y de las diferencias institucionales documentadas, sin emplear datos de hogares chilenos. La Encuesta Financiera de Hogares del Banco Central de Chile

no incorpora una pregunta equivalente sobre probabilidad subjetiva de pérdida del empleo, de modo que la replicación del análisis en el contexto nacional no resulta posible con la información actualmente disponible.

8 Marco Teórico

Este capítulo presenta los fundamentos teóricos que permiten relacionar el riesgo de pérdida del empleo con las decisiones financieras de los hogares. Se parte de la teoría del consumo bajo certeza, que sirve como punto de referencia, y luego se introduce la incertidumbre para mostrar por qué un hogar que enfrenta riesgo en su ingreso futuro ahorra más de lo que ahorraría si ese riesgo no existiera. Las secciones siguientes extienden ese razonamiento a la composición del portafolio, al endeudamiento, al papel del seguro público frente al desempleo y a la forma de medir el riesgo que percibe cada hogar.

8.1 Consumo y Ahorro bajo Certeza

La teoría moderna del consumo descansa sobre una idea sencilla: los hogares no gastan en función de lo que ganan en un período determinado, sino de los recursos con que esperan contar a lo largo de su vida. La hipótesis del ciclo de vida de Modigliani y Brumberg (1954) plantea que las personas ahorran durante sus años de trabajo para financiar su consumo en la vejez, de modo que el ahorro cumple la función de trasladar recursos desde los períodos de mayor ingreso hacia los de menor ingreso. La hipótesis del ingreso permanente de Friedman (1957) llega a una conclusión parecida por otro camino. El consumo depende del ingreso que el hogar considera normal o duradero, y no de sus variaciones transitorias. Un aumento de ingreso que se percibe como pasajero se ahorra casi por completo, mientras que uno que se percibe como permanente se traduce en más consumo.

Ambas hipótesis comparten un supuesto que conviene hacer explícito: el hogar busca suavizar su consumo en el tiempo. Esa conducta se puede expresar mediante la condición de optimalidad que iguala la utilidad marginal del consumo presente con la utilidad marginal esperada del

consumo futuro, conocida como ecuación de Euler:

$$u'(c_t) = \beta(1+r)\,\mathbb{E}_t\left[u'(c_{t+1})\right] \tag{1}$$

donde $u'(\cdot)$ es la utilidad marginal del consumo, c_t el consumo en el período t, β el factor de descuento intertemporal y r la tasa de interés. La ecuación indica que el hogar reasigna consumo entre períodos hasta que el beneficio de consumir un peso adicional hoy es igual al beneficio esperado de ahorrarlo y consumirlo mañana.

Hall (1978) mostró que, si la utilidad es cuadrática y las expectativas son racionales, el consumo sigue un paseo aleatorio y solo cambia cuando llega información nueva sobre el ingreso permanente. Este resultado tiene una implicancia directa para esta investigación. Con utilidad cuadrática la utilidad marginal es lineal, de modo que $\mathbb{E}_t[u'(c_{t+1})] = u'(\mathbb{E}_t[c_{t+1}])$, y el hogar se comporta como si su ingreso futuro fuera igual a su valor esperado. A esta propiedad se le llama equivalencia cierta. Bajo ese supuesto, la probabilidad de perder el empleo importa solo en la medida en que reduce el ingreso esperado, pero la incertidumbre en sí misma no altera el ahorro. Dos hogares con el mismo ingreso esperado ahorrarían lo mismo aunque uno de ellos enfrentara un riesgo mucho mayor de quedar desempleado.

8.2 Ahorro Precautorio

La equivalencia cierta es un punto de partida útil, pero descansa sobre un supuesto poco realista acerca de las preferencias. Leland (1968) demostró que, cuando la utilidad marginal es convexa, es decir, cuando la tercera derivada de la función de utilidad es positiva ($u''' > 0$), la incertidumbre sobre el ingreso futuro lleva al hogar a ahorrar más. El mecanismo se entiende a

partir de la desigualdad de Jensen. Si u' es convexa, la utilidad marginal esperada del consumo futuro es mayor que la utilidad marginal del consumo esperado:

$$\mathbb{E}_t \left[u'(c_{t+1})\right] > u' \left(\mathbb{E}_t[c_{t+1}]\right) \tag{2}$$

Al comparar este resultado con la ecuación (1), se observa que un aumento de la incertidumbre eleva el lado derecho de la igualdad. Para restablecerla, el hogar debe elevar también la utilidad marginal del consumo presente, lo que exige consumir menos hoy y ahorrar más. Ese ahorro adicional, motivado por el riesgo y no por el nivel esperado del ingreso, es lo que se conoce como ahorro precautorio.

Kimball (1990) formalizó esta idea con el concepto de prudencia, que mide la intensidad del motivo precautorio de la misma forma en que el coeficiente de Arrow y Pratt mide la aversión al riesgo:

$$P(c) = -\frac{u'''(c)}{u''(c)} \tag{3}$$

Un hogar prudente es aquel para el cual $P(c) > 0$. La distinción entre aversión al riesgo y prudencia no es un tecnicismo. La aversión al riesgo describe cuánto le desagrada al hogar la incertidumbre, mientras que la prudencia describe cuánto está dispuesto a ahorrar para protegerse de ella. Las funciones de utilidad más utilizadas en economía, como la de aversión relativa al riesgo constante, cumplen con ambas propiedades, de modo que el ahorro precautorio no es una conducta excepcional, sino la respuesta que la teoría predice para la mayoría de los hogares.

El paso siguiente consistió en incorporar las restricciones de liquidez. Deaton (1991) analizó el caso de hogares impacientes que no pueden endeudarse contra su ingreso futuro y encontró

que, en esas condiciones, acumulan un stock reducido de activos que usan para amortiguar las caídas transitorias de ingreso. Carroll (1997) desarrolló esta idea en el modelo de colchón de ahorro (*buffer-stock saving*). En este modelo el hogar tiene una meta de riqueza en relación con su ingreso. Cuando está por debajo de esa meta, el motivo precautorio domina y el hogar ahorra; cuando la supera, la impaciencia domina y el hogar consume. La meta no es fija, sino que aumenta con la incertidumbre del ingreso. Un hogar que percibe mayor riesgo de quedar sin trabajo necesita un colchón más grande para cubrir el período en que no recibiría sueldo.

Dos características de este colchón son relevantes para el presente estudio. La primera es que debe estar disponible en el momento en que ocurre el despido, lo que favorece a los activos líquidos, como los depósitos y las cuentas de ahorro, por sobre activos como la vivienda o los fondos de pensiones, que no se pueden usar con rapidez ni sin costo. La segunda es que el riesgo de desempleo es una fuente particularmente severa de incertidumbre, porque no produce una variación marginal del ingreso, sino una caída abrupta y de duración incierta. Ambas características llevan a la primera predicción que se contrasta en esta investigación: los hogares que perciben un mayor riesgo de perder el empleo deberían mantener más activos líquidos en relación con su ingreso y, para acumularlos, consumir menos de lo que consumirían sin ese riesgo.

8.3 Riesgo del Ingreso y Composición del Portafolio

El ahorro precautorio describe cuánto acumula el hogar, pero no dice nada sobre la forma que toma esa acumulación. Un hogar puede aumentar su riqueza manteniéndola en depósitos a la vista o invirtiéndola en acciones, y ambas decisiones responden a lógicas distintas. La extensión natural de la teoría consiste entonces en preguntarse cómo el riesgo laboral, que el hogar no puede asegurar en el mercado, modifica su disposición a asumir riesgo financiero, que sí puede elegir.

Kimball (1993) abordó esta pregunta mediante el concepto de aversión estándar al riesgo. Un hogar cumple con esta propiedad cuando enfrentar un riesgo que no puede evitar lo vuelve menos dispuesto a aceptar otro riesgo independiente. La intuición es directa: quien ya soporta la posibilidad de quedarse sin sueldo tiene menos margen para tolerar, además, una caída en el valor de sus inversiones. Las dos fuentes de riesgo se acumulan sobre el mismo consumo futuro, de modo que el hogar reduce aquella sobre la que sí tiene control.

Guiso et al. (1996) llevaron esta predicción a los datos con una muestra de hogares italianos y encontraron respaldo empírico: la exposición a riesgo de ingreso no asegurable se asocia con una menor proporción de activos riesgosos en el portafolio. Los autores agregan un segundo mecanismo que refuerza el primero. Si el hogar anticipa que en el futuro podría enfrentar restricciones para endeudarse, le conviene mantener su riqueza en instrumentos que pueda liquidar con rapidez y sin pérdida de valor. Los activos riesgosos suelen ser también los menos líquidos, y venderlos justo cuando el hogar los necesita puede coincidir con un momento de precios bajos.

La combinación de ambos argumentos tiene una implicancia que conviene hacer explícita, porque distingue a esta investigación de buena parte de la literatura previa. Frente a un aumento del riesgo laboral, el hogar no solo acumula más riqueza, sino que recompone la que ya tiene. Un hogar que traslada fondos desde acciones hacia depósitos no modifica su riqueza total, pero sí altera su exposición al riesgo. Esto ofrece una explicación posible para el resultado de Carroll et al. (2003), quienes encuentran el efecto precautorio en medidas amplias de riqueza pero no en los subagregados financieros: si la respuesta consiste en recomponer y no en acumular, el nivel agregado puede permanecer sin cambios mientras la estructura del portafolio se modifica por completo.

De esta sección se desprende la segunda predicción que se contrasta en esta investigación: los hogares que perciben un mayor riesgo de perder el empleo deberían mantener una menor pro-

porción de activos riesgosos en su portafolio financiero. Corresponde anticipar que el extracto disponible no permite medir el riesgo de la cartera en su conjunto, de manera que la predicción se contrasta sobre la participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar. Esa participación es un indicador parcial de la exposición a riesgo elegido, porque los fondos mutuos tienen composiciones diversas y otros activos financieros también pueden ser riesgosos, y el capítulo de metodología precisa su alcance.

8.4 Endeudamiento y Compromiso de Ingreso Futuro

El endeudamiento constituye la contrapartida natural del ahorro, de modo que podría parecer que la teoría predice sobre él lo opuesto a lo que predice sobre los activos. El razonamiento es menos directo de lo que esa simetría sugiere, y conviene desarrollarlo porque de él depende la forma precisa de la tercera predicción.

La deuda afecta al hogar expuesto a riesgo laboral por dos vías que no apuntan en el mismo sentido.

La primera concierne al compromiso de ingreso futuro. Un crédito obliga a pagar una cuota con independencia de si el hogar conserva su empleo, de modo que el servicio de la deuda reduce el ingreso disponible precisamente en el escenario en que ese ingreso escasea. Un hogar que considera plausible perder su trabajo enfrenta así un costo esperado mayor por cada unidad de cuota comprometida, y la respuesta prudente consiste en no asumir nuevas obligaciones de pago fijo. Du Caju et al. (2016) documentan la magnitud de esa vulnerabilidad sobre la propia HFCS: los hogares cuya persona de referencia está desempleada presentan una probabilidad de sobreendeudamiento cercana al doble de la de los hogares con empleo, y la simulación de un choque de desempleo eleva en más de un 10 % la proporción de hogares sobreendeudados de la

zona euro. Esta vía predice una relación negativa entre riesgo percibido y carga financiera.

La segunda concierne a la liquidez, y opera en dirección contraria. Amortizar deuda anticipadamente convierte recursos líquidos en patrimonio ilíquido: el hogar que destina sus ahorros a reducir su hipoteca mejora su posición patrimonial neta, pero queda con menos recursos disponibles el día del despido. Eso es exactamente lo opuesto a lo que requiere un colchón precautorio en el modelo de Carroll (1997), donde lo que importa es la disponibilidad inmediata y no el valor neto. A ello se agrega que la deuda misma puede cumplir una función de amortiguación. Sullivan (2008) muestra que los hogares de bajos activos recurren al crédito no garantizado cuando el desempleo reduce sus ingresos, con un aumento superior a once centavos de deuda por cada dólar de ingreso perdido, aunque los del decil inferior de activos no logran acceder a ese crédito. Si el endeudamiento funciona como red de seguridad, un hogar que percibe riesgo podría racionalmente conservar su deuda y su capacidad de endeudarse en lugar de reducirlas.

La teoría no predice entonces de manera inequívoca sobre el nivel de endeudamiento, pero sí lo hace sobre el flujo que ese endeudamiento compromete. Ambas vías coinciden en que el hogar prudente evita comprometer ingreso futuro en pagos fijos, y difieren únicamente respecto de qué hacer con la deuda ya contraída y con la capacidad de contraer más. Esta distinción entre el flujo y el stock es la que organiza la literatura sobre vulnerabilidad financiera de los hogares: Du Caju et al. (2016) emplean la razón de servicio de deuda sobre ingreso para medir la carga de corto plazo que imponen los pagos, y reservan las razones de deuda sobre ingreso y de deuda sobre activos para la necesidad de desapalancamiento de mediano plazo y para la solvencia. Por esta razón la tercera predicción de esta investigación se formula sobre la razón entre el servicio de la deuda y el ingreso, y no sobre el nivel de pasivos: los hogares que perciben un mayor riesgo de perder el empleo deberían destinar una fracción menor de su ingreso al pago de deudas.

Esa formulación no implica desatender el nivel de endeudamiento. La razón entre pasivos e ingreso se reporta también, y su interés radica precisamente en que la teoría no predice sobre ella de manera inequívoca. Si la vía del compromiso de ingreso futuro domina a la vía de la liquidez, el nivel de deuda debería caer junto con el flujo de pagos. Si domina la segunda, el nivel debería mantenerse o incluso aumentar, dado que el hogar tendría razones para conservar tanto su deuda como su capacidad de endeudarse. El contraste empírico de ambos indicadores permite por tanto establecer cuál de las dos vías predomina, cuestión que el razonamiento teórico deja abierta.

8.5 Seguro Público y Autoaseguro

Las secciones anteriores describen a un hogar que se protege por sus propios medios. Sin embargo, el ahorro no es la única defensa frente al desempleo. En la mayoría de los países europeos existe un seguro de cesantía que reemplaza una fracción del ingreso durante el período sin trabajo, y esa cobertura modifica el cálculo del hogar.

Hubbard et al. (1995) formalizaron esta interacción en un modelo de ciclo de vida con programas de aseguramiento social. Su resultado central es que los beneficios públicos condicionados a la carencia de recursos desincentivan el ahorro precautorio, sobre todo entre los hogares de menor ingreso. Cuando el Estado garantiza un piso de consumo, acumular activos deja de ser necesario para cubrir el peor escenario, y en algunos diseños incluso resulta contraproducente, porque tener ahorros puede excluir al hogar del beneficio. Este mecanismo explica por qué la evidencia empírica sobre ahorro precautorio suele ser más débil en la parte baja de la distribución de ingreso, un patrón que también reportan Carroll et al. (2003).

Engen y Gruber (2001) contrastaron esta predicción aprovechando las diferencias en las tasas de reemplazo del seguro de cesantía entre estados de Estados Unidos. Estiman que reducir la

tasa de reemplazo del seguro de cesantía en un 50 % elevaría los activos financieros del trabajador promedio en un 14 %, y que ese desplazamiento es más intenso entre quienes enfrentan mayor riesgo de desempleo y más débil entre los trabajadores de mayor edad. Ambos patrones coinciden con lo que predice el modelo: el seguro público sustituye al autoaseguro justamente donde el autoaseguro sería más necesario.

Esta discusión tiene una consecuencia metodológica para el presente estudio. Si la generosidad del seguro de cesantía modera la respuesta precautoria del hogar, entonces un mismo nivel de riesgo percibido puede traducirse en conductas distintas según el país. Los estudios realizados sobre un solo país no pueden observar esa variación, porque todos los hogares de la muestra enfrentan el mismo sistema de protección. El uso de una encuesta armonizada entre países con niveles de cobertura muy dispares permite, al menos, controlar esa heterogeneidad institucional mediante efectos fijos por país.

8.6 Medición del Riesgo Percibido

El último elemento que requiere fundamento teórico no es un mecanismo económico, sino un problema de medición. Las tres secciones anteriores razonan sobre la incertidumbre que percibe el hogar, pero esa percepción no se observa de forma directa en los datos convencionales.

La literatura ha recurrido durante décadas a variables de aproximación. Entre las más utilizadas figuran la varianza histórica del ingreso del hogar, la tasa de desempleo de su sector económico y las probabilidades de despido estimadas a partir de características observables. Las tres comparten una limitación de fondo: describen el riesgo que un observador externo atribuye al hogar, no el que el hogar cree enfrentar. Y como las decisiones de consumo y ahorro se toman a partir de expectativas y no de probabilidades objetivas, la discrepancia entre ambas magnitudes introduce

error de medición en la variable central del análisis (Carroll et al., 2003).

A esta dificultad se suma el problema de la autoselección. Los trabajadores no son asignados de manera aleatoria a los empleos: quienes toleran mejor el riesgo tienden a elegir ocupaciones de ingreso más variable y, a la vez, a ahorrar menos por esa misma disposición. En consecuencia, una correlación negativa entre riesgo laboral y riqueza puede reflejar diferencias de preferencias entre trabajadores y no una respuesta precautoria (Carroll et al., 2003; Lusardi, 1998). Parte de la literatura ha intentado resolverlo con variables instrumentales, pero la validez de los instrumentos disponibles ha sido objeto de discusión permanente.

Manski (2004) defendió el uso de expectativas subjetivas recogidas directamente en encuestas como alternativa a estas aproximaciones. Su argumento es que preguntar a las personas por la probabilidad de un evento, en una escala numérica de cero a cien, entrega información sobre sus creencias que el investigador no puede reconstruir a partir de conductas observadas, y que la evidencia acumulada muestra que las personas responden estas preguntas de manera consistente. Stephens (2004) aportó la validación más relevante para este caso: al comparar las probabilidades declaradas de perder el empleo con los despidos efectivamente ocurridos, encontró que las expectativas predicen razonablemente bien las separaciones laborales, en especial aquellas seguidas de un período de desempleo. En la misma línea, Guiso et al. (1992) habían construido la distribución subjetiva del ingreso futuro a partir de una encuesta italiana y encontraron efectos precautorios más nítidos que los obtenidos con aproximaciones indirectas.

La *Household Finance and Consumption Survey* incorpora una pregunta de este tipo, que solicita a cada persona ocupada estimar en una escala de cero a cien la probabilidad de perder su empleo durante los próximos doce meses. Esta variable constituye una medida directa del riesgo percibido y permite evitar tanto la reconstrucción indirecta de la incertidumbre como la necesidad

de instrumentar. Adicionalmente, la encuesta registra la actitud del hogar frente al riesgo financiero, lo que ofrece un control parcial sobre el problema de autoselección descrito más arriba.

8.7 Evidencia Empírica Previa

La literatura empírica sobre ahorro precautorio se ha desarrollado durante más de tres décadas sin alcanzar un consenso sobre la magnitud del fenómeno. Lugilde et al. (2017) revisan esta producción y concluyen que las estimaciones disponibles abarcan un rango muy amplio, desde trabajos que no detectan respuesta precautoria alguna hasta otros que le atribuyen cerca de la mitad de la acumulación de riqueza de los hogares. Los autores identifican tres fuentes de esa dispersión: la forma de medir la incertidumbre, la definición de riqueza que se adopta como variable dependiente y la población sobre la que se estima. Las secciones siguientes revisan los trabajos más relevantes para esta investigación siguiendo esas tres dimensiones.

8.7.1. *Estudios basados en medidas indirectas de riesgo*

Una primera línea de trabajos aproxima la incertidumbre a partir de características observables del empleo o del sector económico. Carroll et al. (2003) constituyen la referencia central de este enfoque. Los autores estiman probabilidades de desempleo a partir de la *Current Population Survey* y las vinculan con la riqueza neta de los hogares de la *Survey of Consumer Finances*. Encuentran una respuesta precautoria significativa entre hogares de ingreso permanente medio y alto, pero no en la parte baja de la distribución. Su resultado más citado, y el más relevante para el presente estudio, es que el efecto aparece cuando la variable dependiente es la riqueza neta total, que incluye el valor de la vivienda, y desaparece en los subagregados compuestos solo por activos y pasivos financieros.

Barceló y Villanueva (2016) adoptan una estrategia distinta para el mismo problema. En lugar de estimar probabilidades de despido, aprovechan las diferencias en costos de despido que la legislación española establece entre contratos indefinidos y temporales, lo que les permite comparar trabajadores con distinta exposición al riesgo dentro de un mismo mercado laboral. Estiman que los trabajadores temporales de mayor edad acumulan un 40 % adicional de su ingreso en activos líquidos. Los autores examinan además las respuestas del consumo y de los rechazos crediticios para distinguir entre ahorro precautorio y restricciones de crédito, y sus resultados favorecen la primera explicación.

8.7.2. *Estudios basados en expectativas subjetivas*

Una segunda línea recurre a preguntas que capturan directamente las creencias del hogar. Guiso et al. (1992) construyen la distribución subjetiva del ingreso futuro a partir de la encuesta de hogares del Banco de Italia y encuentran evidencia de ahorro precautorio, aunque de magnitud moderada.

Lusardi (1998) utiliza una pregunta de la *Survey of Consumer Finances* que solicita al encuestado declarar cuánto desearía tener ahorrado por precaución. Este enfoque permite acotar la magnitud del motivo precautorio sin recurrir a supuestos sobre la distribución del ingreso futuro. La autora concluye que el motivo existe y afecta a prácticamente todos los tipos de hogar, con mayor intensidad entre los hogares de mayor edad y entre los propietarios de negocios.

Stephens (2004) aporta la validación más directa del enfoque subjetivo aplicado al riesgo laboral. Al vincular las probabilidades declaradas de perder el empleo con registros administrativos de separaciones laborales, muestra que los trabajadores predicen razonablemente bien su propio despido, en especial cuando este va seguido de un período de desempleo. El autor documenta

además que el consumo de los hogares responde a estas expectativas antes de que la pérdida del empleo se concrete.

8.7.3. *Estudios sobre seguro público y consumo*

Una tercera línea examina la interacción entre la protección pública y el ahorro de los hogares. El trabajo de Engen y Gruber (2001), discutido en la sección sobre seguro público, pertenece a esta línea y constituye su referencia más directa.

Benito (2006) traslada la pregunta al consumo con datos del panel británico de hogares y encuentra que la inseguridad laboral se asocia con un menor gasto corriente. Este resultado complementa los anteriores: si el hogar acumula activos como respuesta al riesgo, ese ahorro adicional debe provenir de una reducción del consumo.

8.7.4. *Estudios sobre endeudamiento y riesgo laboral*

Una cuarta línea examina el endeudamiento, dimensión que la literatura de ahorro precautorio ha tratado con menos atención que los activos. Du Caju et al. (2016) constituyen la referencia más cercana al presente estudio, porque emplean la misma encuesta. Sobre más de 62.000 hogares de la zona euro estiman la probabilidad de sobreendeudamiento según la situación laboral de la persona de referencia, y encuentran que el desempleo aproximadamente la duplica, con odds ratio cercano a 1,8 en su especificación completa y variación considerable entre países. Los autores advierten que su diseño transversal no permite separar el efecto del choque de ingreso del efecto de la condición de desempleo sobre el acceso al crédito.

Sullivan (2008) aborda la pregunta desde el lado del crédito y obtiene un resultado que complica la predicción simple. Examina si el crédito no garantizado permite a los hogares atravesar

caídas transitorias de ingreso por desempleo, y encuentra que los hogares de bajos activos sí se endeudan, con un aumento superior a once centavos de deuda por cada dólar de ingreso perdido. Los del decil inferior de activos, en cambio, no lo hacen, lo que el autor atribuye a falta de acceso al crédito antes que a una decisión de los hogares. La implicancia es que la deuda puede operar como instrumento de suavización y no solo como una carga, de modo que el hogar expuesto a riesgo no necesariamente la reduce.

8.7.5. *Síntesis de la evidencia*

La Tabla 1 resume los estudios revisados según la medida de riesgo empleada, la variable dependiente analizada y el resultado principal.

Tabla 1: Resumen de la evidencia empírica sobre ahorro precautorio y riesgo laboral

Estudio	Datos	Medida de riesgo	Resultado principal
Guiso et al. (1992)	Italia, SHIW	Distribución subjetiva del ingreso futuro	Ahorro precautorio de magnitud moderada
Guiso et al. (1996)	Italia, SHIW	Varianza subjetiva del ingreso	Menor participación de activos riesgosos en el portafolio
Hubbard et al. (1995)	EE.UU., simulación	Modelo de ciclo de vida con seguro social	Los programas condicionados desincentivan el ahorro de los hogares de menor ingreso
Lusardi (1998)	EE.UU., SCF	Ahorro precautorio deseado, declarado	El motivo precautorio afecta a casi todos los tipos de hogar
Engen y Gruber (2001)	EE.UU., SIPP	Tasa de reemplazo del seguro de cesantía	Reducir la tasa de reemplazo en un 50 % elevaría los activos financieros del trabajador promedio en un 14 %
Carroll et al. (2003)	EE.UU., SCF y CPS	Probabilidad de desempleo estimada	Efecto precautorio en la riqueza neta, que incluye el valor de la vivienda; ausente en los subagregados financieros y en hogares de ingreso bajo
Stephens (2004)	EE.UU., HRS	Probabilidad subjetiva de perder el empleo	Las expectativas predicen el despido efectivo y anticipan caídas del consumo
Benito (2006)	Reino Unido, BHPS	Indicador de inseguridad laboral	La inseguridad laboral se asocia con un menor consumo corriente
Barceló y Villanueva (2016)	España, EFF	Tipo de contrato y costos de despido	Los trabajadores temporales de mayor edad acumulan un 40 % adicional de su ingreso en activos líquidos
Sullivan (2008)	EE.UU., SIPP	Pérdida de ingreso por desempleo	Los hogares de bajos activos se endeudan ante la caída de ingreso, salvo los del decil inferior, que carecen de acceso al crédito
Du Caju et al. (2016)	Zona euro, HFCS	Situación laboral de la persona de referencia	El desempleo aproximadamente duplica la probabilidad de sobreendeudamiento, con fuerte variación entre países

Nota. SHIW: *Survey on Household Income and Wealth*. SCF: *Survey of Consumer Finances*. SIPP: *Survey of Income and Program Participation*. CPS: *Current Population Survey*. HRS: *Health and Retirement Study*. BHPS: *British Household Panel Survey*. EFF: *Encuesta Financiera de las Familias*. HFCS: *Household Finance and Consumption Survey*. Elaboración propia a partir de los estudios citados.

De esta revisión se desprenden tres observaciones que delimitan el aporte de la presente

investigación. La primera es que ningún estudio de los revisados examina de manera simultánea las cuatro dimensiones del comportamiento financiero consideradas aquí: los trabajos que analizan el portafolio no estudian el endeudamiento, y los que se ocupan del consumo no examinan la composición de los activos. La segunda es que la evidencia proviene casi por completo de estudios realizados sobre un solo país, lo que impide observar cómo varía la respuesta del hogar bajo distintos niveles de protección pública. La tercera es que los trabajos que emplean expectativas subjetivas del riesgo laboral son escasos y se concentran en Estados Unidos, pese a que este enfoque evita los problemas de medición que afectan a las aproximaciones indirectas.

8.8 Síntesis e Hipótesis

El recorrido teórico de este capítulo puede resumirse en una secuencia. Bajo certeza, el hogar distribuye su consumo a lo largo de la vida en función de su ingreso permanente. Al introducir incertidumbre y preferencias prudentes, aparece un motivo adicional de ahorro que no depende del nivel esperado del ingreso, sino de su variabilidad. Cuando ese ahorro debe estar disponible en el momento del despido, la composición del portafolio se desplaza hacia activos líquidos y seguros, y el hogar evita comprometer su ingreso futuro en pagos fijos. Y cuando el Estado provee cobertura frente al desempleo, parte de esa protección privada deja de ser necesaria.

De este marco se desprenden las hipótesis que orientan el análisis empírico:

H1. Un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con una mayor tenencia de activos líquidos en relación con el ingreso del hogar.

H2. Un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con una menor participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar, que es la medida de exposición a

riesgo elegido disponible en el extracto.

H3. Un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con un menor compromiso del ingreso del hogar en el servicio de su deuda.

H4. Un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con un menor nivel de gasto corriente del hogar.

H5. La magnitud de estas asociaciones difiere según la posición del hogar en la distribución de ingreso, y es menor entre los hogares de ingreso más bajo.

La quinta hipótesis recoge el resultado de Hubbard et al. (1995) y Carroll et al. (2003) sobre la ausencia de respuesta precautoria en la parte baja de la distribución, atribuible tanto a la cobertura que brindan los programas de asistencia social como a la dificultad de acumular activos cuando el ingreso apenas cubre el consumo de subsistencia. El capítulo siguiente describe los datos y la estrategia de estimación con que se contrastan estas hipótesis.

9 Metodología

Este capítulo describe la fuente de datos, la construcción de la muestra, la definición de las variables y la estrategia de estimación empleada para contrastar las hipótesis planteadas en el capítulo anterior.

9.1 La Household Finance and Consumption Survey

9.1.1. *Origen y propósito*

La *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) es una encuesta armonizada que el Eurosistema levanta a través de la *Household Finance and Consumption Network*, red integrada por el Banco Central Europeo, los bancos centrales nacionales de la zona euro y los institutos nacionales de estadística de los países participantes. Cada banco central nacional ejecuta el levantamiento en su territorio siguiendo un cuestionario común, y el Banco Central Europeo consolida, armoniza y distribuye la base resultante.

La encuesta surgió de una necesidad que la estadística agregada no podía satisfacer. Las cuentas financieras nacionales informan sobre el total de activos y pasivos de los hogares de un país, pero no sobre cómo se distribuyen entre ellos. Dos economías con el mismo nivel agregado de deuda hipotecaria pueden presentar situaciones muy distintas según si esa deuda se concentra en pocos hogares altamente apalancados o se reparte de manera uniforme. La HFCS fue diseñada para cubrir ese vacío, proporcionando información a nivel de hogar sobre activos reales y financieros, pasivos, ingreso, consumo y características demográficas.

9.1.2. *Estructura del cuestionario*

El cuestionario se organiza en nueve secciones temáticas, identificadas por una letra que forma parte del nombre de cada variable: demografía (A), activos reales y su financiamiento (B), otros pasivos y restricciones de crédito (C), negocios privados y activos financieros (D), empleo (E), pensiones y seguros (F), ingreso (G), transferencias intergeneracionales (H) y consumo (I).

Las preguntas se dividen además en dos categorías. Las variables *core* son obligatorias para todos los países y constituyen el núcleo armonizado de la encuesta. Las variables *no core* son de implementación voluntaria: el Banco Central Europeo las propone, pero cada banco central nacional decide si las incorpora a su cuestionario. Esta distinción resulta determinante para la presente investigación, dado que la pregunta sobre probabilidad subjetiva de pérdida del empleo pertenece a la segunda categoría, lo que explica que no todos los países la registren. La variable de gasto empleada en este trabajo pertenece también a esa categoría.

Una segunda distinción organiza la recolección. El cuestionario del hogar se aplica a una persona de referencia que responde por el conjunto, generalmente quien mejor conoce las finanzas familiares, mientras que el cuestionario personal se aplica individualmente a los miembros de dieciséis años o más. La pregunta sobre riesgo percibido pertenece a este segundo instrumento.

9.1.3. *Imputación múltiple*

La encuesta recoge información patrimonial, materia sobre la cual los hogares con frecuencia no responden o declaran desconocer el monto exacto. Para enfrentar esa no respuesta parcial, el Banco Central Europeo aplica imputación múltiple estocástica: cada valor faltante se estima cinco veces a partir de las variables observadas, y el resultado son cinco conjuntos completos de datos

denominados *implicates*.

El procedimiento no busca adivinar el valor verdadero, sino reflejar la incertidumbre asociada a desconocerlo. Si la imputación se realizara una sola vez, el análisis trataría el valor estimado como si fuera observado y subestimaría la varianza de los estimadores. Al disponer de cinco versiones, la dispersión entre ellas proporciona una medida de esa incertidumbre, que la regla de Rubin (1987) incorpora a la varianza total según la expresión

$$T = W + \frac{6}{5}B \tag{4}$$

donde W corresponde al promedio de las varianzas estimadas dentro de cada imputación y B a la varianza de los cinco estimadores puntuales entre imputaciones.

Corresponde señalar que el procedimiento no se aplica de manera uniforme. Finlandia e Italia no emplean imputación múltiple en ninguno de los levantamientos, Francia no la aplica en el segundo ni en el tercero, Irlanda no lo hace en el segundo y Malta tampoco en el tercero. En esos casos los cinco *implicates* son idénticos entre sí. Esta circunstancia atenúa parcialmente la limitación descrita más adelante respecto del extracto disponible: Italia y Francia aportan 4.891 y 12.964 observaciones a la muestra de análisis, de modo que para el 23 % de las observaciones el promedio de los cinco conjuntos no implica pérdida alguna de información.

9.1.4. *Diseño muestral y ponderadores*

El diseño muestral de la HFCS presenta tres características que condicionan su tratamiento estadístico.

La primera es el sobremuestreo deliberado de hogares de alta riqueza. La distribución de

la riqueza presenta una concentración extrema en su extremo superior, de modo que una muestra aleatoria simple captaría muy pocos hogares de ese segmento y las estimaciones sobre el total de activos resultarían imprecisas. Los países implementan este sobremuestreo mediante distintos procedimientos, generalmente a partir de registros tributarios o de información sobre el valor de las viviendas.

La segunda es la estratificación y el uso de conglomerados, procedimientos habituales en encuestas de hogares que reducen el costo del levantamiento a cambio de una menor precisión respecto del muestreo aleatorio simple.

La tercera es la existencia de ponderadores poblacionales. La variable HW0010 indica cuántos hogares de la población representa cada hogar de la muestra, y se calibra contra información externa sobre la distribución de la población por edad, sexo y otras características cuya elección es específica de cada país. La suma de los ponderadores sobre todos los hogares de un país equivale al número total de hogares de ese país.

El efecto del sobremuestreo sobre los estadísticos descriptivos es apreciable y conviene dimensionarlo. La mediana de la riqueza neta en la muestra de análisis es de 149.618 euros sin ponderar y de 114.500 euros al aplicar el ponderador poblacional, diferencia que corresponde íntegramente a la sobrerrepresentación deliberada de los hogares de mayor riqueza.

9.1.5. *Componente longitudinal*

Algunos países incorporan un componente de panel que permite seguir a los mismos hogares entre levantamientos. El presente estudio no lo emplea, por las tres razones documentales que el capítulo de alcance expone y por una cuarta, establecida sobre los propios datos, que el capítulo de limitaciones documenta.

9.1.6. *El extracto utilizado*

Para esta investigación se dispone de un extracto elaborado a partir de la base de usuario, que combina variables del cuestionario con variables derivadas. El extracto contiene 259.015 observaciones correspondientes a veintitrés países y tres levantamientos, y se entrega en dos archivos: uno con variables construidas a nivel de persona y otro con variables a nivel de hogar, vinculables mediante el código de país, el identificador del hogar y el levantamiento. La verificación de su estructura, documentada más adelante, estableció que contiene una fila por hogar y por levantamiento.

El extracto presenta tres diferencias respecto de la base original que se declaran aquí y cuyas consecuencias se detallan en el capítulo de limitaciones. La primera es que los cinco *implicates* fueron promediados antes de la entrega, lo que impide aplicar la regla de la ecuación (4). La segunda es que no incluye los pesos de replicación, lo que obliga a recurrir a un procedimiento alternativo para el cálculo de errores estándar. La tercera es que la variable de riqueza neta no registra valores negativos: los hogares cuyos pasivos exceden sus activos aparecen con valor perdido, circunstancia que determina la cuarta restricción de la muestra.

9.2 Construcción de la Muestra

La muestra de análisis se obtiene aplicando cuatro restricciones sucesivas al extracto disponible.

En primer lugar, se conservan únicamente los levantamientos de 2014 y 2017. El levantamiento de 2010 se excluye porque la pregunta sobre probabilidad de pérdida del empleo solo se aplicó en Grecia y Eslovaquia, de modo que incluirlo confundiría el efecto fijo temporal con la

composición de países. Ambos países permanecen en la muestra a través de los levantamientos posteriores. Esta restricción deja 174.404 observaciones.

En segundo lugar, se conservan las observaciones con información válida en la variable de riesgo percibido. La pregunta no fue implementada por todos los bancos centrales nacionales, y Finlandia no registra datos para ninguno de los levantamientos. Esta restricción deja 83.932 observaciones.

En tercer lugar, se restringe la muestra a los hogares cuya persona de referencia se encuentra ocupada, sea como asalariada o como trabajadora independiente. Esta condición es necesaria por construcción: la pregunta sobre riesgo de pérdida del empleo solo se formula a quienes tienen trabajo, de modo que los hogares de jubilados, desempleados o inactivos no pueden ser incluidos en el análisis. Esta restricción deja 77.968 observaciones, distribuidas en 41.799 del levantamiento de 2014 y 36.169 del de 2017, correspondientes a 22 países.

En cuarto lugar, se restringe la muestra a los hogares con riqueza neta positiva. Esta restricción se adopta de manera explícita y responde a la codificación del extracto, que asigna valor perdido a los valores negativos de la riqueza neta. Dado que el logaritmo de la riqueza integra el conjunto de controles, las observaciones sin ese dato quedarían excluidas de todas las estimaciones de cualquier modo, y se trata de 2.349 observaciones que corresponden a los hogares más endeudados del conjunto. La restricción tiene además fundamento sustantivo, dado que el capítulo de resultados muestra que en ese grupo la asociación entre riesgo percibido y endeudamiento es indistinguible de cero, lo que resulta compatible con que un hogar cuyos pasivos exceden sus activos carezca de margen patrimonial para reducir su deuda.

La muestra de análisis está compuesta por **75.619 observaciones**. El capítulo de limitaciones documenta el mecanismo de la cuarta restricción y el de resultados reporta la especificación

que incorpora a los hogares excluidos mediante un ajuste por variable indicadora. Las conclusiones del trabajo se refieren a los hogares con riqueza neta positiva.

9.3 Variables

9.3.1. *Variable independiente*

La variable central del análisis es la probabilidad subjetiva de pérdida del empleo, recogida en el cuestionario personal de la HFCS mediante una pregunta que solicita a la persona ocupada estimar, en una escala de cero a cien, la probabilidad de perder su empleo durante los próximos doce meses.

La distribución de esta variable presenta una fuerte asimetría hacia valores bajos, con una concentración elevada en el cero y en los valores redondos de 10, 20, 25, 50 y 100, patrón que Manski (2004) documenta como característico de las preguntas de probabilidad subjetiva. El capítulo de resultados la reporta en detalle.

Esta forma distribucional desaconseja tratar la variable como continua sin transformación alguna. El análisis emplea por tanto dos especificaciones complementarias: una que utiliza el valor declarado de manera continua y otra que lo agrupa en categorías, lo que permite verificar si la relación estimada es sensible a la forma funcional impuesta.

9.3.2. *Definición operacional de las variables del extracto*

Las variables financieras del extracto corresponden a agregados construidos a partir de las respuestas individuales del cuestionario. Dado que su contenido no es evidente a partir del nombre, y que de él depende la interpretación de los resultados, la Tabla 2 documenta la construcción de cada una.

Tabla 2: Definición operacional de las variables financieras del extracto

Variable	Construcción	Concepto medido
`stock`	`HD1110` + `HD1210` + `HD1510` + `HD1620` + `HD1710` + `HD1920`, cada componente sujeto a que su indicador de tenencia tome el valor uno	Cuentas a la vista, cuentas de ahorro, acciones cotizadas en bolsa, cuentas administradas, dinero que terceros deben al hogar y otros activos financieros
`stock_rel`	`stock` dividido por la suma de `PG0110`, `PG0210`, `PG0310` y `PG0410`	El agregado anterior expresado en número de años de ingreso bruto
`saving`	`HD1210`, sujeto a `HD1200` igual a uno	Saldo en cuentas de ahorro
`invest`	Suma de `HD1320a` a `HD1320g`	Valor de mercado de los fondos mutuos, desagregado por tipo de fondo
`assets`	`DNNLA`	Activos líquidos netos, variable derivada del Banco Central Europeo
`w`	`DN3001`	Riqueza neta del hogar: activos totales, excluida la riqueza en pensiones públicas y ocupacionales, menos el total de pasivos pendientes
`cons`	`HI0220`	Gasto mensual en bienes y servicios de consumo. Partida distinta de las que registran alimentos en el hogar (`HI0100`), alimentos fuera del hogar (`HI0200`), servicios básicos (`HI0210`) y viajes (`HI0230`)
`rat_deu`	`DODIRATIO`, definida como `DL1000` dividido por `DI2000`	Razón entre el total de pasivos pendientes y el ingreso bruto del hogar, construida solo para hogares endeudados
`serv_deu`	`DODSTOTAL`	Razón entre el servicio anual de la deuda y el ingreso bruto del hogar

Nota. Construcción informada por el profesor guía, quien elaboró el extracto, y verificada contra el catálogo de variables de la base de usuario del Banco Central Europeo. Las variables con prefijo `HD` pertenecen al cuestionario de hogar, las de prefijo `HI` a su sección de consumo y las de prefijo `PG` al cuestionario personal, en su sección de ingreso. Las variables con prefijo `D` son agregados derivados que construye el propio Banco Central Europeo. La variable `rat_deu` había sido documentada inicialmente como `DODARATIO`, razón entre pasivos y activos; la confirmación posterior estableció que corresponde a `DODIRATIO`, razón entre pasivos e ingreso. Las dos denominaciones difieren en una letra y la verificación de consistencia documentada más adelante había anticipado la corrección por vía indirecta.

De esta documentación se desprenden cuatro precisiones que condicionan la construcción de las variables dependientes.

La primera concierne a la cobertura de `stock`. El agregado no equivale al total de activos financieros del hogar, pues excluye los fondos mutuos, los bonos y los seguros de vida con componente de ahorro. Reúne, en cambio, los instrumentos de disponibilidad más inmediata junto con

la tenencia directa de acciones. Por esta razón el presente estudio lo denomina agregado de activos financieros observados y no activos financieros totales.

La segunda concierne a la relación entre `stock` e `invest`. Los fondos mutuos quedan recogidos en `invest` y no forman parte de `stock`, mientras que las acciones cotizadas sí integran `stock`. El cociente entre ambas variables no constituye entonces una participación, dado que el denominador no contiene al numerador y el resultado puede superar la unidad sin que exista inconsistencia en los datos. Sobre el conjunto de 77.968 hogares en que se realizó la verificación, 2.078 de los 7.534 que registran fondos mutuos presentan un valor superior a su agregado de activos financieros, esto es, un 27,6 %, situación que no corresponde a un error de registro. Descartar esas observaciones habría eliminado precisamente a los hogares con mayor tenencia, cuya mediana de fondos mutuos es de 62.000 euros frente a 12.000 entre el resto de los hogares con fondos. La participación se construye por tanto sobre la suma de los dos agregados, que constituye la mejor aproximación disponible al total de activos financieros del hogar y que queda acotada entre cero y uno por construcción.

La tercera concierne a `saving`, que recoge el saldo de las cuentas de ahorro y no el total de depósitos. Las cuentas a la vista quedan fuera de esta variable, aunque sí están comprendidas en `stock`. Esto explica que una proporción considerable de hogares no registre valor en `saving` pese a declarar activos financieros positivos: se trata de hogares que operan únicamente con cuenta a la vista.

La cuarta concierne al denominador compartido de las dos razones de endeudamiento. Ambas tienen el ingreso bruto del hogar en el denominador, de modo que los hogares con ingreso no positivo producen razones indefinidas. Estas observaciones reciben valor perdido antes de cualquier otro tratamiento, según se detalla en la sección correspondiente.

9.3.3. *Validación de la construcción de las variables*

El extracto no fue acompañado de un diccionario de variables, de modo que la correspondencia entre las columnas disponibles y los conceptos que miden tuvo que establecerse mediante dos procedimientos complementarios. El primero fue el contraste de los códigos informados contra el catálogo de variables que publica el Banco Central Europeo. El segundo fue la verificación de consistencia interna de cada variable contra relaciones que necesariamente deben cumplirse si mide lo que su nombre sugiere.

Esta sección expone la verificación que determinó la construcción de la variable dependiente de la primera hipótesis. El capítulo de limitaciones documenta las restantes, incluidas las tres que detectaron interpretaciones erróneas.

La documentación de las variables permitió advertir que el extracto contiene dos conceptos de ingreso que no coinciden. La variable `stock_rel` se construyó dividiendo el agregado de activos financieros por la suma de las partidas de ingreso del cuestionario personal, mientras que la columna de ingreso del propio extracto registra valores cuya mediana es más del doble de aquella. Dado que ambos conceptos podrían ser el ingreso de una persona o el del hogar, y que la elección del denominador determina el significado de la primera hipótesis, se realizó una verificación empírica antes de proceder con la estimación.

El procedimiento aprovecha una propiedad elemental: en un hogar unipersonal el ingreso del hogar coincide necesariamente con el ingreso de su único integrante, de modo que la razón entre ambas medidas debe ser igual a uno. En hogares de mayor tamaño, en cambio, la razón debe crecer con el número de integrantes que perciben ingreso. El ingreso empleado en `stock_rel` se recupera dividiendo el agregado de activos por esa misma razón, lo que permite comparar ambas

medidas sin necesidad de reconstruirlas.

La Tabla 3 presenta el resultado.

Tabla 3: Razón entre las dos medidas de ingreso según tamaño del hogar

Integrantes del hogar	Observaciones	Razón (mediana)
1	14.022	1,00
2	21.892	2,10
3	15.751	2,32
4	15.875	2,36
5	4.911	2,74
6	1.141	3,53
7	271	4,09
8	69	5,47

Nota. Elaboración propia sobre la muestra de análisis. La razón corresponde al cociente entre la medida de ingreso del extracto y la medida empleada como denominador de `stock_rel`. Se consideran únicamente las observaciones con ambas medidas positivas.

El resultado es concluyente. En los hogares unipersonales la razón es exactamente uno sobre más de catorce mil observaciones, y crece de manera monótona con el tamaño del hogar hasta alcanzar 5,47 en los hogares de ocho integrantes. La primera medida corresponde entonces al ingreso bruto del hogar y la segunda al ingreso bruto de la persona de referencia.

Una verificación complementaria confirma el diagnóstico desde otro ángulo. La correlación de rangos entre ambas medidas es 0,685, magnitud consistente con dos conceptos de ingreso relacionados pero distintos. La correlación lineal, en contraste, alcanza solo 0,182, cifra que no refleja la relación entre las variables sino la influencia de unos pocos valores extremos en la medida reconstruida, cuyo máximo supera los setenta millones de euros por corresponder a hogares con una razón de activos sobre ingreso cercana a cero.

Esta verificación determina la construcción de la variable dependiente de la primera hipótesis. El presente estudio emplea el ingreso del hogar como denominador y no la variable `stock_rel` del extracto, por dos razones. La primera es de pertinencia teórica: la literatura de

ahorro precautorio escala la riqueza del hogar por su ingreso conjunto, no por el de uno de sus integrantes, dado que el colchón de recursos cumple su función respecto del consumo de todo el grupo (Carroll, 1997; Guiso et al., 1996). La segunda es de consistencia interna: todas las demás variables dependientes están medidas a nivel de hogar, de modo que emplear un denominador individual en una sola de ellas introduciría una asimetría difícil de justificar.

El Anexo C resume en una tabla las once verificaciones realizadas, con la relación que cada variable debía cumplir, el resultado observado y el veredicto correspondiente.

Corresponde señalar además que la medida de ingreso del hogar admite valores no positivos, pues incorpora las pérdidas de las empresas no incorporadas de los hogares con trabajadores por cuenta propia. En la muestra de análisis 57 observaciones registran ingreso negativo y 174 registran ingreso nulo. Estas 231 observaciones, equivalentes al 0,3 % de la muestra, quedan excluidas de las razones que emplean el ingreso como denominador, aunque se conservan en las especificaciones restantes mediante la transformación del inverso del seno hiperbólico, que admite valores negativos. De ellas, 115 registran dato en las dos razones de endeudamiento que el Banco Central Europeo construye con el mismo denominador, y es ese conjunto el que recibe valor perdido en dichas variables.

9.3.4. *Variables dependientes*

El comportamiento financiero del hogar se analiza en cuatro dimensiones, correspondientes a las cuatro primeras hipótesis del capítulo anterior. La Tabla 4 presenta su definición.

Tabla 4: Variables dependientes

Dimensión	Variable	Definición
Activos líquidos	Colchón financiero sobre ingreso	Razón entre el colchón financiero del hogar y su ingreso bruto anual, en tres medidas de amplitud creciente (H1)
Participación de fondos mutuos	Participación en el agregado financiero	Cociente entre el valor de los fondos mutuos y la suma de ambos agregados de activos financieros del hogar (H2)
Endeudamiento	Razón de deuda sobre ingreso	Razón entre el total de pasivos pendientes y el ingreso bruto (H3a)
Endeudamiento	Carga financiera	Razón entre el servicio anual de la deuda y el ingreso bruto (H3b)
Gasto	Gasto mensual del hogar	Gasto declarado en bienes y servicios de consumo (H4)

Nota. Elaboración propia a partir de las variables de la Tabla 2. Todas las variables monetarias se expresan en euros. Las dos razones de endeudamiento comparten el ingreso bruto del hogar como denominador, de modo que los hogares con ingreso no positivo reciben valor perdido en ambas antes del tratamiento de los valores extremos. La hipótesis se formula sobre la carga financiera por corresponder al mecanismo teórico, y la razón de deuda sobre ingreso se reporta junto a ella porque permite discriminar entre las dos vías que el marco teórico identifica.

La primera dimensión se examina sobre tres medidas anidadas del colchón financiero del hogar, que van de la más estrecha a la más amplia. La primera considera únicamente el saldo en cuentas de ahorro, instrumento que la literatura identifica como el destino natural del ahorro precautorio por su disponibilidad inmediata y su ausencia de riesgo de capital. La segunda emplea el agregado de activos financieros observados, que añade las cuentas a la vista y la tenencia directa de instrumentos de mercado. La tercera recurre a los activos líquidos netos que construye el Banco Central Europeo, medida que descuenta los pasivos de corto plazo y que por tanto admite valores negativos en los hogares cuya deuda no hipotecaria excede sus recursos disponibles. Las tres se expresan como razón respecto del ingreso bruto anual. Contrastar la hipótesis sobre medidas de distinta amplitud permite verificar que el resultado no depende del límite trazado entre lo líquido y lo ilíquido, frontera que la propia encuesta no define de manera única.

La segunda dimensión se examina en sus dos márgenes. El margen intensivo corresponde

a la participación de los fondos mutuos en la suma de ambos agregados de activos financieros, y el extensivo a la probabilidad de que el hogar mantenga alguna posición en ellos. La distinción importa porque la decisión de entrar al mercado de inversión colectiva responde a determinantes distintos de los que gobiernan el monto invertido una vez dentro, y porque la mayoría de los hogares de la muestra no participa.

Corresponde delimitar qué mide esta variable. Se trata de la participación de un instrumento determinado, los fondos mutuos, dentro del agregado financiero disponible en el extracto, y no del riesgo de la cartera del hogar. Los fondos mutuos tienen composiciones diversas, que van desde instrumentos de renta fija hasta carteras accionarias, y otros activos financieros del hogar también pueden ser riesgosos. La hipótesis se contrasta por tanto sobre la participación de ese instrumento, y los resultados se interpretan con ese alcance.

La tercera dimensión descansa en dos indicadores que comparten denominador y miden conceptos distintos. La carga financiera recoge la fracción del ingreso que el hogar ya tiene comprometida en atender sus pasivos. La razón de deuda sobre ingreso recoge el nivel de endeudamiento relativo, esto es, cuántos años de ingreso bruto debe el hogar. La hipótesis se formula sobre la primera, siguiendo la distinción de Du Caju et al. (2016), y la segunda se reporta junto a ella porque el marco teórico identifica dos vías de signo opuesto cuya resolución empírica requiere observar el nivel además del flujo. Ambos indicadores están definidos únicamente para los hogares que registran algún pasivo, que son alrededor del 57 % de los hogares, de manera que las estimaciones sobre esta dimensión describen a ese subconjunto y no al total.

Las variables de activos y pasivos presentan una distribución fuertemente asimétrica, con colas largas hacia la derecha, propia de los datos de riqueza. Por esta razón, las especificaciones que emplean montos en niveles utilizan la transformación logarítmica del inverso del seno hiper-

bólico, que se comporta de manera similar al logaritmo natural pero admite valores iguales a cero y negativos. Esta última propiedad es necesaria porque la medida de activos líquidos netos toma valores negativos en los hogares cuyos pasivos de corto plazo superan a sus recursos disponibles.

Un aspecto relevante para la interpretación es el tratamiento de los valores faltantes en las variables de activos. En la muestra de análisis, la mayoría de los hogares no registra valor en los fondos mutuos pese a presentar activos financieros positivos, y una proporción considerable se encuentra en la misma situación respecto de las cuentas de ahorro. La documentación de las variables permite atribuir este patrón a la no tenencia del instrumento y no a información perdida, dado que cada componente del agregado está condicionado a que su respectivo indicador de tenencia tome el valor uno: el hogar que declara no tener cuenta de ahorro no registra monto alguno en ella. En consecuencia, dichos valores se recodifican como cero.

9.3.5. *Variables de control*

Las especificaciones incluyen el conjunto de controles habitual en la literatura de ahorro precautorio (Carroll et al., 2003; Guiso et al., 1996), agrupados en cuatro bloques.

Recursos del hogar. Ingreso bruto anual y riqueza neta, ambos en transformación del inverso del seno hiperbólico. El ingreso corresponde al agregado del hogar y no al de la persona de referencia, según establece la verificación de la Tabla 3. La riqueza neta corresponde a `DN3001` y se emplea como medida del patrimonio acumulado del hogar. Conviene explicitar una propiedad de este control que condiciona la interpretación de la primera hipótesis: tres de las variables dependientes son componentes de la riqueza neta, de modo que incluirla entre los regresores equivale a condicionar en parte en el propio resultado, mientras que omitirla deja el coeficiente de interés

confundido con heterogeneidad no observada en ingreso permanente. El capítulo de resultados fundamenta la elección adoptada y reporta la especificación alternativa.

Preferencias. Actitud declarada frente al riesgo financiero, recogida en una escala de cuatro categorías que va desde la disposición a asumir riesgos sustanciales hasta la negativa a asumir riesgo alguno. La verificación de consistencia confirma la orientación de la escala: la tenencia de fondos mutuos cae del 19,0 % en las tres primeras categorías al 4,6 % en la cuarta. Este control es particularmente relevante para el problema de autoselección descrito en el marco teórico, ya que permite separar parcialmente la tolerancia al riesgo de la exposición al riesgo laboral.

Demografía. Edad de la persona de referencia según la definición Canberra, incorporada en nivel y al cuadrado para admitir el perfil no lineal que la teoría del ciclo de vida predice, su nivel educacional, su sexo, el número de miembros del hogar y el tipo de hogar según la clasificación armonizada del Banco Central Europeo. El nivel educacional comprende cuatro categorías de la clasificación ISCED, codificadas como 1, 2, 3 y 5: el nivel 4 no aparece en la base porque el Banco Central Europeo lo integra en la categoría precedente. El ingreso mediano crece de manera monótona a lo largo de las cuatro categorías, de 24.385 a 55.800 euros, lo que confirma la orientación de la escala.

Situación patrimonial. Régimen de tenencia de la vivienda, que distingue entre propietarios sin deuda hipotecaria, propietarios con deuda hipotecaria y arrendatarios o usuarios gratuitos. Esta distinción importa porque el valor de la vivienda constituye una forma de riqueza poco líquida y porque el servicio de la deuda hipotecaria compromete ingreso futuro. La verificación confirma la correspondencia entre categorías: los propietarios con hipoteca registran la razón de endeuda-

miento más alta y los arrendatarios la riqueza neta más baja, con una mediana de 19.169 euros frente a 221.788 de los propietarios sin deuda.

Antes de la estimación se recodifican como valores perdidos los códigos especiales que el extracto conserva de su formato original, correspondientes a las categorías de no sabe y no responde.

9.4 Tratamiento de Valores Extremos

Las variables construidas como razones presentan valores que exceden con amplitud cualquier magnitud económicamente interpretable. Sin tratamiento alguno, la razón de deuda sobre ingreso alcanza un máximo de 3.162.000 y la carga financiera uno de 16.750, cuando ambas deberían situarse en el orden de la unidad.

El origen de esos valores es el denominador y no el numerador. Las dos razones tienen el ingreso bruto del hogar como denominador, de modo que un hogar con ingreso cercano a cero produce una razón arbitrariamente grande aunque su deuda sea moderada. La verificación de consistencia confirmó ese diagnóstico: los 165 hogares cuya razón de deuda supera 100 registran ingreso mediano exactamente nulo y activos en niveles comparables al resto de la muestra.

De ahí se desprende el orden en que deben aplicarse los dos tratamientos, y conviene explicitarlo porque la secuencia inversa produce resultados distintos. Primero se asigna valor perdido a los hogares con ingreso no positivo, dado que una razón con denominador nulo carece de significado y recortarla en un percentil elevado la deja como un número grande que sigue sin significar nada. Solo después se recortan los valores extremos de la variable ya limpia.

El procedimiento de recorte adoptado es la winsorización, que consiste en reemplazar los valores situados por encima de un percentil elevado por el valor de ese percentil, y proceder de

manera análoga en el extremo inferior. Las variables se winsorizan en los percentiles 1 y 99, de modo que el 1 % de los hogares con valores más altos pasa a registrar el valor del percentil 99, y el 1 % con valores más bajos el del percentil 1.

La winsorización se distingue de la eliminación de observaciones atípicas en un aspecto relevante: conserva el tamaño de la muestra. El hogar permanece en la estimación con toda su información, y únicamente se acota la magnitud de la variable afectada. Este procedimiento es de uso corriente en la literatura sobre riqueza de los hogares, donde las distribuciones presentan colas largas por razones estructurales y no por deficiencias de medición.

El tratamiento se aplica a las cinco variables construidas como razones: las tres medidas del colchón financiero, la razón de deuda sobre ingreso y la carga financiera. No se aplica a la participación de los fondos mutuos, acotada por construcción entre cero y uno, ni al gasto, cuya distribución no presenta valores implausibles. La sección de robustez del capítulo de resultados examina la sensibilidad de las conclusiones a este procedimiento, comparando la especificación principal con una sin winsorizar y otra winsorizada al 5 %.

9.5 Especificación Econométrica

La estrategia de estimación corresponde a un corte transversal agrupado (*pooled cross-section*) con efectos fijos de país y de levantamiento. La ecuación estimada es:

$$y_{ict} = \alpha + \beta\, R_{ict} + \mathbf{X}'_{ict}\boldsymbol{\gamma} + \delta_c + \tau_t + \varepsilon_{ict} \tag{5}$$

donde y_{ict} es la variable dependiente del hogar i del país c en el levantamiento t; R_{ict} es la probabilidad subjetiva de pérdida del empleo; $\mathbf{X}_{ict}$ es el vector de controles descrito en la sección

anterior; δ_c y τ_t son los efectos fijos de país y de levantamiento; y ε_{ict} es el término de error. El parámetro de interés es β, cuyo signo esperado es positivo para el colchón de activos líquidos y negativo para la participación de los fondos mutuos, el endeudamiento y el gasto.

Los efectos fijos de país absorben toda diferencia institucional constante en el tiempo, incluida la generosidad del seguro de cesantía, la legislación de protección al empleo y la estructura del sistema financiero. Los efectos fijos de levantamiento absorben los choques macroeconómicos comunes a todos los países en un mismo período. La identificación descansa, por tanto, en la variación del riesgo percibido entre hogares de un mismo país y levantamiento.

Dado que la distribución del riesgo percibido desaconseja imponer linealidad, se estima además una especificación que reemplaza el valor declarado por indicadores de cinco tramos, tomando como categoría base a los hogares que declaran una probabilidad de cero. Los tramos comprenden los valores de 1 a 10, de 11 a 25, de 26 a 50 y de 51 a 100. Esta especificación permite examinar si la relación es proporcional a la probabilidad declarada o si se concentra en una parte de la escala.

Para contrastar la quinta hipótesis, referida a la heterogeneidad según la posición del hogar en la distribución de ingreso, se estima una especificación ampliada que incorpora la interacción entre el riesgo percibido y los quintiles de ingreso:

$$y_{ict} = \alpha + \sum_{q=2}^{5} \beta_q \left(R_{ict} \times Q_{ict}^{q} \right) + \beta_1 R_{ict} + \mathbf{X}_{ict}'\boldsymbol{\gamma} + \delta_c + \tau_t + \varepsilon_{ict} \tag{6}$$

donde Q_{ict}^{q} son indicadores del quintil de ingreso al que pertenece el hogar dentro de su país y levantamiento. Bajo la hipótesis de que la respuesta precautoria es más débil en la parte baja de la distribución, se espera que los coeficientes β_q sean crecientes en q.

9.6 Estimación e Inferencia

Los modelos se estiman por mínimos cuadrados ordinarios ponderados, utilizando el ponderador poblacional del hogar. La ponderación es necesaria porque el diseño muestral sobrerrepresenta a los hogares de alta riqueza, de modo que las estimaciones sin ponderar no serían representativas de la población de hogares. La verificación de consistencia confirmó que la variable de ponderación corresponde al ponderador poblacional de la encuesta: la suma de los ponderadores de cada país reproduce magnitudes compatibles con su número total de hogares.

Para el cálculo de errores estándar, la práctica recomendada por el Banco Central Europeo consiste en emplear los mil pesos de replicación *bootstrap* que acompañan a la base de usuario, lo que permite reflejar la estratificación, el conglomerado y el sobremuestreo del diseño. Dado que el extracto disponible no incluye dichos pesos, los errores estándar se agrupan a nivel de país y levantamiento, criterio que reconoce la correlación de los términos de error dentro de cada muestra nacional. Esta alternativa es de uso corriente en la literatura, aunque constituye una aproximación que no recupera la totalidad de la incertidumbre asociada al diseño de la encuesta, y en particular no incorpora el efecto del sobremuestreo de hogares de alta riqueza sobre la precisión de las estimaciones.

Ese criterio deja, sin embargo, una decisión abierta cuyas consecuencias conviene anticipar. La muestra contiene 41 grupos país-levantamiento, de tamaños que van de 383 a 7.505 observaciones. La inferencia agrupada descansa en argumentos asintóticos sobre el número de grupos, y con cuarenta y uno de tamaño tan desigual el estimador de varianza puede presentar sesgo a la baja. Para no condicionar las conclusiones a esa elección, cada coeficiente se reporta bajo tres criterios de agrupamiento: por país y levantamiento, por hogar y por país. El segundo admite una precisión

sobre su construcción. El agrupamiento por hogar se arma sobre el país y el identificador de hogar, y produce 68.869 grupos para las 75.619 observaciones de la muestra de análisis, dado que unos 6.750 registros comparten identificador entre los dos levantamientos. Ese criterio se aproxima por tanto a emplear errores estándar robustos a heterocedasticidad sin agrupamiento, sin ser idéntico a ellos. Conviene además tener presente que el identificador sobre el que se agrupa es el mismo que el capítulo de limitaciones descarta como vínculo longitudinal confiable. No corresponde designar a ninguno de los tres criterios como el conservador por definición, dado que cuál de ellos entrega la inferencia correcta depende de la estructura de correlación que efectivamente tengan los datos, que no es observable. El capítulo de resultados reporta qué coeficientes son invariantes a esta elección y cuáles cambian, y trata como marginales los que cambian.

Los modelos de participación, en los que la variable dependiente indica la tenencia de un instrumento financiero, se estiman mediante un modelo lineal de probabilidad, lo que permite interpretar los coeficientes como cambios en puntos porcentuales y mantener la comparabilidad con las especificaciones en niveles.

9.7 Tratamiento de la Imputación Múltiple

Las variables del extracto presentan valores no enteros que son múltiplos de 0,2 en las variables categóricas, lo que confirma que los cinco *implicates* de la base original fueron promediados antes de la entrega. Este procedimiento tiene dos consecuencias que deben declararse.

La primera afecta a las variables categóricas. Un valor de 3,4 en la escala de actitud frente al riesgo no corresponde a una categoría intermedia, sino al promedio de respuestas distintas entre imputaciones. Para el análisis, estas variables se redondean al entero más cercano y se tratan como categóricas, dado que la escala no admite interpretación cardinal. El error de clasificación que ese

redondeo introduce afecta a los controles y no a las variables dependientes ni al regresor de interés. No corresponde afirmar, sin embargo, que su único efecto sea una pérdida de capacidad de control: un control medido con error puede dejar sin absorber parte de la variación que le corresponde, y esa variación residual puede quedar recogida por el coeficiente de interés. La dirección y la magnitud de ese efecto no son determinables con los datos disponibles.

La segunda afecta a la inferencia. Al trabajar sobre el promedio de los *implicates*, el segundo componente de la ecuación (4) no es recuperable, de manera que los errores estándar reportados constituyen una aproximación que no recupera la incertidumbre asociada a la imputación. No es posible establecer en qué dirección ni en qué magnitud difieren de los que entregaría el procedimiento completo, porque eso exigiría disponer de los cinco conjuntos. Los resultados se interpretan en consecuencia, con especial cautela respecto de los coeficientes cuya significancia estadística sea marginal.

9.8 Procesamiento de los Datos y Reproducibilidad

El procesamiento de los datos y la estimación de los modelos se realizan en Python, empleando las bibliotecas *pandas* para la manipulación de los datos y *statsmodels* para la estimación econométrica.

El análisis se organiza en dos programas que se ejecutan de principio a fin sin intervención manual. El primero recorre la secuencia completa que va desde la lectura del extracto hasta las tablas del capítulo de resultados: la construcción de la muestra según las cuatro restricciones de la sección correspondiente, la construcción de las variables dependientes y de control, el tratamiento de los valores extremos en el orden descrito en este capítulo, y la estimación de las especificaciones principales, en tramos, de interacción por quintil y de robustez. El segundo contiene las verifica-

ciones de consistencia de las variables del extracto que el Anexo C resume. El Anexo D reproduce las funciones que construyen la muestra, las variables y las estimaciones, junto con el orden en que deben invocarse, orden que importa porque el tratamiento de los valores extremos se aplica antes de la cuarta restricción de la muestra.

La correspondencia entre los nombres del extracto y las variables de la base de usuario del Banco Central Europeo está documentada en la Tabla 2, que cumple la función del diccionario de variables que el extracto no incluía.

Los datos no pueden distribuirse junto con los programas. La base de usuario de la HFCS se obtiene mediante solicitud al Banco Central Europeo, que la entrega a investigadores previa suscripción de un compromiso de confidencialidad, y el extracto empleado en este trabajo fue construido a partir de esa base. La replicación exige por tanto disponer del extracto o reconstruirlo desde la base de usuario con los códigos de origen que la Tabla 2 identifica.

10 Resultados

Este capítulo presenta los resultados en siete pasos. Primero se describe la distribución del riesgo percibido y de las variables dependientes. Luego se reportan las estimaciones principales y se fundamenta la especificación de controles sobre la que descansan. Siguen la especificación que agrupa el riesgo percibido en tramos, la descomposición de la participación en fondos mutuos en sus dos márgenes, el contraste de heterogeneidad por quintil de ingreso y las pruebas de robustez. El capítulo cierra con una síntesis de qué hipótesis resisten el escrutinio y cuáles no.

10.1 Estadística Descriptiva

10.1.1. *Construcción de la muestra*

La Tabla 5 documenta las cuatro restricciones sucesivas que llevan del extracto completo a la muestra de análisis.

Tabla 5: Construcción de la muestra de análisis

Restricción	Observaciones	Pérdida
Extracto completo	259.015	
Levantamientos de 2014 y 2017	174.404	−84.611
Con riesgo percibido declarado	83.932	−90.472
Persona de referencia ocupada	77.968	−5.964
Con riqueza neta positiva	75.619	−2.349

Nota. Elaboración propia. La segunda restricción es la que más observaciones elimina, y refleja que la pregunta sobre riesgo percibido pertenece al módulo no *core* del cuestionario, de implementación voluntaria por cada banco central nacional. La cuarta restricción se adopta de manera explícita y se declara como limitación de alcance: el extracto codifica como valor perdido los valores negativos de la riqueza neta, de modo que los hogares cuyos pasivos exceden sus activos no pueden incorporarse al análisis con el control de riqueza. El capítulo de limitaciones documenta el mecanismo y la sección de controles de este capítulo reporta la especificación que los incorpora. Las conclusiones del trabajo se refieren a los hogares con riqueza neta positiva.

La estadística descriptiva de esta sección caracteriza a los 77.968 hogares que declaran el riesgo percibido y tienen persona de referencia ocupada. Las estimaciones se realizan sobre los

75.619 con riqueza neta positiva, y requieren además que todos los controles estén observados, de modo que el número de observaciones de cada regresión se reporta en su propia tabla.

10.1.2. *La variable independiente*

La probabilidad subjetiva de pérdida del empleo presenta una distribución fuertemente asimétrica hacia valores bajos. La media es 16,81 y la mediana 4, con una desviación estándar de 24,16. Un 43,4 % de los encuestados declara una probabilidad de cero y un 63,3 % declara un valor igual o inferior a diez. En el extremo opuesto, un 1,8 % declara certeza de perder el empleo.

La Tabla 6 muestra los valores más declarados, y la Figura 1 la distribución completa.

Tabla 6: Valores más frecuentes del riesgo percibido

Valor declarado	Frecuencia	Porcentaje
0	33.856	43,4
50	6.699	8,6
10	6.034	7,7
20	3.329	4,3
30	2.841	3,6
5	2.366	3,0
2	1.523	2,0
100	1.436	1,8

Nota. Elaboración propia. Los ocho valores de la tabla concentran el 74,5 % de las respuestas. El porcentaje se calcula sobre los recuentos y no sobre los porcentajes redondeados de la columna anterior.

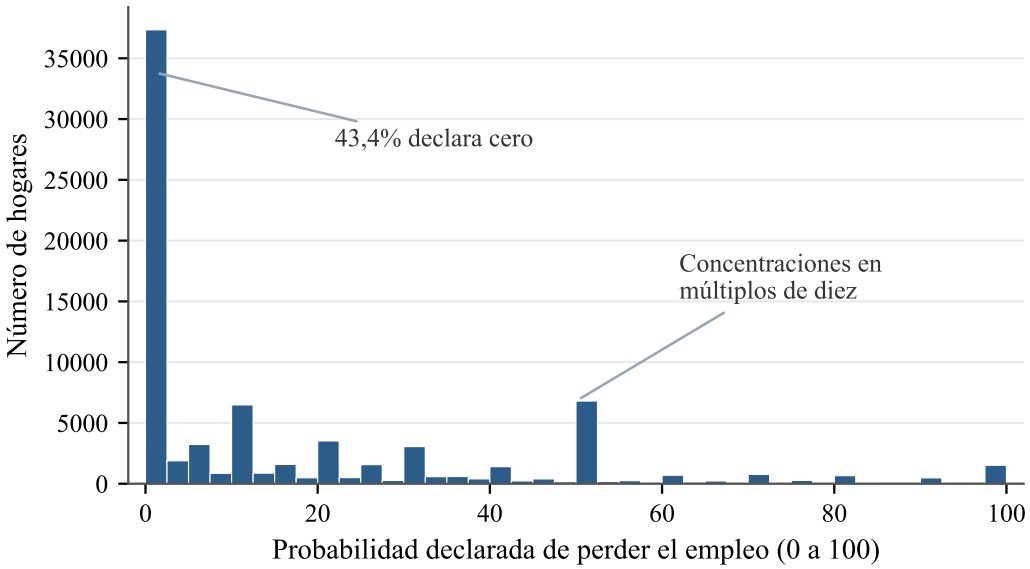


Figura 1: Distribución del riesgo percibido de pérdida del empleo

Nota. Elaboración propia sobre la muestra de análisis. Se observa la acumulación en el cero y las concentraciones en los valores redondos de 10, 20, 25, 50 y 100.

Dos rasgos de esta distribución condicionan el análisis. El primero es la masa en el cero, que agrupa a casi la mitad de la muestra y que impide tratar la variable como una medida continua sin más. El segundo es la concentración en valores redondos, un patrón que Manski (2004) documenta como característico de las preguntas de probabilidad subjetiva: los encuestados no reportan una probabilidad calculada sino que recurren a puntos de referencia como el diez, el veinticinco, el cincuenta o el cien. Esta acumulación sugiere que la variable contiene información ordinal más confiable que cardinal, lo que fundamenta la especificación en tramos que se presenta más adelante.

10.1.3. *Variación entre levantamientos*

La Tabla 7 compara la distribución del riesgo percibido entre los dos levantamientos.

Tabla 7: Riesgo percibido por levantamiento

Levantamiento	Observaciones	Media	Mediana	Declara 0
2014	41.799	18,2	5,0	42,5 %
2017	36.169	15,2	2,0	44,5 %

Nota. Elaboración propia.

El riesgo percibido promedio cae tres puntos entre ambos levantamientos, un 16 % de su nivel inicial. La dirección es la esperable, dado que la tasa de desempleo de la zona euro descendió de 11,6 % a 9,0 % en el mismo período, y la magnitud resulta moderada en relación con esa caída.

La descomposición de ese cambio es más informativa que su magnitud. La proporción de hogares que declara no enfrentar riesgo alguno aumenta apenas dos puntos porcentuales, de 42,5 % a 44,5 %. La mejora del mercado laboral no se traduce, por tanto, en que una cantidad apreciable de hogares pase a sentirse completamente seguro, sino en que quienes perciben algún riesgo lo perciben menor. El cambio opera sobre la intensidad y no sobre la incidencia.

Corresponde advertir que la mediana no sostiene por sí sola esa lectura. Al concentrarse alrededor del 43 % de las observaciones en el valor cero, el percentil cincuenta se sitúa en el borde inmediato de esa masa, de modo que un desplazamiento pequeño en la vecindad del cero produce un cambio aparentemente grande en la mediana. La caída de 5 a 2 debe leerse en ese contexto y no como una reducción del 60 %. La media es el estadístico pertinente para esta comparación.

10.1.4. *Variación entre países*

El riesgo percibido varía de manera considerable entre países, como muestra la Tabla 8 y la Figura 2.

Tabla 8: Riesgo percibido promedio por país

País	Observaciones	Media	Mediana
Polonia	3.154	37,9	30,0
Grecia	3.421	30,6	28,0
Eslovaquia	2.144	28,4	25,0
Letonia	1.660	28,0	20,0
Lituania	1.321	25,3	18,0
Croacia	1.101	23,5	12,5
Malta	909	20,8	20,0
España	6.143	18,6	5,0
Hungría	5.664	18,1	5,0
Estonia	3.258	17,0	7,5
Países Bajos	2.435	15,7	5,0
Italia	4.891	15,6	0,0
Chipre	1.544	15,5	5,0
Bélgica	1.084	15,0	2,1
Eslovenia	2.194	15,0	0,0
Portugal	6.228	14,3	0,0
Irlanda	5.893	14,3	0,0
Luxemburgo	2.590	13,1	5,0
Austria	2.766	12,7	6,0
Francia	12.964	11,7	0,0
Alemania	5.096	8,6	0,0
República Checa	1.508	2,2	2,0

Nota. Elaboración propia. Países ordenados de mayor a menor riesgo percibido promedio. La muestra agrupa los levantamientos de 2014 y 2017.

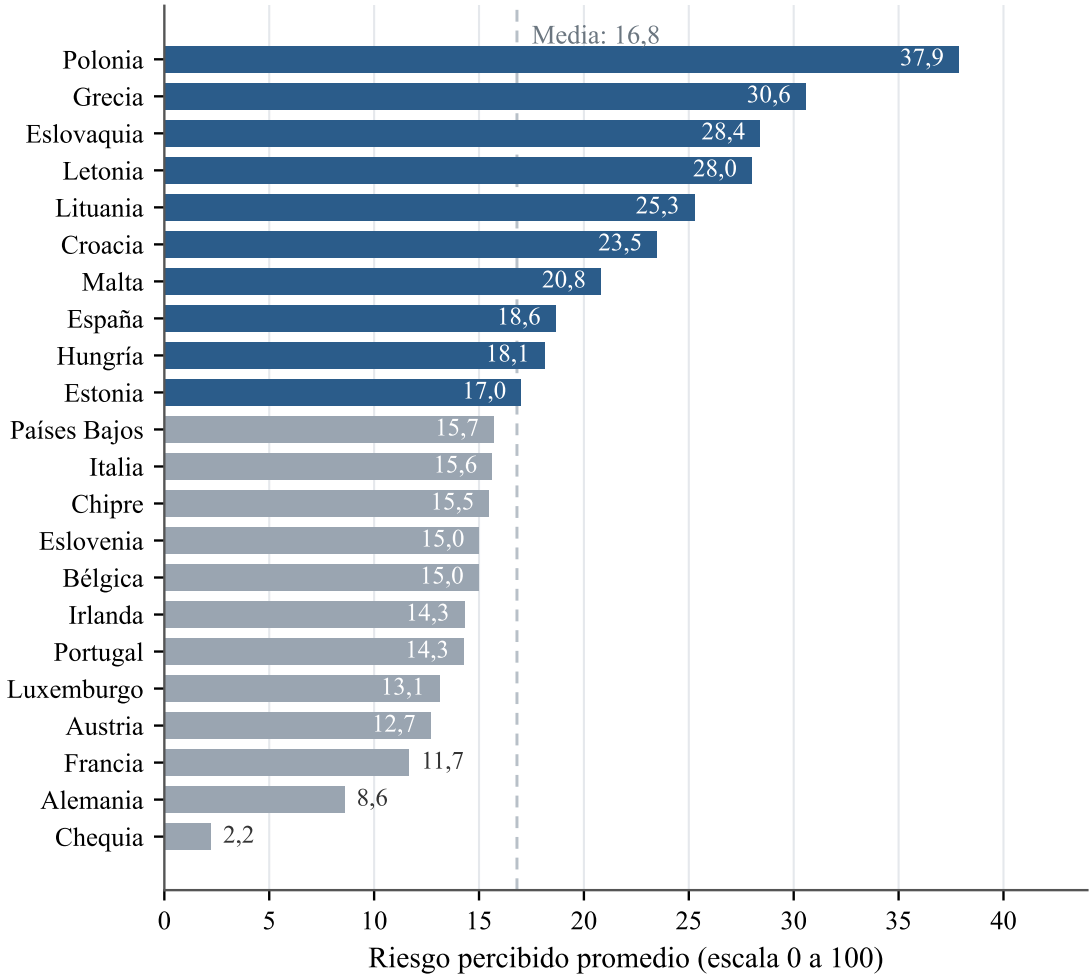


Figura 2: Riesgo percibido promedio por país

Nota. Elaboración propia sobre la muestra de análisis.

El rango va de 2,2 en la República Checa a 37,9 en Polonia, una diferencia de diecisiete veces que ningún conjunto de características individuales podría explicar. Los países de Europa central y oriental junto con Grecia ocupan la parte alta del ordenamiento, mientras que Alemania, Francia y Austria se ubican en la parte baja. Este patrón es consistente con las diferencias en tasa de desempleo y en incidencia del empleo temporal que documenta el capítulo de problema de investigación, y justifica por sí solo la inclusión de efectos fijos de país: sin ellos, la comparación entre un hogar polaco y un hogar alemán confundiría el riesgo individual con el contexto nacional.

Conviene precisar qué aporta cada país a la identificación. Un promedio de 2,2 con un 91 % de respuestas iguales a cero, como el de la República Checa, implica que dentro de ese país apenas existe variación interna que explotar, de modo que su contribución al coeficiente estimado es mínima. El parámetro reportado es un promedio ponderado de las comparaciones internas de cada país, y esas ponderaciones recaen sobre los países donde el riesgo percibido efectivamente varía entre hogares. La sección de robustez incluye por esa razón una especificación que excluye a la República Checa junto con Polonia, el caso opuesto.

10.1.5. *Variación entre grupos de hogares*

El riesgo percibido también varía de manera sistemática entre hogares según su posición económica, como recoge la Tabla 9.

Tabla 9: Riesgo percibido según características del hogar

Grupo	Observaciones	Media
Situación laboral de la persona de referencia		
Asalariada	64.831	17,1
Trabajadora independiente	13.137	15,5
Régimen de tenencia de la vivienda		
Propietaria sin hipoteca	33.205	17,3
Propietaria con hipoteca	25.081	14,0
Arrendataria o uso gratuito	19.681	19,5
Quintil de ingreso		
Quintil 1	15.632	23,2
Quintil 2	15.576	18,0
Quintil 3	15.593	15,7
Quintil 4	15.570	14,3
Quintil 5	15.597	12,7

Nota. Elaboración propia. Los quintiles de ingreso se construyen dentro de cada país y levantamiento.

El gradiente por quintil de ingreso es monótono y pronunciado: el riesgo percibido cae de 23,2 en el quintil más bajo a 12,7 en el más alto, casi a la mitad. El hallazgo tiene una implicancia

que conviene anticipar. Los hogares más expuestos al riesgo son precisamente los que disponen de menos recursos para construir un colchón precautorio, de modo que el efecto estimado en el conjunto de la muestra podría ser el resultado de dos fuerzas que se cancelan: la mayor exposición de los hogares pobres y su menor capacidad de respuesta. Esta posibilidad motiva el contraste de heterogeneidad que se presenta más adelante.

El gradiente por régimen de tenencia resulta menos esperable. Los arrendatarios declaran el mayor riesgo percibido, con 19,5, y los propietarios con hipoteca el menor, con 14,0. Una lectura plausible es que el acceso al crédito hipotecario funcione como un filtro: los bancos conceden hipotecas a quienes presentan empleos más estables, de modo que la tenencia con hipoteca señala estabilidad laboral en lugar de causarla.

10.1.6. *Las variables dependientes*

La Tabla 10 presenta la distribución de las variables dependientes después de recortar los percentiles 1 y 99.

Tabla 10: Distribución de las variables dependientes

Variable	N	Media	D. est.	P25	Mediana	P75
Cuentas de ahorro / ingreso	77.737	0,263	0,555	0,000	0,022	0,271
Activos financieros / ingreso	74.688	0,644	1,204	0,066	0,236	0,669
Activos líquidos netos / ingreso	77.737	0,639	1,579	0,015	0,178	0,661
Participación de fondos mutuos	74.911	0,035	0,137	0,000	0,000	0,000
Razón deuda sobre ingreso	44.303	1,637	2,207	0,199	0,871	2,255
Carga financiera	44.297	0,159	0,178	0,053	0,118	0,207
Gasto mensual (euros)	77.968	1.273	1.173	650	1.000	1.500

Nota. Elaboración propia. Variables recortadas en los percentiles 1 y 99, con excepción de la participación de fondos mutuos, acotada entre cero y uno por construcción, y del gasto, que entra a las estimaciones en transformación del inverso del seno hiperbólico. Las dos razones de endeudamiento tienen el ingreso bruto del hogar como denominador, de modo que los 115 hogares con ingreso no positivo reciben valor perdido en ambas antes del recorte.

Cuatro rasgos merecen comentario.

El primero es la escasa magnitud del colchón financiero de los hogares. La mediana de las cuentas de ahorro equivale a 0,022 años de ingreso, esto es, alrededor de ocho días. Incluso la medida más amplia, los activos líquidos netos, alcanza una mediana de 0,178 años, poco más de dos meses. Más del 40 % de los hogares no mantiene cuenta de ahorro alguna. Estos niveles importan para la interpretación de los resultados: un hogar que apenas sostiene dos meses de ingreso tiene poco margen para ajustar su stock de activos ante un cambio en su percepción de riesgo, por mucho que la teoría lo prescriba.

El segundo es la concentración de la participación en fondos mutuos. La mediana y el percentil 75 son ambos cero, y solo un 9,7 % de los hogares de la muestra mantiene alguna posición. Entre quienes participan, en cambio, la participación media alcanza el 34,96 % de sus activos financieros. Esta forma distribucional, con una masa dominante en el cero y valores sustanciales entre los participantes, es la que justifica separar el margen extensivo del intensivo.

El tercero es la cobertura desigual de las variables de endeudamiento, que solo están disponibles para alrededor de 44.300 hogares, el 57 % de la muestra. La variable de origen se construye únicamente para hogares endeudados, de modo que la diferencia corresponde a los hogares sin deuda, para los cuales las razones no están definidas. En consecuencia, las estimaciones sobre endeudamiento describen al subconjunto de hogares endeudados y no al conjunto de la muestra.

El cuarto es la coherencia interna de las dos razones de endeudamiento, que la verificación de consistencia examinó en detalle. La razón de deuda sobre ingreso presenta una mediana de 1,713 entre los propietarios con hipoteca y de 0,199 y 0,182 entre los propietarios sin hipoteca y los arrendatarios respectivamente. Esto es, el hogar hipotecado debe algo menos de dos años de su ingreso bruto, magnitud compatible con un crédito de vivienda, y el resto debe una fracción de un año, compatible con un crédito de consumo. La carga financiera reproduce el mismo ordenamiento,

con 16,2 % del ingreso entre los hipotecados y alrededor de 6 % en los otros dos grupos. Ambas magnitudes son plausibles y ambas variables superan la verificación.

Respecto de la tenencia de instrumentos, un 96,1 % de los hogares registra algún activo financiero, un 57,5 % mantiene cuenta de ahorro y un 9,7 % mantiene fondos mutuos. El contraste entre el 96,1 % y el 9,7 % dimensiona cuán minoritaria es la inversión en instrumentos de mercado entre los hogares europeos, hecho que acota el alcance de cualquier conclusión sobre la participación de fondos mutuos.

10.2 Resultados Principales

La Tabla 11 presenta el coeficiente del riesgo percibido en las siete especificaciones principales. Cada fila corresponde a una regresión distinta, estimada por mínimos cuadrados ponderados con efectos fijos de país y de levantamiento, con errores estándar agrupados por país y levantamiento.

Tabla 11: Resultados principales

Hip.	Variable dependiente	Coef.	E. est.	N	R^2
H1a	Cuentas de ahorro / ingreso	−0,00018	(0,00020)	73.099	0,211
H1b	Activos financieros / ingreso	+0,00014	(0,00057)	70.615	0,260
H1c	Activos líquidos netos / ingreso	+0,00058	(0,00099)	73.099	0,226
H2	Participación de fondos mutuos	$-0{,}00005^{**}$	(0,00002)	70.825	0,093
H3a	Razón deuda sobre ingreso	$-0{,}00190^{***}$	(0,00069)	41.153	0,348
H3b	Carga financiera	$-0{,}00014^{**}$	(0,00007)	41.148	0,348
H4	Gasto mensual (IHS)	$-0{,}00083^{***}$	(0,00017)	73.317	0,431

Nota. Elaboración propia. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$. El coeficiente corresponde al riesgo percibido medido en su escala original de cero a cien, de modo que representa el cambio en la variable dependiente asociado a un punto adicional de probabilidad declarada. Las letras distinguen indicadores alternativos de una misma hipótesis. Todas las especificaciones incluyen el conjunto completo de controles descrito en la metodología y se estiman sobre hogares con riqueza neta positiva. La tabla completa de coeficientes se reporta en el Anexo A.

10.2.1. *Primera hipótesis: el nivel de activos líquidos*

La primera hipótesis sostenía que el hogar expuesto a mayor riesgo percibido mantiene un colchón de activos líquidos más amplio. Ninguna de las tres medidas la respalda. Los valores p son 0,371 para las cuentas de ahorro, 0,805 para el agregado de activos financieros y 0,557 para los activos líquidos netos. Los coeficientes no solo carecen de significancia estadística: tampoco comparten el signo entre sí, con dos medidas positivas y una negativa.

Corresponde dimensionar la magnitud, porque la falta de significancia no equivale por sí sola a la ausencia de relación. El coeficiente de la medida más amplia, 0,00058, implica que cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con un incremento de 0,029 años de ingreso en activos líquidos netos, esto es, alrededor de diez días de ingreso. Sobre una mediana de 0,178 años, se trata de un 16 % de aumento, pero el intervalo de confianza al 95 % abarca desde una caída del 38 % hasta un alza del 71 %. Ese intervalo admite asociaciones de magnitud relevante en ambas direcciones, de manera que el dato no permite distinguir una respuesta precautoria sustancial de la ausencia completa de respuesta. Lo que corresponde afirmar es que no se encontró evidencia concluyente en esta especificación, y no que la respuesta no exista.

Que el resultado se mantenga en tres medidas de amplitud creciente, desde el saldo en cuentas de ahorro hasta los activos líquidos netos, indica que no proviene de haber trazado mal la frontera entre lo líquido y lo ilíquido. Esta frontera es precisamente la decisión metodológica más discutible al operacionalizar la teoría del ahorro precautorio, dado que la encuesta no la define de manera única, y el resultado no depende de ella.

Un hallazgo adicional merece atención porque apunta en la dirección contraria a la predicción teórica. El coeficiente de las cuentas de ahorro es negativo en la mayoría de las especificacio-

nes alternativas de la Tabla 18 y alcanza significancia en varias de ellas. El signo no se invierte de manera sistemática. Si bien la especificación principal no es significativa, la consistencia del signo sugiere que, de existir alguna asociación entre riesgo percibido y saldo en cuentas de ahorro, esta sería negativa. La sección de controles de riqueza y el capítulo de discusión abordan las lecturas posibles de ese patrón.

10.2.2. *Segunda hipótesis: la participación de fondos mutuos*

La segunda hipótesis sostenía que el hogar expuesto a un riesgo laboral no asegurable reduce su exposición a los riesgos que sí puede elegir. La variable empleada es la participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar. El coeficiente es $-0{,}00005$ y resulta significativo al 5 %.

La magnitud exige expresarse en términos relativos, dado que el nivel absoluto carece de interpretación inmediata. Sobre una participación media de 3,52 %, cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con una caída de 0,25 puntos porcentuales, equivalente al 7,1 % de la participación promedio. Diez puntos adicionales implican una caída del 1,4 %.

Este resultado requiere dos calificaciones que las secciones siguientes desarrollan. La primera es que la descomposición en márgenes no logra ubicar el efecto: ni el margen extensivo ni el intensivo alcanzan significancia por separado. La segunda es que la significancia depende del criterio de agrupamiento de los errores estándar y desaparece al agruparlos por hogar. El resultado es, por tanto, sugerente más que concluyente bajo la especificación principal.

Existe no obstante un elemento que lo refuerza y que la sección de controles documenta. La variable dependiente es una participación dentro de la cartera financiera del hogar, y el control de riqueza neta incorpora la vivienda y descuenta los pasivos hipotecarios, de modo que no correspon-

de a la escala sobre la cual esa participación se define. Al reemplazarlo por un control construido sobre la riqueza financiera líquida, el coeficiente se duplica a $-0{,}00010$ y alcanza significancia al 5 % o mejor bajo los tres criterios de agrupamiento. La elección del control de escala es por tanto la que decide el estatus de esta hipótesis.

Corresponde precisar qué mide esta variable. Se trata de la participación de un instrumento, los fondos mutuos, dentro del agregado financiero del hogar, y esa proporción no mide por sí sola el riesgo de la cartera: los fondos mutuos tienen composiciones diversas, desde instrumentos de renta fija hasta carteras accionarias, y otros activos financieros del hogar también pueden ser riesgosos. El resultado se refiere por tanto a la participación de ese instrumento, y no a una reducción general del riesgo financiero del hogar.

10.2.3. *Tercera hipótesis: el endeudamiento*

La tercera hipótesis sostenía que el hogar expuesto a mayor riesgo percibido reduce el compromiso de su ingreso futuro en el servicio de la deuda. Ambos indicadores la respaldan.

La razón de deuda sobre ingreso arroja un coeficiente de $-0{,}00190$ con un valor p de 0,006, y la carga financiera un coeficiente de $-0{,}00014$ con un valor p de 0,033. Los dos son negativos y los dos alcanzan significancia convencional en la especificación principal. Los valores p de la razón de deuda son 0,006 agrupando por país y levantamiento, 0,043 agrupando por hogar y 0,002 agrupando por país, de manera que conserva significancia al 5 % bajo los tres criterios. Los de la carga financiera son 0,033, 0,064 y 0,014 respectivamente: bajo agrupamiento por hogar alcanza el 10 % y no el 5 %, por lo que su respaldo es más estrecho que el de la razón de deuda y conviene tratar ese resultado como marginal.

Que ambos indicadores caigan tiene además un contenido teórico. El marco planteaba dos

vías de signo opuesto, y la coincidencia de signo entre el flujo de pagos y el nivel de deuda es compatible con que predomine la del compromiso de ingreso futuro sobre la de la liquidez, antes que con la lectura inversa, según la cual el hogar conservaría su deuda para disponer de un amortiguador. Es una interpretación compatible con el signo observado y no un mecanismo que estos datos establezcan.

La identificación correcta del denominador fue condición para obtener estos resultados, y conviene explicitarlo porque ilustra una dependencia que no es de inferencia sino de medición. La variable de endeudamiento relativo había sido documentada como una razón entre pasivos y activos. Bajo ese supuesto su comportamiento resultaba incompatible con la definición, y su coeficiente variaba en cuatro órdenes de magnitud según el tratamiento de los valores extremos. La verificación de consistencia estableció que el denominador es el ingreso bruto del hogar, resultado que la confirmación documental posterior validó: la variable corresponde a `DODIRATIO` y no a `DODARATIO`. Identificado el denominador, el tratamiento correcto consistió en asignar valor perdido a los 115 hogares con ingreso no positivo antes de recortar los extremos, dado que una razón con denominador nulo carece de significado y recortarla en el percentil 99 la deja como un número grande que sigue sin significar nada. Con ese tratamiento el coeficiente pasa de $-0{,}00142$ con significancia marginal a $-0{,}00190$ con significancia al 1 %, y la sensibilidad al recorte se reduce de cuatro órdenes de magnitud a uno.

La magnitud admite dos lecturas complementarias. Cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con una reducción de 0,095 en la razón de deuda sobre ingreso, esto es, con deber alrededor de un 9,5 % menos de un año de ingreso bruto. Sobre un ingreso bruto mediano cercano a 39.400 euros, eso equivale a unos 3.700 euros menos de deuda pendiente. En la carga financiera, los mismos cincuenta puntos reducen en 0,7 puntos porcentuales la fracción del

ingreso comprometida en el servicio de la deuda, sobre una mediana del 11,8 %, lo que representa una caída relativa cercana al 6 %.

El contraste entre esa magnitud y la del ajuste en el gasto es pertinente y el capítulo de discusión lo retoma. La reducción del gasto asociada a cincuenta puntos equivale a unos 500 euros al año, mientras que la del saldo de deuda equivale a unos 3.700 euros. Las dos cifras no son del mismo orden, lo que resulta más compatible con la ausencia de nuevo endeudamiento que con la amortización acelerada mediante recursos liberados del consumo. Un diseño de corte transversal no permite distinguir entre ambas.

Corresponde examinar además una decisión que los dos indicadores no observan. Ambos están definidos sobre hogares que registran algún pasivo, de modo que describen la intensidad del endeudamiento entre endeudados y no la decisión de endeudarse. Para contrastar esa decisión se estimó un modelo lineal de probabilidad sobre la tenencia de deuda, con el mismo conjunto de controles y sobre la muestra completa. El coeficiente es $-0{,}000292$, de signo negativo y magnitud apreciable, dado que cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada equivalen a 1,46 puntos porcentuales menos en la probabilidad de registrar algún pasivo, sobre una base de 55,9 %. No alcanza significancia bajo la especificación principal, con un valor p de 0,105, y su intervalo de confianza al 95 % abarca desde $-0{,}000646$ hasta $+0{,}000061$. Alcanza significancia al 5 % bajo agrupamiento por hogar, con 0,048, y no la alcanza bajo agrupamiento por país, con 0,187.

La especificación en tramos muestra un patrón parcial. La proporción de hogares con deuda cae desde un 58,8 % en la categoría base hasta un 50,5 % en el tramo de 26 a 50 y un 48,6 % en el tramo superior, y los coeficientes de los tramos de 11 a 25 y de 26 a 50 alcanzan significancia al 5 %, con $-0{,}035$ y $-0{,}033$ respectivamente. El tramo superior no la alcanza y su coeficiente es menor en magnitud, de modo que no se observa la progresión que caracteriza al gasto.

Este contraste se consigna por tanto como no concluyente. El signo y la magnitud apuntan en la dirección que la interpretación del capítulo de discusión propone, y la inferencia no la respalda bajo la especificación principal.

Resta señalar una heterogeneidad relevante, que es además la que fundamenta la restricción de la muestra. La Tabla 12 reporta una especificación que incorpora a los hogares con riqueza neta negativa mediante una indicadora y la interacta con el riesgo percibido.

Tabla 12: Endeudamiento según situación patrimonial del hogar

	Deuda / ingreso		**Carga financiera**	
Término	**Coef.**	p	**Coef.**	p
Riesgo percibido (riqueza neta positiva)	−0,00248	0,000	−0,00021	0,003
Riqueza neta negativa (nivel)	+0,51410	0,000	+0,01419	0,016
Riesgo percibido × riqueza negativa	+0,00897	0,130	+0,00023	0,539
Efecto total, riqueza neta negativa	+0,00649		+0,00002	
N	43.215		43.209	

Nota. Elaboración propia. Dado que los hogares con riqueza neta negativa no tienen dato en el control de riqueza, esta especificación lo reemplaza por un control construido sobre la riqueza financiera líquida, que sí está observada en ese grupo. El efecto total corresponde a la suma del coeficiente del riesgo percibido y del término de interacción.

El patrón es el que la interpretación anticipa. Entre los hogares con riqueza neta positiva el efecto es más intenso que en la especificación principal, con $-0{,}00248$ y significancia al 1 %. Entre los hogares cuyos pasivos exceden sus activos el efecto total es indistinguible de cero en las dos medidas, y el signo del término de interacción es positivo en ambas. Una explicación plausible es que un hogar que ya debe más de lo que tiene no disponga de margen para reducir su endeudamiento, cualquiera sea su percepción de riesgo. La restricción de la muestra a hogares con riqueza neta positiva, adoptada por las razones de medición que el capítulo de limitaciones documenta, tiene por tanto también fundamento sustantivo.

Corresponde advertir que el término de interacción no alcanza significancia estadística, con valores p de 0,130 y 0,539, de modo que esta heterogeneidad se reporta como consistente con los

datos y no como establecida por ellos. El grupo afectado comprende 2.062 observaciones en estas ecuaciones, muestra insuficiente para estimar con precisión un término de interacción.

10.2.4. *Cuarta hipótesis: el gasto*

La cuarta hipótesis sostenía que el hogar expuesto a mayor riesgo percibido reduce su gasto corriente. El coeficiente es $-0{,}00083$ y resulta significativo al 1 %, con un valor p inferior a 0,001.

Dado que la variable dependiente entra en transformación del inverso del seno hiperbólico, el coeficiente admite lectura como cambio porcentual aproximado. Corresponde precisar el alcance de esa lectura. La transformación se comporta como el logaritmo natural para valores alejados de cero y se aparta de él en la vecindad del cero, de manera que la interpretación porcentual es buena en el rango donde se concentra la variable y deja de serlo para los hogares de gasto muy bajo. El gasto mediano de la muestra es de mil euros mensuales y su percentil 25 de 650, por lo que la aproximación resulta adecuada para describir al hogar representativo, sin ser exacta para cada hogar en particular. Las magnitudes que siguen se reportan con esa calificación. Diez puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con un 0,83 % menos de gasto mensual, y cincuenta puntos con un 4,2 % menos. Sobre el gasto mediano de la muestra, mil euros mensuales, cincuenta puntos equivalen a cuarenta y dos euros menos al mes.

Este es el resultado más sólido del capítulo. No cambia de signo ni pierde significancia en ninguna de las diez especificaciones alternativas, no se mueve bajo ninguno de los tres criterios de agrupamiento, y es insensible al tratamiento de los valores extremos.

10.3 El Control de Riqueza y la Restricción de la Muestra

Las estimaciones anteriores incluyen el logaritmo de la riqueza neta entre los controles y se restringen a hogares con riqueza neta positiva. Las dos decisiones están ligadas y conviene fundamentarlas, porque de ellas depende el estatus de la primera hipótesis.

El problema de fondo es que tres de las variables dependientes son componentes de la riqueza neta. El saldo en cuentas de ahorro, el agregado de activos financieros y los activos líquidos netos están todos contenidos en `DN3001`, y la deuda lo está con signo negativo. Controlar por riqueza neta equivale entonces a condicionar en parte en el propio resultado, lo que en términos de Angrist y Pischke (2009) constituye un control inadecuado: si el riesgo percibido indujera mayor acumulación, el hogar expuesto tendría mayor riqueza, y mantenerla fija elimina precisamente el margen que la hipótesis postula.

El argumento contrario es igualmente sustantivo. El riesgo percibido se concentra en hogares de trabajo precario, cuyo ingreso permanente es inferior al de los demás por razones que antecedan a su percepción de riesgo. El logaritmo del ingreso controla el ingreso del período, no el ingreso de la trayectoria, y la riqueza acumulada es el mejor reflejo disponible de esa trayectoria. Omitir el control deja el coeficiente confundido con heterogeneidad no observada en ingreso permanente, que es la objeción de identificación que Lugilde et al. (2017) dirige a la literatura de ahorro precautorio basada en medidas subjetivas de riesgo en corte transversal.

La Tabla 13 permite decidir entre ambas lecturas con los datos.

Tabla 13: Coeficiente del riesgo percibido según el tratamiento de la riqueza

Variable dependiente	**(A)**	**(B)**	**(C)**	**(D)**
Gasto mensual (IHS)	$-0{,}00083^{***}$	$-0{,}00115^{***}$	$-0{,}00114^{***}$	$-0{,}00081^{***}$
Cuentas de ahorro / ingreso	$-0{,}00018$	$-0{,}00057^{**}$	$-0{,}00059^{***}$	$-0{,}00022$
Activos financieros / ingreso	$+0{,}00014$	$-0{,}00084$	$-0{,}00096^{*}$	$-0{,}00001$
Activos líquidos netos / ingreso	$+0{,}00058$	$-0{,}00063$	$-0{,}00079$	$+0{,}00041$
Participación de fondos mutuos	$-0{,}00005^{**}$	$-0{,}00010^{***}$	$-0{,}00011^{***}$	$-0{,}00006^{***}$
Razón deuda sobre ingreso	$-0{,}00190^{***}$	$-0{,}00235^{***}$	$-0{,}00124$	$-0{,}00121^{*}$
Carga financiera	$-0{,}00014^{**}$	$-0{,}00020^{**}$	$-0{,}00017^{**}$	$-0{,}00014^{*}$

Nota. Elaboración propia. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$. (A) Especificación principal: con logaritmo de la riqueza neta, hogares con riqueza neta positiva. (B) Sin control de riqueza, misma muestra que (A). (C) Sin control de riqueza, muestra completa. (D) Muestra completa con ajuste por variable indicadora: se imputa cero en el logaritmo de la riqueza y se añade una indicadora del grupo con riqueza neta negativa. La comparación entre (A) y (B) aísla el efecto del control, dado que la muestra es idéntica. La comparación entre (B) y (C) aísla el efecto de la muestra, dado que la ecuación es idéntica.

La comparación entre las columnas (A) y (B) atribuye al control, y no a la muestra, el 95 % del movimiento en el coeficiente de las cuentas de ahorro, el 90 % en el de los activos financieros y el 88 % en el de los activos líquidos netos. La excepción es la razón de deuda sobre ingreso, donde el 71 % del movimiento proviene de la muestra. El control y la muestra operan por tanto sobre hipótesis distintas, y la discusión de cada una es independiente.

El dato decisivo está en el patrón de la columna (B). Al retirar el control de riqueza, todos los coeficientes se desplazan hacia valores más negativos de manera simultánea: el gasto de $-0{,}00083$ a $-0{,}00115$, el ahorro de $-0{,}00018$ a $-0{,}00057$, la participación en fondos mutuos de $-0{,}00005$ a $-0{,}00010$ y la razón de deuda de $-0{,}00190$ a $-0{,}00235$. Ese desplazamiento uniforme es la aritmética de una variable omitida correlacionada negativamente con el regresor de interés y positivamente con todas las dependientes, que es exactamente la posición que ocupa la riqueza acumulada.

Y ese patrón discrimina entre las dos interpretaciones. La teoría del ahorro precautorio predice una reasignación: el gasto disminuye y la acumulación aumenta, porque el hogar desvía recursos del consumo hacia el colchón. Un conjunto de coeficientes que cae en bloque no describe

una reasignación sino un nivel inferior de todas las magnitudes a la vez, que es lo que caracteriza a un hogar con menor ingreso permanente. La columna (B) no revela por tanto una desacumulación precautoria que el control enmascaraba, sino la heterogeneidad que el control corrige.

La columna (D) confirma esa lectura por una vía independiente. Esa especificación mantiene un control de riqueza y recupera la muestra completa mediante un ajuste por variable indicadora, procedimiento defendible en este caso porque el valor perdido corresponde unívocamente a riqueza neta negativa y la indicadora codifica esa información sin error. Sus coeficientes coinciden con los de la columna (A) y no con los de (B) y (C): el ahorro vuelve a $-0{,}00022$ sin significancia y el gasto a $-0{,}00081$. Lo que separa a (A) de (B) es por tanto el control y no la muestra, y la especificación que recupera a los hogares excluidos sin renunciar al control reproduce los resultados principales.

Este trabajo adopta en consecuencia la especificación (A) como principal y reporta las restantes como verificación. La decisión implica que la ausencia de evidencia en la primera hipótesis se obtiene entre hogares comparables en recursos acumulados, y que la lectura alternativa, según la cual el riesgo percibido se asocia con menor acumulación, queda explícitamente reportada aunque no se incorpore a las conclusiones. El capítulo de discusión examina qué diseño permitiría separar ambos efectos.

10.4 Especificación en Tramos

La forma de la distribución del riesgo percibido, con su masa en el cero y su concentración en valores redondos, desaconseja imponer una relación lineal. La Tabla 14 presenta una especificación que agrupa la variable en cinco categorías y toma como base a los hogares que declaran no enfrentar riesgo alguno.

Tabla 14: Especificación en tramos del riesgo percibido

Tramo	Ahorro	Financieros	Netos	Fondos	Gasto
1 a 10	−0,00436	+0,00544	+0,00230	+0,00258	−0,00460
	(0,00665)	(0,02419)	(0,01851)	(0,00219)	(0,01500)
11 a 25	+0,00608	+0,00928	+0,02398	+0,00195	−0,00195
	(0,00697)	(0,01592)	(0,02688)	(0,00259)	(0,01974)
26 a 50	−0,01150	−0,03214	−0,03086	−0,00412**	−0,03028**
	(0,00774)	(0,02194)	(0,02743)	(0,00192)	(0,01407)
51 a 100	−0,01299	+0,02708	+0,07585	−0,00331	−0,06952***
	(0,01771)	(0,05083)	(0,08227)	(0,00218)	(0,01694)
N	73.099	70.615	73.099	70.825	73.317

Nota. Elaboración propia. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$. Errores estándar entre paréntesis. Estimaciones sobre hogares con riqueza neta positiva. La categoría base corresponde a los hogares que declaran una probabilidad de cero, que son 32.967 en las ecuaciones estimadas. Los recuentos de 33.856 hogares en la base y de 15.484, 8.667, 14.099 y 5.862 en los cuatro tramos corresponden al conjunto de 77.968 hogares sobre el que se calcula la estadística descriptiva; la diferencia proviene de las observaciones que no registran dato en alguno de los controles.

El resultado sobre gasto adquiere aquí una forma que la especificación lineal ocultaba, y que la Figura 3 representa.

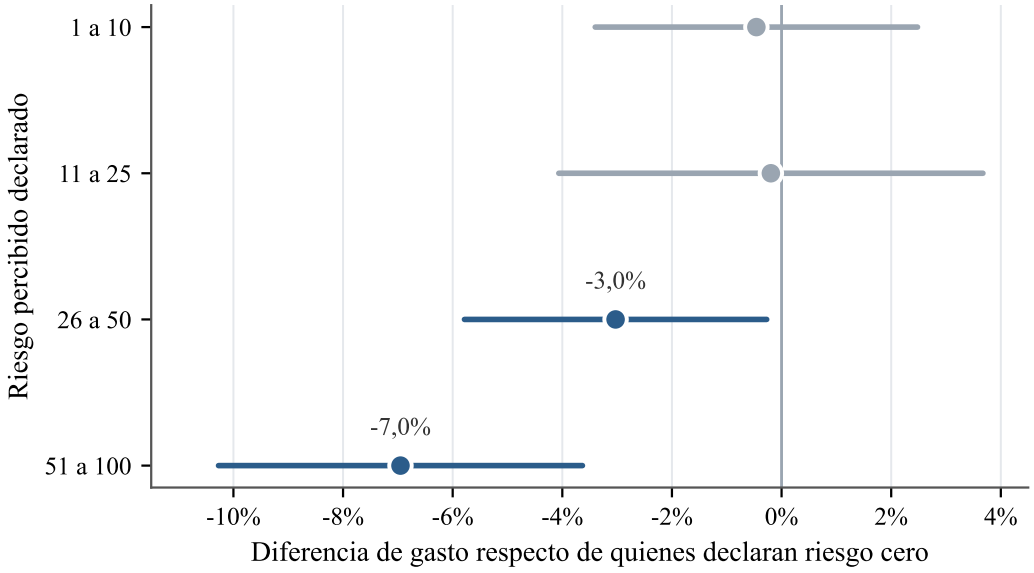


Figura 3: Gasto según tramo de riesgo percibido

Nota. Elaboración propia. Cada punto representa el coeficiente del tramo respectivo respecto de la categoría base, que corresponde a los hogares que declaran no enfrentar riesgo. Las barras representan el intervalo de confianza al 95 %.

La relación no es proporcional a la probabilidad declarada, y la asociación negativa aparece

con mayor claridad en los tramos superiores. Los dos tramos inferiores no se distinguen estadísticamente de la categoría base, con coeficientes de $-0{,}0046$ y $-0{,}0020$. El tramo de 26 a 50 presenta una diferencia de 3,03 % significativa al 5 %, y el de 51 a 100 una de 6,95 % significativa al 1 %. Estos datos no permiten situar un punto de corte preciso dentro de la escala, porque la ausencia de significancia en los tramos bajos no establece que la relación comience exactamente donde el tramo siguiente empieza. Lo que sí muestran es que una especificación lineal describe mal la forma de la relación.

Este patrón resulta más informativo que el coeficiente lineal por dos razones. La primera es que indica en qué parte de la escala se concentra la asociación, lo que la especificación lineal promedia y diluye. La segunda es que la progresión entre el tramo de 26 a 50 y el de 51 a 100, donde el coeficiente se duplica, constituye evidencia de dosis y respuesta: la asociación no es un artefacto de alguna categoría particular sino que crece con la intensidad del riesgo declarado.

La participación en fondos mutuos presenta una forma análoga aunque más débil. El tramo de 26 a 50 arroja un coeficiente de $-0{,}00412$ significativo al 5 %, mientras que el tramo superior arroja $-0{,}00331$ sin alcanzar significancia. Que la asociación aparezca en el mismo tramo que en el gasto es sugerente, pero la ausencia de progresión en el tramo superior impide interpretarla como dosis y respuesta.

Las tres medidas del colchón financiero no presentan ningún patrón. Ninguno de sus doce coeficientes alcanza significancia y los signos se alternan sin orden, lo que es consistente con la ausencia de evidencia de la primera hipótesis bajo una forma funcional distinta.

La Tabla 15 reporta la misma especificación para las dos medidas de endeudamiento.

Tabla 15: Especificación en tramos: endeudamiento

	Deuda / ingreso		Carga financiera	
Tramo	**Coef.**	p	**Coef.**	p
1 a 10	+0,02900	0,718	−0,00236	0,403
11 a 25	−0,07730	0,189	−0,00888*	0,064
26 a 50	−0,10871**	0,038	−0,01080***	0,000
51 a 100	−0,07648	0,244	−0,00991*	0,076
N	41.153		41.148	

Nota. Elaboración propia. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$. Categoría base: hogares que declaran probabilidad cero. Estimaciones sobre hogares con riqueza neta positiva que registran algún pasivo, condición bajo la cual ambas razones están definidas.

Las dos medidas de endeudamiento presentan la asociación pero no la progresión. La carga financiera se separa de la base desde el tramo de 11 a 25 y alcanza su valor más negativo en el de 26 a 50, con significancia al 1 %, sin que el tramo superior la profundice. La razón de deuda sobre ingreso solo alcanza significancia en el tramo de 26 a 50. La ausencia de dosis y respuesta en estas dos dimensiones, frente a su presencia clara en el gasto, es consistente con que las diferencias en el pasivo provengan de decisiones discretas de endeudarse o no, que no admiten graduación fina, mientras el gasto admite todos los grados intermedios.

10.5 Los Dos Márgenes de la Participación en Fondos Mutuos

El resultado sobre la participación de fondos mutuos exige distinguir dos decisiones que la razón confunde. Una es la de participar o no en el mercado de fondos mutuos, que concierne a los 7.470 hogares de la muestra de análisis que mantienen alguna posición, un 9,9 % de ella. Otra es la de cuánto mantener, que concierne solo a quienes ya están dentro. La Tabla 16 presenta ambas estimaciones.

Tabla 16: Descomposición del efecto sobre la participación en fondos mutuos

Margen	Variable dependiente	Coef.	E. est.	N	R^2
Conjunto	Participación en los activos	$-0{,}00005^{**}$	(0,00002)	70.825	0,093
Extensivo	Mantiene alguna posición	$-0{,}00011$	(0,00008)	70.825	0,157
Intensivo	Participación, si participa	$-0{,}00011$	(0,00042)	7.387	0,106

Nota. Elaboración propia. $^{**}p < 0{,}05$. Estimaciones sobre hogares con riqueza neta positiva. El margen extensivo se estima mediante un modelo lineal de probabilidad sobre esa muestra, de modo que su coeficiente se lee como cambio en puntos porcentuales. El margen intensivo se estima sobre los hogares que mantienen alguna posición en fondos mutuos, entre los cuales la participación media es del 34,96 %.

Ninguno de los dos márgenes alcanza significancia estadística por separado. El margen extensivo arroja un valor p de 0,156 y el intensivo de 0,796.

Esta configuración admite dos lecturas que los datos no permiten separar.

La primera es que el efecto sea real pero de magnitud pequeña y repartido entre ambos márgenes, de modo que ninguna de las dos submuestras tenga potencia suficiente para detectarlo mientras la medida conjunta sí la tiene. Esta lectura es consistente con las magnitudes observadas: el coeficiente del margen extensivo, $-0{,}00011$ puntos porcentuales por punto de probabilidad, multiplicado por la participación media entre quienes participan, 0,3497, arroja $-0{,}0000385$, cifra del mismo orden que el coeficiente conjunto de $-0{,}00005$. La descomposición es aritméticamente coherente con el agregado.

La segunda es que el coeficiente conjunto refleje la precisión que otorga una muestra de 70.825 observaciones aplicada a una variable con el 90 % de valores en cero, y que la significancia no corresponda a un efecto económico identificable. Bajo esta lectura, el resultado sería un artefacto de potencia estadística.

La evidencia disponible no zanja entre ambas bajo la especificación principal. Dado que la sección de controles mostró que el coeficiente se duplica y gana significancia bajo los tres

criterios de agrupamiento al emplear un control de escala apropiado a una cartera financiera, este trabajo reporta la asociación negativa entre riesgo percibido y participación de fondos mutuos como respaldada por la evidencia, con un estatus inferior al del gasto y del endeudamiento, cuya solidez no depende de esa elección.

10.6 Heterogeneidad por Quintil de Ingreso

La quinta hipótesis sostenía que la respuesta precautoria es más débil en los hogares de menor ingreso, por dos razones: la asistencia social les provee un piso de consumo que reduce la necesidad de autoasegurarse, y difícilmente pueden ahorrar cuando el ingreso apenas cubre lo indispensable. Bajo esta hipótesis, los efectos deberían crecer desde el primer quintil hacia el quinto. La Tabla 17 presenta el contraste.

Tabla 17: Efecto del riesgo percibido por quintil de ingreso

	Activos financieros		Fondos mutuos		Carga financiera		Gasto	
Quintil	**Efecto**	p	**Efecto**	p	**Efecto**	p	**Efecto**	p
1 (base)	+0,000901		−0,000027		−0,000172		−0,000769	
2	+0,000336	0,738	+0,000006	0,664	−0,000068	0,699	−0,000441	0,268
3	−0,000776	0,183	−0,000015	0,930	−0,000170	0,993	−0,000480	0,355
4	+0,000734	0,922	−0,000014	0,928	−0,000148	0,913	−0,000082	0,197
5	−0,001146	0,261	−0,000271	0,118	−0,000324	0,622	−0,000115	0,280

Nota. Elaboración propia. Estimaciones sobre hogares con riqueza neta positiva, y sobre los que registran algún pasivo en la columna de carga financiera. Se reporta una dimensión por cada una de las cuatro primeras hipótesis. El efecto de cada quintil corresponde a la suma del coeficiente directo del riesgo percibido y el de su interacción con el quintil respectivo. La columna p reporta el valor del término de interacción, esto es, del contraste de que el efecto de ese quintil difiere del primero. Los quintiles se construyen dentro de cada país y levantamiento. La columna de carga financiera emplea la variable con el denominador tratado según el procedimiento descrito en la sección de resultados principales.

Ninguna de las dieciséis interacciones alcanza significancia estadística, de modo que la hipótesis no encuentra respaldo. El menor valor p es 0,118, correspondiente al quinto quintil en la participación de fondos mutuos.

El patrón de los estimadores puntuales del gasto merece comentario, con la cautela que impone su falta de precisión. El efecto es más negativo en el primer quintil, con −0,000769, y

se aproxima a cero en el quinto, con $-0{,}000115$. Las cuatro interacciones son positivas, lo que significa que la respuesta del gasto decrece en magnitud al ascender en la distribución de ingreso. Esta dirección es la contraria a la que la hipótesis anticipaba.

La carga financiera no presenta gradiente alguno. Su efecto es negativo en los cinco quintiles, en un rango estrecho que va de $-0{,}000068$ a $-0{,}000324$, y sus interacciones alternan signo: tres son positivas y una negativa. El quintil con el efecto más intenso es el quinto y el de efecto más débil el segundo, sin ordenamiento entre los intermedios. Esta ausencia de patrón es pertinente para evaluar la hipótesis. Si existiera heterogeneidad por ingreso, cabría esperar que operara en el mismo sentido sobre las distintas decisiones del hogar, dado que la hipótesis la atribuye a una restricción común, que es la capacidad de ahorrar. Que el gasto presente un gradiente monótono contrario al predicho y la carga financiera ninguno, sin que nada alcance significancia, no admite lectura como heterogeneidad atenuada: los datos no muestran patrón. Ese es el resultado del contraste.

El contraste se extendió también a la razón de deuda sobre ingreso, dimensión que la tabla no incluye para no ampliarla a cinco columnas. Allí el efecto es de $-0{,}003503$ en el primer quintil, $-0{,}001690$ en el segundo, $+0{,}000009$ en el tercero, $-0{,}000605$ en el cuarto y $-0{,}002849$ en el quinto, y el término de interacción del tercer quintil alcanza significancia al 5 % con un valor p de 0,024. Corresponde reportarlo y corresponde también situarlo. Sobre veinte interacciones estimadas en el conjunto de las cinco dimensiones, encontrar una significativa al 5 % es exactamente lo que predice el azar bajo la hipótesis nula, de modo que el hallazgo no sobrevive a ninguna corrección por comparaciones múltiples. A ello se añade que el patrón carece de lectura económica: el efecto es intenso en los quintiles extremos y se anula solo en el tercero, sin monotonía ni umbral que lo organice. El contraste de la quinta hipótesis se mantiene por tanto sin respaldo en las cinco

dimensiones examinadas.

La falta de significancia impide afirmar este patrón como resultado. Conviene no obstante señalar que resulta coherente con el nulo de la primera hipótesis. Un hogar sin colchón financiero, y la estadística descriptiva mostró que la mediana de la muestra apenas alcanza dos meses de ingreso en activos líquidos netos, no tiene stock que ajustar frente a un deterioro de sus expectativas: el único margen disponible es el flujo de gasto y la decisión de endeudarse. Un hogar con recursos acumulados, en cambio, puede absorber la incertidumbre sin modificar su consumo. Si el mecanismo fuera ese, el ajuste del flujo debería concentrarse precisamente donde el stock es más escaso, que es lo que los estimadores puntuales sugieren. La sección de discusión retoma esta interpretación y las condiciones que permitirían contrastarla.

10.7 Pruebas de Robustez

La Tabla 18 reporta el coeficiente del riesgo percibido en diez especificaciones alternativas. Las primeras ocho alteran el tratamiento de los valores extremos, la composición de la muestra o la ponderación. Las dos últimas mantienen la especificación principal y modifican únicamente el criterio con que se agrupan los errores estándar.

Tabla 18: Pruebas de robustez

Especificación	Ahorro	Financ.	Netos	Fondos	Deuda/ing	Carga	Gasto
(1) Principal, recorte al 1 %	−0,00018	+0,00014	+0,00058	−0,00005**	−0,00190***	−0,00014**	−0,00083***
(2) Sin recortar	−0,00738**	−0,00854	+0,00096	−0,00005**	−0,68376*	−0,02423*	−0,00083***
(3) Recorte al 5 %	−0,00013**	+0,00006	+0,00018	−0,00005**	−0,00107**	−0,00009	−0,00083***
(4) Sin Polonia ni Chequia	−0,00016	+0,00016	+0,00064	−0,00005**	−0,00200***	−0,00014**	−0,00080***
(5) Solo asalariados	−0,00035**	−0,00007	+0,00026	−0,00006*	−0,00202***	−0,00022***	−0,00085***
(6) Solo levantamiento 2014	−0,00025**	−0,00015	+0,00000	−0,00008***	−0,00290***	−0,00030***	−0,00095***
(7) Solo levantamiento 2017	−0,00006	+0,00035	+0,00116	−0,00002	−0,00079	+0,00004	−0,00072**
(8) Sin ponderar	−0,00037***	−0,00036	−0,00021	−0,00003*	−0,00082*	−0,00009**	−0,00054***
(9) Agrupando por hogar	−0,00018	+0,00014	+0,00058	−0,00005	−0,00190**	−0,00014*	−0,00083***
(10) Agrupando por país	−0,00018	+0,00014	+0,00058	−0,00005***	−0,00190***	−0,00014**	−0,00083***

Nota. Elaboración propia. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$. Las especificaciones (9) y (10) coinciden con la (1) en el coeficiente estimado y difieren solo en el error estándar, dado que únicamente modifican el criterio de agrupamiento. En todas las especificaciones, las dos razones de endeudamiento reciben valor perdido en los hogares con ingreso no positivo antes del tratamiento de los valores extremos, y están definidas solo para los hogares que registran algún pasivo. Salvo en las especificaciones (7) y (8), que alteran la muestra o la ponderación según se indica, las estimaciones se realizan sobre hogares con riqueza neta positiva.

10.7.1. *El gasto resiste el conjunto completo*

El coeficiente del gasto es negativo y significativo al 1 % en nueve de las diez especificaciones, y significativo al 5 % en la restante. Su magnitud oscila en un rango estrecho, entre $-0{,}00054$ y $-0{,}00095$, y el signo nunca se invierte. Las dos especificaciones que más lo alejan del valor principal son instructivas. La estimación sin ponderar arroja $-0{,}00054$, lo que indica que la asociación es algo más intensa en los hogares que el diseño muestral sobrerrepresenta. La estimación restringida al levantamiento de 2017 arroja $-0{,}00072$, frente a $-0{,}00095$ en el de 2014, diferencia consistente con un contexto laboral más holgado en el segundo período.

Las especificaciones (9) y (10) aportan un elemento que los ocho ejercicios anteriores no podían entregar. Los errores estándar del gasto son 0,00017 agrupando por país y levantamiento, 0,00017 agrupando por hogar y 0,00014 agrupando por país. La coincidencia de las tres cifras indica que la inferencia sobre este coeficiente no depende de la estructura de correlación que se suponga, lo que constituye evidencia adicional de su solidez.

10.7.2. *El endeudamiento resiste, con una excepción informativa*

La razón de deuda sobre ingreso mantiene signo negativo en las diez especificaciones y alcanza significancia en nueve: al 1 % en cinco, al 5 % en dos y al 10 % en dos. La carga financiera mantiene signo negativo en nueve y alcanza significancia en ocho: al 1 % en dos, al 5 % en cuatro y al 10 % en dos.

La excepción es la especificación restringida al levantamiento de 2017, donde la razón de deuda cae a $-0{,}00079$ sin significancia y la carga financiera cambia de signo a $+0{,}00004$. Esta es la misma especificación que debilita al gasto, de $-0{,}00095$ a $-0{,}00072$, y la coincidencia tiene una explicación común: el riesgo percibido medio es tres puntos menor en 2017 y la especificación en tramos mostró que la asociación se concentra en los tramos superiores. Una distribución desplazada hacia valores bajos deja menos hogares en esos tramos y debilita el coeficiente promedio. La convergencia de las tres dimensiones en el mismo levantamiento es, por tanto, consistente con la forma funcional estimada y no con una fragilidad del resultado.

Las especificaciones (2) y (3) permiten dimensionar cuánto depende el resultado del tratamiento de los valores extremos, y el contraste con versiones anteriores del análisis es ilustrativo. Antes de identificar el denominador, el coeficiente de la razón de endeudamiento pasaba de $-11{,}97$ sin recortar a $-0{,}00142$ con recorte al 1 % y a $-0{,}00040$ con recorte al 5 %, variando en cuatro órdenes de magnitud. Con el denominador tratado correctamente, pasa de $-0{,}68$ a $-0{,}00190$ y a $-0{,}00107$, y conserva signo y significancia en los tres casos. La sensibilidad que se atribuía a la distribución de la variable provenía del tratamiento del denominador.

10.7.3. *La participación de fondos mutuos es estable en magnitud*

El coeficiente de la participación en fondos mutuos presenta una estabilidad notable en magnitud: vale $-0{,}00005$ en seis de las diez especificaciones, $-0{,}00006$ en una, $-0{,}00008$ en otra, $-0{,}00003$ en otra y $-0{,}00002$ en la restante. Alcanza significancia en ocho de las diez, y el signo nunca se invierte.

Dos especificaciones fallan. La primera es la restringida al levantamiento de 2017, donde el coeficiente cae a $-0{,}00002$, en línea con lo señalado para las demás dimensiones. La segunda es la que agrupa los errores estándar por hogar, donde el error estándar se duplica de 0,00002 a 0,00004 y el valor p asciende a 0,21 aproximadamente.

Esa segunda falla merece atención porque bajo agrupamiento por hogar el coeficiente no alcanza significancia convencional en la especificación principal, y ese es el criterio que produce los errores estándar más grandes para este coeficiente. La sección de controles de riqueza mostró que sí la alcanza, bajo los tres criterios, cuando el control de escala se ajusta a la naturaleza de la variable dependiente.

10.7.4. *En el colchón financiero no se encuentra evidencia*

Las dos medidas más amplias del colchón financiero no alcanzan significancia en ninguna de las diez especificaciones, y sus signos se alternan sin orden. El agregado de activos financieros toma signo positivo en seis especificaciones y negativo en cuatro, y los activos líquidos netos positivo en nueve y negativo en una. Ese comportamiento es el que cabría esperar si no existiera relación con el regresor de interés, aunque la falta de significancia no permite establecerlo.

La medida más estrecha presenta un patrón distinto. El coeficiente de las cuentas de ahorro

es negativo en las diez especificaciones y alcanza significancia en cinco. La especificación principal no es significativa, con un valor p de 0,371, de modo que no corresponde afirmar la existencia de una relación. Pero la consistencia del signo a lo largo de diez ejercicios, y su significancia en la mitad de ellos, impide descartarla sin más. La sección de controles de riqueza estableció que ese patrón se intensifica cuando el control se retira, y que el desplazamiento simultáneo de todos los coeficientes en esa especificación apunta a heterogeneidad no observada en ingreso permanente antes que a desacumulación precautoria.

10.8 Síntesis de los Resultados

La Tabla 19 resume el estado de las cinco hipótesis.

Tabla 19: Síntesis del contraste de hipótesis

Hip.	Enunciado	Resultado
H1	Mayor riesgo percibido se asocia con más activos líquidos	No se encontró evidencia concluyente. Sin significancia en tres medidas anidadas, tres criterios de agrupamiento, la especificación en tramos y la especificación que recupera la muestra completa. El intervalo de confianza admite asociaciones de magnitud relevante. La medida más estrecha presenta signo negativo consistente
H2	Mayor riesgo percibido se asocia con menor participación de fondos mutuos en el agregado financiero	Se sostiene con reserva. Coeficiente estable y significativo en ocho de diez especificaciones. No alcanza significancia bajo agrupamiento por hogar con el control de riqueza neta, y sí la alcanza bajo los tres criterios con un control de riqueza líquida, que es el apropiado a una participación de cartera financiera. La medida no mide por sí sola el riesgo de la cartera
H3	Mayor riesgo percibido se asocia con menor compromiso del ingreso en el servicio de la deuda	Se sostiene. Las dos medidas son negativas y significativas y mantienen signo en nueve de diez especificaciones. La razón de deuda conserva significancia al 5 % bajo los tres criterios de agrupamiento y la carga financiera bajo dos, con un valor p de 0,064 bajo agrupamiento por hogar. Ambas se definen sobre hogares que registran algún pasivo, y la asociación no aparece entre los hogares con riqueza neta negativa
H4	Mayor riesgo percibido se asocia con menor gasto	Se sostiene. Negativo y significativo al 1 % en nueve de diez especificaciones, invariante al criterio de agrupamiento, y con un patrón de dosis y respuesta concentrado en los tramos superiores de la escala
H5	La magnitud difiere según el quintil de ingreso	No se sostiene. Ninguna de las dieciséis interacciones de la tabla alcanza significancia. El gasto presenta un gradiente monótono contrario al predicho y la carga financiera ninguno. Sobre veinte interacciones estimadas en cinco dimensiones, una alcanza el 5 %, lo que coincide con lo que predice el azar

Nota. Elaboración propia.

El capítulo arroja un patrón, y su interés está en la forma del patrón más que en la magnitud de cualquiera de sus piezas.

Un mayor riesgo percibido se asocia con menor gasto corriente, menor deuda y una fracción menor del ingreso comprometida en el servicio de la deuda. Las tres asociaciones son negativas, significativas y robustas. En la tenencia de activos líquidos, en cambio, no se encontró evidencia concluyente, ni en cuentas de ahorro, ni en el agregado financiero, ni en la medida neta. Esa ausencia de significancia se mantiene en tres medidas anidadas, tres criterios de agrupamiento, la forma funcional en tramos y la especificación que recupera a los hogares excluidos, aunque el intervalo de confianza no permite afirmar que la relación sea nula.

Las diferencias patrimoniales asociadas al riesgo percibido se concentran por tanto en el flujo de gasto y en el pasivo, y no en el nivel de los activos. Los hogares que declaran mayor riesgo presentan una mejor posición patrimonial, aunque no por la vía que la teoría destaca: gastan menos y deben menos, en lugar de mantener más.

Ese resultado no es el que la teoría del ahorro precautorio predice en su formulación estándar, que sitúa el ajuste en la acumulación de activos. Pero tampoco la contradice en su contenido económico, porque reducir deuda y acumular activos son dos maneras de aumentar la riqueza neta frente a la incertidumbre. Lo que el capítulo muestra es que, entre los hogares de esta muestra, la asociación aparece en la segunda vía y no en la primera. El capítulo siguiente discute por qué cabría esperarlo, qué dice la evidencia comparada al respecto y qué implica para la interpretación de la teoría.

11 Discusión

Este capítulo interpreta los resultados del análisis empírico. La primera sección examina el hallazgo sobre el gasto y la forma no proporcional que presenta. La segunda examina el hallazgo sobre el endeudamiento y propone cómo se articula con el primero. La tercera propone cuatro explicaciones para la ausencia de evidencia concluyente en los activos líquidos, que es la única de las cuatro dimensiones examinadas donde la predicción teórica no encuentra respaldo. La cuarta discute el resultado sobre la participación de fondos mutuos. La quinta delimita qué puede y qué no puede identificar un diseño de corte transversal con esta medida de riesgo. La sexta confronta los hallazgos con la literatura previa y la séptima expone sus implicancias, incluida su pertinencia para el caso chileno.

11.1 La Asociación con el Gasto Corriente

El resultado más sólido de esta investigación es que un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con un menor gasto corriente del hogar. La asociación resiste las diez especificaciones alternativas examinadas, mantiene significancia al 1 % en nueve de ellas y al 5 % en la restante, y su magnitud se mueve en un rango estrecho, entre $-0{,}00054$ y $-0{,}00095$.

A esa robustez se agrega un elemento que las especificaciones alternativas no podían entregar. Los errores estándar del coeficiente son 0,00017 agrupando por país y levantamiento, 0,00017 agrupando por hogar y 0,00014 agrupando por país. La coincidencia de las tres cifras indica que la inferencia no depende de la estructura de correlación que se suponga, cuestión que no es menor en una muestra con 41 grupos de tamaño desigual y que, como se verá, sí resulta determinante para otro de los resultados.

La especificación en tramos añade un matiz que la formulación lineal ocultaba. La relación

no es proporcional a la probabilidad declarada: la asociación negativa aparece con mayor claridad en los tramos superiores de la escala. Los dos tramos inferiores no se distinguen estadísticamente de la categoría de referencia, el tramo de 26 a 50 presenta una diferencia de gasto de 3,03 % significativa al 5 %, y el tramo sobre 50 una de 6,95 % significativa al 1 %. Los datos no permiten situar un punto de corte preciso dentro de la escala, porque la ausencia de significancia en los tramos bajos no establece que la relación comience exactamente donde el siguiente tramo empieza. Lo que sí muestran es que una especificación lineal describe mal la forma de la relación.

Ese patrón admite una lectura económica. Un riesgo laboral bajo o moderado forma parte de la variabilidad ordinaria de la vida laboral y podría no justificar una modificación del presupuesto familiar, mientras que una probabilidad percibida alta convierte la pérdida del empleo en un escenario plausible. Es una explicación posible de la forma observada, y no un mecanismo que estos datos establezcan.

Que el coeficiente se duplique entre el tramo de 26 a 50 y el de 51 a 100 es la parte más informativa del resultado. Un coeficiente significativo en una sola categoría admitiría la sospecha de que alguna particularidad de ese grupo lo produce. Una progresión en la intensidad declarada es más difícil de atribuir al azar o a la composición de un tramo, y constituye la forma de evidencia que la literatura denomina de dosis y respuesta.

El hallazgo tiene además una implicancia metodológica que trasciende este trabajo. Buena parte de la literatura sobre ahorro precautorio impone una relación lineal entre incertidumbre y comportamiento, supuesto que en este caso lleva a describir mal a los hogares de ambos extremos de la escala. El coeficiente lineal estimado, $-0{,}00083$, implicaría una diferencia de gasto de 2,1 % para un hogar que declara una probabilidad de 25 %, cuando la especificación en tramos no detecta diferencia alguna en ese rango. Si la relación es efectivamente no lineal, los estudios que no

contemplan esa posibilidad podrían estar reportando efectos promedio que no describen a ningún grupo de hogares en particular.

El resultado coincide con el de Benito (2006), quien encuentra que la inseguridad laboral se asocia con menor gasto en los hogares británicos, y con el de Stephens (2004), quien documenta que el consumo responde a las expectativas de pérdida del empleo antes de que el despido se concrete. La convergencia de tres estudios con datos de países y períodos distintos refuerza la idea de que el gasto constituye un margen de ajuste frente a la inseguridad laboral, y lo que este trabajo agrega es la forma no proporcional de la relación y un segundo margen que esos trabajos no examinaron. Stephens (2004) aporta además un respaldo a la medida empleada aquí, porque muestra que las expectativas declaradas predicen razonablemente bien los despidos efectivos, lo que responde la objeción más inmediata contra el uso de una probabilidad subjetiva: que podría reflejar rasgos de personalidad del encuestado antes que una evaluación informada de su situación laboral.

11.1.1. *La magnitud desde la perspectiva del hogar*

Una diferencia de 6,95 % sobre un gasto mensual mediano de mil euros equivale a unos setenta euros al mes, esto es, alrededor de ochocientos cuarenta euros al año. Sobre la medida disponible, eso representa algo más de tres semanas de gasto de diferencia entre hogares que declaran riesgo alto y hogares que declaran no enfrentar riesgo alguno, en circunstancias en que el despido no ha ocurrido y en la mayoría de los casos no llegará a ocurrir.

Esta cuantificación requiere una precisión sobre el alcance de la variable, porque orienta la interpretación. La variable de gasto del extracto corresponde a `HI0220`, el monto mensual destinado a bienes y servicios de consumo. El cuestionario registra en partidas separadas los alimentos

consumidos en el hogar, los consumidos fuera, los servicios básicos y los viajes, ninguna de las cuales forma parte de la medida empleada. Tampoco lo hacen el arriendo ni el pago de créditos, que pertenecen a otros bloques del instrumento. Multiplicada por doce, la variable equivale al 31,7 % del ingreso bruto anual del hogar, proporción compatible con un agregado de esa naturaleza.

Esa delimitación refuerza la interpretación del resultado en lugar de debilitarla. La diferencia se localiza donde la teoría del ahorro precautorio la anticipa, que es el gasto postergable sin comprometer el funcionamiento cotidiano del hogar. Un hogar que previera una caída de ingreso tendría pocas razones para recortar primero la alimentación o las cuentas básicas, y muchas para recortar la compra que puede esperar. Que la asociación aparezca en este agregado y no en otro resulta coherente con el mecanismo propuesto, y lo sería menos si la variable recogiera partidas de subsistencia.

Lo que no puede establecerse con esta variable es si el gasto total difiere o si solamente difiere su composición. Un hogar con menor gasto en bienes y servicios podría destinar esos recursos a alimentación o servicios básicos, y el extracto no incluye las partidas que permitirían descartarlo. La magnitud reportada corresponde por tanto a la diferencia en este agregado, y su traslado al consumo total del hogar constituye una extrapolación que los datos disponibles no sostienen.

11.2 La Asociación con el Endeudamiento

El segundo hallazgo del trabajo es que los hogares que declaran mayor riesgo percibido mantienen menos deuda y comprometen una fracción menor de su ingreso en servirla. La razón de deuda sobre ingreso arroja un coeficiente de $-0{,}00190$ con un valor p de 0,006, y la carga financiera uno de $-0{,}00014$ con un valor p de 0,033. La razón de deuda conserva significancia al 5 % bajo los tres criterios de agrupamiento examinados y signo negativo en las diez especificaciones

alternativas. La carga financiera conserva significancia al 5 % bajo dos de los tres criterios, y bajo agrupamiento por hogar su valor p es 0,064, que alcanza el 10 % y no el 5 %. Mantiene signo negativo en nueve de las diez especificaciones alternativas. Ambos indicadores están definidos sobre los hogares que registran algún pasivo.

Este resultado cambia la lectura del conjunto. El hallazgo sobre el gasto, tomado en aislamiento, dejaba abierta una pregunta: los hogares que gastan menos y no mantienen más activos líquidos tendrían que diferir en alguna otra partida de su balance. El resultado sobre endeudamiento indica cuál. Las diferencias patrimoniales asociadas al riesgo percibido se concentran en el pasivo y no en el activo.

11.2.1. *La asimetría entre reducir deuda y acumular activos*

Reducir deuda y acumular activos son, en términos de riqueza neta, operaciones equivalentes, porque ambas aumentan la diferencia entre lo que el hogar tiene y lo que debe. La teoría del ahorro precautorio, en su formulación habitual, trata el colchón como una acumulación de activos, y por eso la ausencia de evidencia en esa dimensión podría leerse como un rechazo de la predicción. Los resultados sugieren que esa lectura sería apresurada, y que el patrón es compatible con una sustitución entre dos vías hacia el mismo objetivo.

Hay una razón para esperar que la vía del pasivo sea la que se observe, y tiene que ver con el esfuerzo que cada una exige. Acumular activos requiere una acción sostenida, que es generar un excedente mes a mes y mantenerlo sin consumirlo. Reducir el endeudamiento puede lograrse por omisión: basta no tomar el crédito que se habría tomado, no renovar la línea, no financiar la compra que se postergó. El pasivo de un hogar disminuye con el paso del tiempo a medida que se amortiza, por lo que abstenerse de nuevo endeudamiento produce una reducción del stock sin

exigir un acto positivo de ahorro.

Esa asimetría es una explicación posible de por qué las diferencias aparecen en el pasivo y no en el activo bajo el horizonte de doce meses que contempla la pregunta de riesgo percibido. No es un mecanismo que estos datos establezcan, porque establecerlo requeriría observar al mismo hogar antes y después de un cambio en sus expectativas.

11.2.2. *Amortizar o no endeudarse*

La comparación de magnitudes permite avanzar sobre cuál de las dos formas de reducción del pasivo sería compatible con los datos, aunque sin resolverlo.

Cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con una reducción de 0,095 en la razón de deuda sobre ingreso. Sobre un ingreso bruto mediano cercano a 39.400 euros, eso equivale a unos 3.700 euros menos de deuda pendiente. Los mismos cincuenta puntos se asocian con una diferencia de gasto de alrededor de 500 euros al año.

Las dos cifras no son del mismo orden. Si el mecanismo fuera la amortización acelerada con los recursos liberados del consumo, cabría esperar una correspondencia aproximada entre ambas magnitudes, y la diferencia es de un factor cercano a siete. Eso apunta a que el mecanismo compatible con los datos no es el pago anticipado sino la ausencia de nuevo endeudamiento, y a que la diferencia en el stock de deuda reflejaría la acumulación de varios años de esa diferencia antes que un pago reciente.

Esta interpretación resulta consistente con el patrón de la especificación en tramos. La razón de deuda sobre ingreso alcanza significancia únicamente en el tramo de 26 a 50 y no profundiza en el tramo superior, y la carga financiera se separa de la base desde el tramo de 11 a 25 sin presentar progresión posterior. Ninguna de las dos exhibe la relación de dosis y respuesta que caracteriza al

gasto. Una decisión de endeudarse o no admite pocos grados intermedios, y una respuesta discreta produce precisamente ese perfil, mientras que el gasto admite todos los grados de ajuste y es la dimensión donde la progresión se observa.

El contraste directo de esa lectura es el margen extensivo del endeudamiento, esto es, la probabilidad de registrar algún pasivo, que el capítulo de resultados reporta como no concluyente. El coeficiente es negativo y de magnitud apreciable, con 1,46 puntos porcentuales menos de probabilidad por cada cincuenta puntos de probabilidad declarada, y la proporción de hogares con deuda cae ocho puntos entre la categoría base y los dos tramos superiores de riesgo, pero no alcanza significancia bajo la especificación principal. La lectura de la ausencia de nuevo endeudamiento queda por tanto apoyada en el signo de ese contraste y en la comparación de magnitudes, y no en una estimación significativa.

Un diseño de corte transversal no permite, en rigor, distinguir entre amortizar y no endeudarse, porque ambas producen el mismo stock observado. La inferencia anterior descansa en la comparación de magnitudes, en la forma funcional y en el signo del margen extensivo, no en evidencia directa, y se consigna con esa calificación.

11.2.3. *Quién puede desapalancarse y quién no*

Los resultados identifican además un límite de este patrón. La especificación que incorpora a los hogares con riqueza neta negativa muestra que la asociación aparece solo entre los hogares solventes: entre ellos el coeficiente es $-0{,}00248$ con significancia al 1 %, mientras que entre los hogares cuyos pasivos exceden sus activos el efecto total es $+0{,}00649$ en la razón de deuda y $+0{,}00002$ en la carga financiera, esto es, indistinguible de cero en ambas.

La lectura tiene interés propio. La vía del pasivo requiere margen patrimonial, y un hogar

que ya debe más de lo que tiene no lo posee: no puede abstenerse de un crédito que necesita para sostener su gasto corriente, ni amortizar con recursos que no genera. Lo que para el hogar solvente opera por omisión, para el hogar sobreendeudado no está disponible.

Corresponde advertir que el término de interacción que contrasta formalmente esa diferencia no alcanza significancia, con valores p de 0,130 y 0,539 sobre una submuestra de 2.062 observaciones. La heterogeneidad se reporta por tanto como consistente con los datos y no como establecida por ellos. Las conclusiones del trabajo se refieren, en cualquier caso, a los hogares con riqueza neta positiva, por las razones de medición que el capítulo de limitaciones documenta.

11.3 La Ausencia de Evidencia en los Activos Líquidos

El marco teórico predecía que el hogar expuesto a riesgo laboral acumularía un colchón de activos líquidos. Es la única de las cuatro predicciones que no encuentra respaldo en estos datos.

La hipótesis se contrastó sobre tres medidas de amplitud creciente, desde el saldo en cuentas de ahorro hasta los activos líquidos netos, y en ninguna el coeficiente alcanza significancia. Se contrastó bajo tres criterios de agrupamiento, y ninguno la produce. Se contrastó en una especificación que agrupa el riesgo percibido en tramos, y ninguno de los doce coeficientes resultantes alcanza significancia, con signos que se alternan sin orden. Se contrastó en la especificación que recupera a los hogares excluidos mediante un ajuste por variable indicadora, y el resultado no se mueve. La frontera entre lo líquido y lo ilíquido es la decisión metodológica más discutible al operacionalizar esta teoría, dado que la encuesta no la define de manera única, y el resultado no depende de ella.

Esa consistencia entre especificaciones es informativa, pero no equivale a establecer que no exista relación. El intervalo de confianza de la especificación principal admite asociaciones

de magnitud relevante, y con una muestra de este tamaño la falta de significancia no autoriza a afirmar que el coeficiente sea cero. Lo que puede sostenerse es que, con estos datos y este diseño, la acumulación precautoria de activos líquidos no se observa. Las cuatro explicaciones que siguen, no excluyentes entre sí, se proponen para esa ausencia.

11.3.1. *Los activos se ajustan por acción y los pasivos por omisión*

La primera explicación es la asimetría de esfuerzo que la sección anterior expuso, y lo que el contraste entre dimensiones agrega es un argumento contra la lectura habitual de este tipo de resultados.

La literatura suele atribuir la ausencia de respuesta en stocks a su inercia: el gasto es un flujo que el hogar decide mes a mes, mientras la riqueza financiera resulta de la acumulación de muchos períodos y no puede alterarse de manera sustantiva en el corto plazo. Ese argumento es correcto pero incompleto, porque la deuda es también un stock y en ella sí aparece la asociación. Lo que distingue a las dos dimensiones no es su naturaleza de stock sino el tipo de conducta que cada ajuste requeriría.

Esta interpretación es consistente con el modelo de Carroll (1997), en el cual el hogar mantiene una meta de riqueza que se desplaza cuando cambia la incertidumbre y converge hacia ella de manera gradual. Lo que este trabajo observaría, bajo esa lectura, es la parte del ajuste que puede producirse de inmediato, y no la que requiere tiempo. El horizonte de la pregunta refuerza el argumento, porque la encuesta consulta por los próximos doce meses, plazo compatible con la decisión de cuánto gastar y de si endeudarse, y poco compatible con una recomposición del patrimonio.

11.3.2. *Los hogares expuestos son los que menos capacidad de ahorro tienen*

La segunda explicación surge de la propia estadística descriptiva, y es la que los datos de este trabajo respaldan con mayor fuerza.

El riesgo percibido disminuye de manera monótona con el ingreso, desde 23,2 puntos en el quintil inferior hasta 12,7 en el superior. Los hogares más expuestos a la inseguridad laboral son, precisamente, aquellos con menor capacidad para acumular activos.

A esa concentración se agrega un hecho que la descriptiva de las variables dependientes puso en evidencia. La mediana de la muestra mantiene 0,178 años de ingreso en activos líquidos netos, esto es, poco más de dos meses. La mediana del saldo en cuentas de ahorro equivale a 0,022 años, alrededor de ocho días. Más del 40 % de los hogares no mantiene cuenta de ahorro alguna.

Esto genera una tensión que el modelo teórico no contempla. La teoría del ahorro precautorio describe a un hogar que, ante mayor incertidumbre, reasigna recursos desde el consumo presente hacia el ahorro. Esa reasignación supone un margen entre el ingreso y el consumo de subsistencia. En un hogar que sostiene dos meses de ingreso y cuyo gasto declarado en bienes y servicios absorbe un tercio de su ingreso bruto, ese margen es estrecho, y el deseo de autoasegurarse difícilmente podría traducirse en acumulación efectiva.

Los estimadores puntuales por quintil apuntan en la misma dirección sin alcanzar significancia. El coeficiente del gasto es más intenso en el quintil inferior, con $-0{,}000769$, y se aproxima a cero en el superior, con $-0{,}000115$. Si el mecanismo fuera el descrito, la diferencia de flujo debería concentrarse donde el stock es más escaso, que es lo que esos estimadores sugieren sin permitir afirmarlo.

11.3.3. *El seguro público sustituye parcialmente al autoaseguro*

La tercera explicación remite a la discusión de Hubbard et al. (1995) y Engen y Gruber (2001) sobre el desplazamiento del ahorro privado por la protección pública. En los países europeos existen sistemas de seguro de cesantía que reemplazan una fracción del ingreso durante el período sin trabajo, con tasas netas de reemplazo que en 2017 iban desde el 26 % en Malta hasta el 86 % en Luxemburgo. En la mayoría de los casos, esa cobertura reduce la necesidad de acumular activos para enfrentar un despido.

Esta explicación tiene, sin embargo, un alcance limitado en el presente estudio. Los efectos fijos de país absorben toda la variación institucional constante en el tiempo, por lo que el análisis no permite contrastar directamente si la relación difiere según la generosidad del sistema nacional. Lo que sí puede afirmarse es que los resultados provienen de un conjunto de países con sistemas de protección relativamente desarrollados, y que ese contexto institucional podría explicar por qué la respuesta precautoria en activos resulta más débil que la documentada en estudios realizados sobre economías con menor cobertura.

Esta explicación no se extiende de manera simétrica al resultado sobre endeudamiento. Un seguro de cesantía que sostiene el ingreso durante el período sin trabajo reduce la necesidad de un colchón de activos, pero no reduce la obligación de servir una deuda ya contraída. Un hogar que previera una caída de ingreso tendría razones para no comprometer ingreso futuro con cobertura o sin ella, lo que es coherente con que la asociación subsista en la dimensión del pasivo y no en la del activo.

11.3.4. *La interpretación alternativa y por qué no se adopta*

La cuarta explicación atiende a un patrón que ninguna hipótesis anticipaba, y su discusión es la que más depende de una decisión metodológica.

El coeficiente del saldo en cuentas de ahorro es negativo en las diez especificaciones de robustez, sin excepción, y alcanza significancia en cinco de ellas. En la especificación principal no lo es, con un valor p de 0,371. Pero al retirar el control de riqueza sobre la misma muestra, ese coeficiente pasa a $-0{,}00057$ con significancia al 5 %, y en la muestra completa a $-0{,}00059$ con significancia al 1 %.

Tomado en aislamiento, ese resultado admitiría una lectura sustantiva: los hogares expuestos a mayor riesgo mantendrían menos y no más en sus cuentas de ahorro, porque el deterioro de las expectativas acompañaría a un deterioro del ingreso efectivo que las variables disponibles no registran. Una empresa en dificultades reduce horas, suspende bonificaciones o retrasa pagos antes de despedir, de manera que el trabajador percibiría el riesgo al mismo tiempo que ve caer su ingreso y recurre a su colchón.

El patrón de los datos no respalda esa lectura, y el motivo es su forma más que la magnitud de cualquiera de sus piezas. Al retirar el control de riqueza, todos los coeficientes se desplazan hacia valores más negativos de manera simultánea: el gasto de $-0{,}00083$ a $-0{,}00115$, el ahorro de $-0{,}00018$ a $-0{,}00057$, la participación en fondos mutuos de $-0{,}00005$ a $-0{,}00010$ y la razón de deuda de $-0{,}00190$ a $-0{,}00235$. La teoría del ahorro precautorio predice una reasignación, en la que el gasto disminuye y la acumulación aumenta. Un conjunto de coeficientes que cae en bloque no describe una reasignación sino un nivel inferior de todas las magnitudes a la vez, que es lo que caracteriza a un hogar con menor ingreso permanente antes que a un hogar que está consumiendo

su colchón.

La especificación que recupera la muestra completa manteniendo un control de riqueza apunta en el mismo sentido por una vía independiente, porque allí el coeficiente del ahorro vuelve a $-0{,}00022$ sin significancia, lo que indica que la diferencia entre una lectura y otra proviene del control y no de la muestra. Esta explicación se consigna por tanto como no respaldada por el patrón que los datos exhiben. El argumento es indirecto, y la sección siguiente examina qué diseño permitiría zanjarlo.

11.4 La Participación de Fondos Mutuos

El resultado sobre la participación de los fondos mutuos ocupa una posición intermedia, y su tratamiento exige distinguir entre lo que la evidencia permite afirmar y lo que depende de una decisión de especificación.

Lo que permite afirmar es que el coeficiente es negativo, de magnitud estable, y significativo en ocho de las diez especificaciones alternativas. Vale $-0{,}00005$ en seis de ellas y su signo nunca se invierte. Expresado en términos relativos, cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con una caída del 7,1 % de la participación promedio. La especificación en tramos arroja un coeficiente significativo al 5 % en el tramo de 26 a 50, el mismo en que aparece la asociación con el gasto. El signo es el que predice Guiso et al. (1996): bajo aversión estándar al riesgo, en el sentido de Kimball (1993), un hogar expuesto a un riesgo de ingreso que no puede asegurar reduce su exposición a los riesgos que sí puede elegir.

La dificultad está en la inferencia. Bajo la especificación principal, la significancia desaparece al agrupar los errores estándar por hogar, que es el criterio que produce los errores estándar más grandes para este coeficiente.

Hay no obstante un elemento que modifica el balance, y que proviene de la naturaleza de la variable dependiente. La participación en fondos mutuos es una proporción dentro del agregado financiero del hogar, y el control empleado en la especificación principal es la riqueza neta, agregado que incorpora el valor de la vivienda y descuenta los pasivos hipotecarios. No corresponde por tanto a la escala sobre la cual esa proporción se define. Al reemplazarlo por un control construido sobre la riqueza financiera líquida, el coeficiente se duplica a $-0{,}00010$ y alcanza significancia al 5 % o mejor bajo los tres criterios de agrupamiento.

Este trabajo reporta por tanto la predicción de Guiso et al. (1996) como respaldada por la evidencia, con el estatus inferior que corresponde a un resultado cuya inferencia depende de la elección del control de escala. Corresponde precisar qué mide la variable empleada. Se trata de la participación de un instrumento, los fondos mutuos, dentro del agregado financiero del hogar, y esa proporción no mide por sí sola el riesgo de la cartera: los fondos mutuos tienen composiciones diversas, que van desde instrumentos de renta fija hasta carteras accionarias, y otros activos financieros del hogar también pueden ser riesgosos. A ello se agrega que el agregado sobre el cual se construye la participación tiene cobertura parcial, pues excluye bonos y seguros de vida con componente de ahorro. El resultado respalda entonces la existencia de una asociación negativa entre riesgo percibido y participación de fondos mutuos, y no una reducción general del riesgo financiero del hogar.

11.5 Qué Puede y Qué No Puede Identificar Este Diseño

Las secciones anteriores recurrieron en más de una ocasión a la elección del control de riqueza para resolver una ambigüedad interpretativa. Corresponde exponer de manera explícita en qué consiste ese problema, porque delimita el alcance de todo el trabajo y porque constituye una

dificultad general de la literatura y no una particularidad de estos datos.

Tres de las variables dependientes examinadas son componentes de la riqueza neta del hogar, por lo que controlar por ella equivale a condicionar en parte en el propio resultado. El argumento contrario es igualmente sustantivo. El riesgo percibido se concentra en hogares de trabajo precario, cuyo ingreso permanente es inferior al de los demás por razones que anteceden a su percepción de riesgo. El logaritmo del ingreso controla el ingreso del período y no el de la trayectoria, y la riqueza acumulada es el mejor reflejo disponible de esa trayectoria, de manera que omitir el control deja el coeficiente confundido con heterogeneidad no observada en ingreso permanente. Esa es precisamente la objeción de identificación que Lugilde et al. (2017) dirige a la literatura de ahorro precautorio basada en medidas subjetivas de riesgo estimadas en corte transversal.

No existe una especificación que resuelva ambos problemas a la vez. Este trabajo adopta la que controla por riqueza porque el patrón de los datos indica que el problema de confusión es el más grave de los dos, según el argumento de la sección anterior. La decisión se reporta de manera explícita y la especificación alternativa se documenta en el capítulo de resultados, de manera que el lector puede evaluar ambas.

Hay una limitación anterior a esa discusión y que alcanza a todo el capítulo. El diseño compara hogares distintos observados en un mismo momento, y no sigue al mismo hogar a lo largo del tiempo. Los resultados describen por tanto diferencias entre hogares con distinto riesgo percibido, y no cambios de conducta de un hogar ante un cambio en sus expectativas. Las explicaciones que este capítulo propone, desde la asimetría de esfuerzo hasta la preservación de capacidad crediticia, son interpretaciones compatibles con esas diferencias, y su contraste requiere un diseño que observe al hogar antes y después.

A ello se agrega el alcance de la muestra. Los modelos principales se estiman sobre hogares

con riqueza neta positiva, y los dos indicadores de endeudamiento están definidos sobre hogares que registran algún pasivo. La ausencia de evidencia en la primera hipótesis se obtiene además entre hogares comparables en recursos acumulados, y no entre hogares cualesquiera: lo que el trabajo muestra es que dos hogares con igual riqueza, igual ingreso corriente y características observables equivalentes no difieren de manera detectable en su colchón líquido según su riesgo percibido. La extensión de estos resultados al conjunto de los hogares europeos no se sigue automáticamente de ellos.

11.6 Relación con la Literatura Previa

11.6.1. *Coincidencia con Carroll, Dynan y Krane*

El resultado sobre los activos financieros coincide con el de Carroll et al. (2003), quienes tampoco encuentran respuesta precautoria en los subagregados compuestos exclusivamente por activos y pasivos financieros, pese a sí encontrarla en medidas amplias de riqueza que incluyen el valor de la vivienda.

La coincidencia es relevante porque se produce bajo condiciones muy distintas. Aquellos autores trabajan con hogares estadounidenses de la década de 1990, aproximan la incertidumbre mediante probabilidades de desempleo estimadas a partir de características observables y emplean variables instrumentales para enfrentar la endogeneidad. Este trabajo examina hogares de veintidós países europeos en 2014 y 2017, utiliza una medida subjetiva declarada directamente por el trabajador y no requiere instrumentación. Que dos diseños tan diferentes converjan en el mismo resultado sugiere que la ausencia de respuesta en los activos financieros no es una particularidad de un contexto.

Hay además una lectura conjunta de ambos trabajos que merece atención. Carroll et al. (2003) encuentran el efecto en riqueza amplia y no en subagregados financieros. Este trabajo no observa riqueza amplia, porque el extracto no permite construirla, y no encuentra evidencia en los subagregados financieros sobre tres medidas distintas. La conjunción sugiere que la respuesta precautoria, en la medida en que exista, no operaría a través de los instrumentos financieros líquidos. Los resultados sobre endeudamiento aportan un candidato sobre el cual aquellos autores no se pronunciaron: si la riqueza neta responde pero sus componentes financieros líquidos no, parte de esa respuesta podría estar ocurriendo en el pasivo.

11.6.2. *Contraste con Sullivan: la deuda antes y después del shock*

El resultado sobre endeudamiento admite una comparación con Sullivan (2008) que es la más informativa del capítulo.

Ese autor documenta que los hogares estadounidenses de bajos recursos recurren al endeudamiento no garantizado cuando efectivamente pierden el empleo, es decir, que la deuda opera como una red de seguridad frente al shock de ingreso. Este trabajo encuentra el signo contrario: los hogares que declaran mayor probabilidad de perder el empleo mantienen menos deuda.

Los dos resultados no se contradicen, porque se refieren a momentos distintos de un mismo proceso. Sullivan (2008) observa la situación *ex post*, cuando el ingreso ya cayó y el hogar necesita financiar su consumo. Este trabajo observa la situación *ex ante*, cuando el ingreso todavía no cayó. Un hogar que previera un período sin ingreso tendría razones para llegar a él con la menor carga posible, y razones distintas para endeudarse una vez que ese período comenzó.

La conjunción de ambos trabajos admite por tanto una lectura secuencial, en la que la menor exposición previa preservaría una capacidad de endeudamiento que el hogar necesitará después.

Esa lectura es una conjetura, porque ninguno de los dos diseños observa las dos etapas sobre los mismos hogares, y se consigna como una línea que la evidencia disponible sugiere sin establecer.

11.6.3. *Divergencia con Barceló y Villanueva*

El contraste más marcado se produce con Barceló y Villanueva (2016), quienes estiman que los trabajadores temporales de mayor edad acumulan un 40 % adicional de su ingreso en activos líquidos. Ese resultado, obtenido sobre hogares españoles, sí documenta la respuesta en activos que este trabajo no encuentra.

Tres diferencias de diseño pueden explicar la divergencia. La primera es la medida de riesgo: aquellos autores aprovechan las diferencias en costos de despido entre contratos indefinidos y temporales, una característica objetiva y permanente del vínculo laboral, mientras que este trabajo emplea una percepción declarada que puede fluctuar en el tiempo. Un trabajador con contrato temporal sabe que su situación se mantendrá durante años y puede planificar en consecuencia, mientras que quien teme por su empleo en un momento determinado enfrenta una amenaza de horizonte incierto. La segunda es que aquel estudio se concentra en trabajadores maduros, con más años de vida laboral acumulada y mayor capacidad de haber formado un colchón. La tercera es que España presenta uno de los mercados laborales más segmentados de Europa, por lo que la distinción entre contratos temporales e indefinidos tiene allí una relevancia que no necesariamente se replica en otros países.

Esa divergencia sugiere una distinción que ninguno de los dos trabajos contrasta por separado: un riesgo permanente y conocido, inscrito en la forma del contrato, sería compatible con la acumulación que la teoría predice, mientras que un riesgo percibido en un momento determinado y de horizonte incierto aparecería asociado al gasto y al pasivo, que son los márgenes móviles en

el corto plazo. Bajo esa lectura, la teoría del ahorro precautorio en su versión de acumulación de activos describiría mejor la respuesta a la incertidumbre estructural que a la coyuntural.

11.7 Implicancias

11.7.1. *Sobre la demanda agregada*

El hallazgo sobre el gasto tiene una implicancia macroeconómica. La diferencia se observa entre hogares cuyo integrante conserva su empleo, ante un despido que todavía no ha ocurrido y que en la mayoría de los casos no llegará a ocurrir. Eso sugiere que la inseguridad laboral podría afectar la demanda agregada por una vía distinta de la pérdida efectiva de ingreso.

En una recesión, el canal habitual opera a través de los trabajadores que efectivamente pierden su empleo y ven caer su ingreso. Los resultados de este trabajo sugieren la existencia de un canal paralelo, en el que los trabajadores que conservan su empleo pero perciben que podrían perderlo también presentan menor gasto.

La especificación en tramos permite dimensionar ese canal con las proporciones de la propia muestra. Un 18,1 % de los hogares se sitúa en el tramo de 26 a 50, donde la diferencia de gasto es de 3,03 %, y un 7,5 % se sitúa sobre el 50 %, donde es de 6,95 %. Si se aplican esas diferencias a las proporciones respectivas, el gasto agregado de los hogares con persona de referencia ocupada resulta un 1,07 % inferior al que se observaría si ninguno declarara riesgo. La cifra corresponde a un ejercicio contable sobre proporciones no ponderadas, no a una estimación del efecto agregado, y debe leerse como orden de magnitud. Compararla con el canal que opera a través de los desempleados requeriría una estimación de la caída del gasto ante la pérdida efectiva del empleo, que este trabajo no provee.

La forma de la relación resulta pertinente para este punto. Si las diferencias se concentran en los tramos altos de la escala, el canal operaría de manera no lineal: un deterioro moderado de las expectativas laborales tendría efectos pequeños sobre la demanda, mientras que un deterioro que empuje a una fracción importante de los trabajadores hacia los tramos superiores podría producir una contracción más abrupta de lo que una relación lineal haría prever.

11.7.2. *Sobre la demanda de crédito*

El hallazgo sobre endeudamiento añade un segundo canal, que la discusión sobre inseguridad laboral suele no considerar y que opera sobre una variable distinta de la demanda de bienes.

Si la menor deuda que presentan los hogares con mayor riesgo percibido corresponde a crédito que no se contrae, entonces la inseguridad laboral tendría también un efecto sobre la demanda de crédito de los hogares. Ese efecto sería relevante para la transmisión de la política monetaria, porque opera en el mismo sentido en que esta suele actuar y podría atenuar su eficacia: una reducción de la tasa de interés que busca estimular el crédito encontraría a hogares que, por razones ajenas al precio del crédito, no desean comprometer ingreso futuro. El canal se refuerza además con el anterior, dado que ambos operan sobre la demanda agregada y en la misma dirección.

Los resultados de este trabajo no permiten cuantificar ese canal, entre otras razones porque un diseño de corte transversal no distingue entre no endeudarse y amortizar, y porque la medida de endeudamiento solo está definida para hogares que mantienen deuda. Se consigna como una implicancia derivada del signo y de la robustez del hallazgo, cuya cuantificación requeriría datos de flujo de nuevo endeudamiento que la encuesta no recoge.

11.7.3. *Sobre la política de protección al desempleo*

La discusión habitual sobre el seguro de cesantía se organiza en torno a su función de sostener el ingreso de quien pierde el trabajo, contrapuesta al riesgo moral que introduce sobre la búsqueda de empleo. Si la inseguridad laboral se asocia con menor gasto y menor endeudamiento entre trabajadores que conservan su empleo, la protección al desempleo podría cumplir también una función preventiva, porque al reducir el costo esperado de un despido disminuiría la necesidad de que los ocupados contengan su gasto y sus decisiones de crédito por precaución. Ese beneficio no recaería sobre los desempleados y no aparece en las evaluaciones que se concentran exclusivamente en ellos. Este trabajo no contrasta esa hipótesis, porque los efectos fijos de país absorben la variación institucional, y la consigna como una implicancia derivada de sus hallazgos y de la evidencia previa de Engen y Gruber (2001).

11.7.4. *Sobre el caso chileno*

Chile cuenta con un Seguro de Cesantía que combina cuentas individuales de propiedad del trabajador con un Fondo de Cesantía Solidario de acceso condicionado. Su diseño difiere del predominante en Europa, donde el componente de reparto tiene mayor peso, y sus tasas de reemplazo se sitúan por debajo de las de la mayoría de los países analizados en este trabajo.

Los resultados obtenidos no se trasladan de manera automática al caso chileno, tanto por las diferencias institucionales como por la estructura del mercado laboral. Permiten, sin embargo, formular una pregunta pertinente para el debate nacional: si la inseguridad laboral se asocia con menor gasto entre quienes conservan su empleo, y si esa asociación fuera mayor donde la protección es menor, entonces el costo de un sistema de cobertura reducida no se limitaría al ingreso

que dejan de percibir los desempleados. Incluiría también el gasto que no realizan quienes siguen trabajando.

El hallazgo sobre endeudamiento agrega un segundo elemento, y es el que conecta de manera más directa con la discusión chilena. El endeudamiento de los hogares y la carga financiera que soportan ocupan un lugar central en el debate nacional sobre estabilidad financiera. Los resultados de este trabajo sugieren que esa carga podría relacionarse no solo con la oferta de crédito y las condiciones de acceso, sino también con las expectativas laborales de los hogares. La asociación aparece además entre los hogares solventes y no entre los que ya están sobreendeudados, aunque esa diferencia no alcanza significancia estadística. Si se confirmara, implicaría que un deterioro del mercado laboral no distribuye sus efectos de manera uniforme sobre el balance de los hogares.

Hay un tercer elemento que la discusión chilena puede aprovechar. La ausencia de evidencia en el colchón financiero se obtuvo sobre hogares que mantienen, en la mediana, poco más de dos meses de ingreso en activos líquidos netos. Si esa es la situación en economías con sistemas de protección relativamente desarrollados, la pregunta sobre la capacidad de autoaseguro de los hogares chilenos se vuelve más apremiante y no menos.

Contrastar esas hipótesis con datos chilenos requeriría una encuesta de hogares que incorpore una pregunta sobre probabilidad subjetiva de pérdida del empleo junto a información patrimonial, de endeudamiento y de consumo. La Encuesta Financiera de Hogares del Banco Central de Chile recoge las tres últimas dimensiones, y la incorporación de la primera permitiría replicar este análisis en el contexto nacional.

12 Conclusiones

Esta investigación se propuso analizar si el riesgo percibido de pérdida del empleo se manifiesta en las decisiones financieras de los hogares europeos, y en qué dimensiones lo hace, con el fin de contrastar la predicción central de la teoría del ahorro precautorio. Para ello se estimó un modelo de corte transversal agrupado con efectos fijos de país y de levantamiento sobre un extracto de 77.968 observaciones de la *Household Finance and Consumption Survey*, correspondientes a hogares de veintidós países en los levantamientos de 2014 y 2017, restringiendo el análisis a los 75.619 registros con riqueza neta positiva.

12.1 Respuesta a las Preguntas de Investigación

Primera y segunda pregunta. El riesgo percibido se asocia con el comportamiento financiero del hogar, y no lo hace por igual en las cuatro dimensiones examinadas. Los apartados que siguen detallan cada una.

El resultado sobre el gasto es el más firme del trabajo. La asociación es negativa, significativa al 1 % en nueve de las diez especificaciones alternativas, y no varía bajo ninguno de los tres criterios de agrupamiento de los errores estándar examinados. La relación no es proporcional a la probabilidad declarada: la asociación negativa aparece con mayor claridad en los tramos superiores de la escala, con una diferencia de gasto de 3,03 % entre quienes declaran entre 26 y 50 puntos, significativa al 5 %, y de 6,95 % entre quienes declaran más de 50, significativa al 1 %. Los datos no permiten situar un punto de corte preciso dentro de la escala, pero la progresión entre tramos sí permite descartar que el resultado provenga de una categoría particular.

El resultado sobre endeudamiento aparece en las dos medidas previstas, ambas calculadas sobre los hogares que registran algún pasivo. La razón entre pasivos e ingreso bruto arroja un coefi-

ciente de $-0{,}00190$ con un valor p de 0,006, y la fracción del ingreso comprometida en el servicio de la deuda uno de $-0{,}00014$ con un valor p de 0,033. La razón de deuda conserva significancia al 5 % bajo los tres criterios de agrupamiento examinados. La carga financiera la conserva bajo dos de ellos, y bajo agrupamiento por hogar su valor p es 0,064, que no alcanza el 5 % y sí el 10 %. La razón de deuda mantiene signo negativo en las diez especificaciones alternativas y la carga financiera en nueve. Cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada se asocian con deber alrededor de un 9,5 % menos de un año de ingreso bruto, unos 3.700 euros sobre el ingreso mediano de la muestra, y con comprometer 0,7 puntos porcentuales menos del ingreso en el servicio de la deuda.

En la tenencia de activos líquidos no se encontró evidencia concluyente. El coeficiente no alcanza significancia en ninguna de las tres medidas de amplitud creciente, bajo ninguno de los tres criterios de agrupamiento, ni en la especificación en tramos ni en la que recupera la muestra completa mediante un ajuste por variable indicadora. La ausencia de significancia es consistente entre especificaciones, pero el intervalo de confianza de la especificación principal admite asociaciones de magnitud relevante, por lo que el resultado no autoriza a concluir que no exista relación en esta dimensión. Lo que puede afirmarse es que, con estos datos y este diseño, no se observa la asociación que la teoría predice.

La participación de fondos mutuos. La asociación entre el riesgo percibido y la participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar es negativa y de magnitud estable, y su estatus depende de una decisión de especificación que el trabajo declara.

El coeficiente alcanza significancia estadística en ocho de las diez especificaciones alternativas, y equivale a una caída del 7,1 % de la participación promedio ante cincuenta puntos adicionales de probabilidad declarada. Bajo la especificación principal, sin embargo, esa significancia

desaparece al agrupar los errores estándar por hogar. A ello se agrega que la descomposición no logra ubicar la asociación: ni el margen extensivo ni el intensivo alcanzan significancia por separado, con valores p de 0,156 y 0,796.

Hay un elemento que modifica el balance y que proviene de la naturaleza de la variable dependiente. La participación en fondos mutuos es una proporción dentro del agregado financiero del hogar, mientras que el control empleado en la especificación principal es la riqueza neta, agregado que incorpora el valor de la vivienda y descuenta los pasivos hipotecarios. Al reemplazarlo por un control de riqueza financiera líquida, que es la escala sobre la cual esa proporción se define, el coeficiente se duplica y alcanza significancia al 5 % o mejor bajo los tres criterios de agrupamiento.

El trabajo concluye por tanto que existe evidencia de una asociación negativa entre el riesgo percibido y la participación de los fondos mutuos en el agregado financiero del hogar, con el estatus inferior que corresponde a un resultado cuya inferencia depende de la elección del control de escala. Corresponde precisar el alcance de esa medida. Una proporción de fondos mutuos no mide por sí sola el riesgo de la cartera del hogar, porque los fondos tienen composiciones diversas y otros activos financieros también pueden ser riesgosos. A ello se agrega que el agregado de activos financieros del extracto presenta cobertura parcial, pues excluye bonos y seguros de vida con componente de ahorro. El resultado se refiere, por tanto, a la participación de un instrumento dentro del agregado disponible, y no a una recomposición general del riesgo financiero del hogar.

Tercera pregunta. No se encuentra evidencia de que la magnitud de la asociación difiera según la posición del hogar en la distribución de ingreso. Ninguna de las dieciséis interacciones entre riesgo percibido y quintil que reporta la tabla principal alcanza significancia estadística, y el menor valor p es 0,118.

El contraste se extendió a una quinta dimensión, la razón de deuda sobre ingreso, donde una de las cuatro interacciones alcanza significancia al 5 %. Sobre veinte interacciones estimadas en el conjunto, encontrar una significativa al 5 % es lo que predice el azar bajo la hipótesis nula, y el patrón carece además de lectura económica, dado que el coeficiente es intenso en los quintiles extremos y se anula solo en el tercero. La quinta hipótesis, formulada a partir de los resultados de Hubbard et al. (1995) y Carroll et al. (2003), no encuentra respaldo en estos datos.

A la falta de significancia se agrega la falta de patrón. La hipótesis atribuye la heterogeneidad a una restricción común, que es la capacidad de ahorrar, por lo que un fenómeno real debería operar en el mismo sentido sobre las distintas decisiones del hogar. El gasto presenta un gradiente monótono contrario al predicho, con un coeficiente de $-0{,}000769$ en el quintil inferior que se aproxima a cero en el superior, y la carga financiera no presenta gradiente alguno, con coeficientes negativos en los cinco quintiles sin ordenamiento entre ellos. Los estimadores puntuales del gasto apuntan, con la imprecisión que los acompaña, a que el hogar sin colchón financiero ajusta el flujo porque no tiene stock que ajustar, lectura que los datos no permiten afirmar y que se consigna solo por su coherencia con la ausencia de evidencia en los activos.

12.2 Dos Hallazgos No Previstos

La sustitución entre las dos vías de protección. Las hipótesis del trabajo fueron formuladas de manera independiente, una por dimensión, y el resultado conjunto exhibe una regularidad que ninguna de ellas anticipaba: las diferencias asociadas al riesgo percibido se concentran en el pasivo del hogar y no en su activo.

Reducir deuda y acumular activos son operaciones equivalentes en términos de riqueza neta, pero no lo son en términos del esfuerzo que exigen: la primera puede lograrse por omisión y

la segunda requiere generar un excedente sostenido, asimetría que el capítulo de discusión desarrolla. Esa es una explicación posible del patrón observado, y no un mecanismo que estos datos establezcan. Lo que puede sostenerse es que el patrón resulta compatible con la intuición de la teoría, aunque no con la dimensión sobre la cual el modelo canónico la formula.

La asimetría según la situación patrimonial. El segundo hallazgo no previsto es que la asociación con el endeudamiento aparece solo donde hay margen patrimonial. La especificación que incorpora a los hogares con riqueza neta negativa arroja un coeficiente de $-0{,}00248$ significativo al 1 % entre los hogares solventes, mientras que entre los hogares cuyos pasivos exceden sus activos el efecto total es indistinguible de cero en ambas medidas de endeudamiento.

Una explicación plausible es que un hogar que ya debe más de lo que tiene no pueda abstenerse de un crédito que necesita para sostener su gasto corriente, ni amortizar con recursos que no genera, de manera que la vía del pasivo no esté disponible para él. El término de interacción que contrasta formalmente esa diferencia no alcanza significancia, con valores p de 0,130 y 0,539 sobre una submuestra de 2.062 observaciones, por lo que el hallazgo se consigna como consistente con los datos y no como establecido por ellos. Las conclusiones del trabajo se refieren, en cualquier caso, a los hogares con riqueza neta positiva.

12.3 Cumplimiento de los Objetivos

El objetivo general se cumplió en los términos en que fue formulado. Se examinaron cuatro dimensiones del comportamiento financiero del hogar, se estableció en cuáles el riesgo percibido se asocia con diferencias medibles y en cuál no se encontró evidencia concluyente, y con eso se contrastó la predicción central de la teoría del ahorro precautorio. El contraste arrojó un resultado

parcial: la predicción se verifica en el flujo de gasto y en el pasivo del hogar, y no se verifica en el stock de activos líquidos, que es la dimensión sobre la cual el modelo canónico la formula. Un objetivo de contraste se cumple con independencia del signo del resultado, y el valor del trabajo reside en haber delimitado dónde la predicción se sostiene y dónde los datos no la respaldan.

El objetivo específico de caracterizar el riesgo percibido se cumplió y arrojó resultados de interés propio. La variable presenta una distribución fuertemente asimétrica, con un 43,4 % de los hogares declarando probabilidad nula y una mediana de apenas cuatro puntos. Las diferencias entre países son considerables, desde 37,9 puntos en Polonia hasta 2,2 en la República Checa, rango de diecisiete veces que ninguna característica individual podría explicar. Dentro de cada país, el riesgo percibido disminuye de manera monótona con el ingreso, desde 23,2 puntos en el quintil inferior hasta 12,7 en el superior, y resulta mayor entre arrendatarios que entre propietarios con hipoteca.

Los objetivos de determinar la relación con la tenencia de activos líquidos, el gasto corriente, la participación de fondos mutuos y el compromiso del ingreso en el servicio de la deuda se cumplieron mediante la estimación de los modelos correspondientes. El objetivo relativo al endeudamiento, que en una etapa intermedia del trabajo había quedado comprometido por una anomalía de medición en uno de sus dos indicadores, se cumplió finalmente con ambos, mediante el procedimiento que el apartado de aportes describe. El objetivo de evaluar la heterogeneidad por quintil también se cumplió, aunque su resultado fue negativo.

12.4 Aportes de la Investigación

El trabajo realiza cinco contribuciones.

La medida de riesgo empleada. La mayoría de los estudios previos aproxima la incertidumbre laboral mediante variables observables como la tasa de desempleo sectorial, la varianza histórica del ingreso o probabilidades de despido estimadas a partir de características del trabajador. Esta investigación emplea una medida subjetiva declarada directamente por el trabajador, lo que evita tanto el error de medición asociado a esas aproximaciones como la necesidad de instrumentar. Stephens (2004) valida el uso de este tipo de medidas al mostrar que las expectativas declaradas predicen razonablemente bien los despidos efectivos.

El examen del pasivo junto con el activo. La literatura empírica sobre ahorro precautorio contrasta la predicción midiendo preferentemente la acumulación de activos. Este trabajo examina las dos vías por las cuales el hogar puede mejorar su posición frente a la incertidumbre, y encuentra las diferencias en la que habitualmente no se mide. Ese resultado tiene una implicancia para la interpretación de la literatura previa, porque un nulo obtenido sobre activos no autoriza a concluir ausencia de comportamiento precautorio si la protección puede estar ocurriendo por el lado del pasivo.

A ello se agrega una lectura que la evidencia previa no había articulado. Sullivan (2008) documenta que el hogar recurre al endeudamiento no garantizado una vez que ha perdido el empleo, es decir, que la deuda opera como red de seguridad frente al shock ya ocurrido. Los resultados de este trabajo describen la situación previa, cuando el shock todavía no se materializa y el hogar que percibe mayor riesgo presenta menor exposición. Ambos conjuntos de resultados admiten una lectura secuencial, en la que el desapalancamiento previo preservaría la capacidad de endeudamiento que el hogar necesitará después. Esa lectura es una conjetura que los datos de este trabajo no contrastan.

La forma de la relación. Al contrastar la especificación lineal con una en tramos se muestra que la relación entre riesgo percibido y gasto no es proporcional, y que la asociación negativa aparece con mayor claridad en los tramos superiores de la escala. Los datos no permiten fijar un punto de corte preciso, pero sí indican que una especificación lineal describe mal la relación. Ese resultado sugiere que los estudios que imponen linealidad podrían estar reportando efectos promedio que no describen adecuadamente a ningún grupo de hogares, y ofrece además un argumento parcial contra la interpretación de causalidad inversa, porque un mecanismo que operara a través del nivel de compromisos financieros produciría una relación gradual. La comparación entre dimensiones añade un elemento: la progresión entre tramos aparece en el gasto y no en el endeudamiento, lo que es coherente con que la primera decisión admita todos los grados intermedios y la segunda no.

El alcance comparado. La evidencia disponible sobre ahorro precautorio proviene mayoritariamente de estudios realizados sobre un solo país, donde todos los hogares enfrentan el mismo sistema de protección social. El uso de una encuesta armonizada entre veintidós países permite verificar que los resultados no dependen del contexto institucional particular de una economía, y la inclusión de efectos fijos de país permite controlar esa heterogeneidad de manera explícita.

El protocolo de verificación de variables. La quinta contribución es de orden metodológico y surgió de una necesidad práctica del trabajo. Al disponer de un extracto sin diccionario de variables, cada una fue verificada contra relaciones que necesariamente deben cumplirse si mide lo que su nombre sugiere: que la suma de los ponderadores reproduzca el número de hogares de cada país, que la razón entre el ingreso del hogar y el de su único integrante sea exactamente uno en los hogares unipersonales, que la deuda implícita sea compatible con el servicio anual que se

paga por ella, o que la persona de referencia no pueda aparecer más joven tres años después.

Ese procedimiento permitió confirmar la mayoría de las variables y corregir tres interpretaciones erróneas. Dos de las correcciones afectaban a la construcción de las variables dependientes y se detectaron antes de estimar. La tercera es la más ilustrativa del valor del procedimiento: el denominador de la razón de endeudamiento fue identificado por vía indirecta, dividiéndola por la razón de servicio de la deuda para cancelar el denominador compartido y comprobando que el cociente resultante corresponde al plazo pendiente de un crédito. La confirmación documental posterior validó esa identificación. Sin ese contraste, la variable habría quedado descartada por una anomalía que no era de medición sino de documentación, y la tercera hipótesis se habría reportado como no sostenida. El capítulo de limitaciones documenta cada verificación, con el fin de que el procedimiento quede disponible para quien enfrente la misma situación.

12.5 Líneas de Investigación Futura

Los resultados y las limitaciones de este trabajo sugieren tres extensiones.

Contrastar directamente el papel de la protección pública. Los efectos fijos de país absorben la generosidad del seguro de cesantía junto con todo lo demás que distingue a un país de otro. Una especificación que interactúe el riesgo percibido con indicadores institucionales externos, como las tasas netas de reemplazo que publica la OCDE o el índice de protección al empleo, permitiría examinar si el hogar que cuenta con mayor cobertura pública presenta diferencias menores. Esa es la pregunta que motivó originalmente esta investigación y que su diseño no permitió responder. La variación disponible es considerable: entre los países de la muestra, la tasa neta de reemplazo va del 26 % en Malta al 86 % en Luxemburgo.

Aprovechar el levantamiento de 2021. Ese levantamiento cubre un período de deterioro abrupto de las expectativas laborales, condición que el intervalo entre 2014 y 2017 no ofrece. Incorporarlo permitiría examinar si la relación estimada se mantiene en una fase contractiva del ciclo o si cambia cuando el riesgo deja de ser idiosincrático y se vuelve generalizado. Esta extensión es la más inmediata de las cinco, dado que los datos ya están disponibles.

Seguir al mismo hogar en el tiempo. El trabajo reporta que el coeficiente de los activos líquidos se vuelve negativo y significativo al retirar el control de riqueza, y argumenta que ese desplazamiento refleja heterogeneidad no observada en ingreso permanente antes que desacumulación precautoria, porque todos los coeficientes se mueven en bloque y no de manera reasignativa. Ese argumento es indirecto. Un panel con efectos fijos de hogar absorbe el ingreso permanente sin necesidad de controlar por riqueza, y permitiría zanjarlo. Un diseño de ese tipo resolvería además la segunda ambigüedad que este trabajo no puede resolver, que es si el menor stock de deuda proviene de amortización o de crédito no contraído, dado que ambas producen el mismo saldo observado en un corte transversal. Esa distinción importa porque implica políticas distintas: la primera depende de la capacidad de pago y la segunda de la demanda de crédito.

12.6 Consideraciones Finales

El resultado central de esta investigación puede formularse de manera sencilla: un mayor riesgo percibido de pérdida del empleo se asocia con menor gasto corriente y con menor endeudamiento, mientras que en la tenencia de activos líquidos no se encontró evidencia concluyente. Las dos primeras asociaciones son medibles, resisten el conjunto de pruebas de robustez aplicadas y, en el caso del gasto, se hacen más claras en los tramos altos de riesgo declarado.

Esa asimetría es informativa porque la teoría del ahorro precautorio, en su formulación habitual, sitúa la respuesta justamente en la dimensión donde los datos no la muestran. La explicación que este trabajo propone, y que el apartado de hallazgos desarrolla, es que las dos vías hacia una mejor posición patrimonial no exigen el mismo esfuerzo. La estadística descriptiva aporta un elemento complementario, y es que el hogar mediano de la muestra apenas sostiene dos meses de ingreso en activos líquidos netos y más del 40 % de los hogares no mantiene cuenta de ahorro alguna.

Ese patrón tiene una consecuencia que trasciende el ámbito académico. Las diferencias de comportamiento asociadas a la inseguridad laboral aparecen entre hogares cuyos integrantes conservan su empleo, y no solo entre quienes lo han perdido. Dado que quienes temen perder su trabajo son considerablemente más numerosos que quienes efectivamente lo pierden, el costo agregado de la inseguridad laboral podría ser mayor de lo que sugiere la observación de los desempleados. En la muestra, un 25,6 % de los hogares declara una probabilidad superior al 25 %, y es en esos tramos donde la asociación con el gasto aparece con mayor claridad. El alcance tampoco se limita a la demanda de bienes: si la menor deuda observada entre los hogares que perciben riesgo corresponde a crédito que no se contrae, la inseguridad laboral tendría también un efecto sobre la demanda de crédito, canal que opera en el mismo sentido y que la discusión habitual no considera.

Corresponde recordar el alcance de estas conclusiones. Los modelos principales se estiman sobre hogares con riqueza neta positiva, los indicadores de endeudamiento se calculan sobre hogares que registran algún pasivo, y el diseño compara hogares distintos en un mismo momento sin seguir al mismo hogar en el tiempo. Los resultados describen, por tanto, diferencias entre los hogares de la muestra, y su extensión al conjunto de los hogares europeos no se sigue automáticamente de ellos.

Para Chile, donde el Seguro de Cesantía combina cuentas individuales con un fondo solidario de acceso restringido y presenta tasas de reemplazo inferiores a las de la mayoría de los países europeos analizados, la pregunta queda planteada. El hallazgo sobre endeudamiento la vuelve particularmente pertinente, dado que la carga financiera de los hogares ocupa un lugar central en el debate nacional sobre estabilidad financiera, y estos resultados sugieren que esa carga podría relacionarse no solo con las condiciones de acceso al crédito sino también con las expectativas laborales de los hogares, y hacerlo de manera asimétrica entre quienes tienen margen para protegerse y quienes no. Responder la pregunta requeriría incorporar a las encuestas nacionales de hogares una pregunta sobre probabilidad subjetiva de pérdida del empleo, dimensión que hoy no se recoge y sin la cual este tipo de análisis no puede replicarse en el contexto local. La Encuesta Financiera de Hogares del Banco Central de Chile reúne las demás condiciones necesarias, y la incorporación de una sola pregunta abriría la posibilidad de examinar en Chile lo que este trabajo examinó en Europa.

13 Limitaciones

Los resultados presentados deben interpretarse considerando las restricciones que impone el diseño de esta investigación y la naturaleza de los datos disponibles. Esta sección expone esas limitaciones agrupadas en cuatro ámbitos: las derivadas del extracto de datos utilizado, las que afectan a la medición de variables específicas, las propias del diseño econométrico y las asociadas a la medición del riesgo percibido.

Conviene una advertencia preliminar sobre el criterio con que se construyó esta sección. Varias de las limitaciones que siguen no provienen de la documentación de la encuesta sino de verificaciones de consistencia interna realizadas sobre los datos. Al no disponer de un diccionario del extracto, cada variable fue contrastada contra relaciones que necesariamente deben cumplirse si mide lo que su nombre sugiere. Ese procedimiento permitió confirmar la mayoría de las variables y corregir tres interpretaciones erróneas, dos de ellas antes de fijar las variables dependientes y la tercera validada después por vía documental. Las limitaciones así identificadas se declaran con el mismo detalle que las documentales, porque una limitación conocida y acotada compromete menos un resultado que una limitación no examinada.

13.1 Limitaciones del Extracto de Datos

13.1.1. *Tratamiento de la imputación múltiple*

El Banco Central Europeo distribuye la base de usuario del HFCS en cinco conjuntos completos de datos, denominados *implicates*, que reflejan la incertidumbre asociada a la imputación de valores faltantes. El procedimiento correcto consiste en estimar el modelo sobre cada conjunto y combinar los resultados mediante la regla de Rubin (1987), descrita en el capítulo de metodología.

El extracto disponible entrega el promedio de los cinco conjuntos, de manera que el segundo componente no es recuperable. Los errores estándar reportados constituyen por tanto una aproximación que no recupera la incertidumbre asociada a la imputación. No es posible establecer en qué dirección ni en qué magnitud difieren de los que entregaría el procedimiento completo, porque eso exigiría disponer de los cinco conjuntos. La consecuencia que corresponde declarar es que los coeficientes con significancia marginal deben interpretarse con cautela adicional.

El alcance de esta limitación es menor de lo que parece a primera vista, por una razón que la documentación de la encuesta permite establecer. La imputación múltiple no se aplica de manera uniforme en todos los países: Finlandia e Italia no la emplean en ninguno de los levantamientos, Francia no la aplica en el segundo ni en el tercero, Irlanda no lo hace en el segundo y Malta tampoco en el tercero. En esos casos los cinco conjuntos son idénticos entre sí y promediarlos no implica pérdida alguna de información. Italia y Francia aportan 4.891 y 12.964 observaciones a la muestra de análisis respectivamente, de modo que para el 23 % de las observaciones la limitación no opera.

Una consecuencia adicional afecta a las variables categóricas. El promedio de cinco respuestas distintas produce valores no enteros que no corresponden a ninguna categoría de la escala original. Estas variables fueron redondeadas al entero más cercano, procedimiento que introduce un error de clasificación de magnitud desconocida. El error afecta a los controles y no a las variables dependientes ni al regresor de interés. No corresponde afirmar, sin embargo, que su único efecto sea una pérdida de capacidad de control: un control medido con error puede dejar sin absorber parte de la variación que le corresponde, y esa variación residual puede quedar recogida por el coeficiente de interés. La dirección y la magnitud de ese efecto no son determinables con los datos disponibles.

13.1.2. *Ausencia de pesos de replicación*

El diseño muestral del HFCS contempla estratificación, conglomerados y un sobremuestreo deliberado de hogares de alta riqueza. El procedimiento recomendado por el Banco Central Europeo para el cálculo de errores estándar emplea mil pesos de replicación *bootstrap* construidos mediante el método de Rao y Wu (1988), que reproducen ese diseño.

Dado que el extracto no incluye dichos pesos, los errores estándar se agruparon a nivel de país y levantamiento. Este criterio reconoce la correlación de los términos de error dentro de cada muestra nacional y es de uso corriente en la literatura, pero constituye una aproximación que no recupera la totalidad de la incertidumbre asociada al diseño de la encuesta, y en particular no incorpora el efecto del sobremuestreo de hogares de alta riqueza sobre la precisión de las estimaciones.

13.1.3. *Número y desbalance de los grupos de agrupamiento*

La ausencia de pesos de replicación tiene una consecuencia que merece tratamiento separado, porque afecta de manera directa a la interpretación de uno de los resultados.

La muestra contiene 41 grupos país-levantamiento, de tamaños que van de 383 a 7.505 observaciones, con una mediana de 1.440. La inferencia agrupada descansa en argumentos asintóticos sobre el número de grupos, y con cuarenta y uno de tamaño tan desigual el estimador de varianza puede presentar sesgo a la baja.

Los datos permiten documentar la magnitud del problema en lugar de solo advertirlo. El capítulo de resultados reporta el coeficiente del riesgo percibido bajo tres criterios de agrupamiento: por país y levantamiento, por hogar y por país. Para el gasto los tres errores estándar son 0,00017, 0,00017 y 0,00014, de modo que la inferencia no depende del criterio. Para la participación en

fondos mutuos, en cambio, el error estándar pasa de 0,00002 a 0,00004 al agrupar por hogar, lo que lleva el valor p desde 0,018 hasta aproximadamente 0,21.

Esa diferencia admite una precisión sobre cómo está construido el criterio. El agrupamiento por hogar se arma sobre el país y el identificador de hogar, y produce 68.869 grupos para las 75.619 observaciones de la muestra de análisis, porque unos 6.750 registros comparten identificador entre levantamientos. Se aproxima por tanto a emplear errores estándar robustos a heterocedasticidad sin agrupamiento, sin equivaler exactamente a ellos, y agrupa sobre el mismo identificador que este capítulo descarta como vínculo longitudinal confiable. Para el coeficiente de fondos mutuos ese procedimiento arroja el error estándar más grande de los tres. No corresponde concluir de ahí que uno de los criterios sea el conservador por definición ni que los otros estén sesgados, porque cuál de ellos entrega la inferencia correcta depende de la estructura de correlación que efectivamente tengan los datos, que no es observable. Lo que corresponde reportar es cuáles resultados cambian al pasar de un criterio a otro: el gasto y la razón de deuda sobre ingreso conservan su significancia bajo los tres, la carga financiera la pierde al 5 % bajo agrupamiento por hogar, con un valor p de 0,064, y la participación de fondos mutuos la pierde bajo ese mismo criterio. Esos dos últimos resultados se tratan en consecuencia como marginales, y el de fondos mutuos depende además de la elección del control de escala que el capítulo de resultados documenta.

13.2 Limitaciones en la Medición de Variables Específicas

El extracto no fue acompañado de un diccionario de variables. La construcción de cada una fue informada por el profesor guía, quien elaboró el extracto, y verificada contra el catálogo de variables del Banco Central Europeo. Esa verificación permitió corregir dos interpretaciones erróneas antes de fijar las variables dependientes, y la confirmación posterior de los códigos de

origen validó la tercera corrección, relativa al denominador de la razón de endeudamiento. Lo que subsiste, junto con el procedimiento que permitió resolver el resto, se declara a continuación.

13.2.1. *El denominador de la razón de endeudamiento*

La variable que registra el endeudamiento relativo del hogar había sido documentada como la razón entre pasivos y activos. Bajo esa lectura su comportamiento resultaba incompatible con la definición: un 47 % de los hogares con dato registraba valores superiores a la unidad, lo que implicaría que casi la mitad de los hogares europeos mantiene un patrimonio neto negativo, cuando la cifra efectiva en la zona euro se sitúa entre el 4 % y el 5 %. Sin recortar los valores extremos su máximo alcanzaba 3.162.000, magnitud que requiere un denominador cercano a cero.

El análisis de consistencia identificó el denominador correcto antes de recibir la confirmación documental. Dividir esta variable por la razón de servicio de la deuda cancela cualquier denominador compartido y devuelve el plazo pendiente del crédito en años. Esa división arroja una mediana de 10,8 años entre los hogares propietarios con hipoteca y cercana a 3 entre los demás, magnitudes compatibles con la amortización de un crédito hipotecario y de un crédito de consumo respectivamente. Suponiendo activos totales en el denominador, en cambio, la deuda implícita de los hogares con hipoteca equivalía a treinta y cuatro años de servicio. Los 165 hogares cuya razón supera 100 registran ingreso mediano exactamente cero y activos en niveles normales, patrón propio de una razón cuyo denominador es el ingreso.

La confirmación del código de origen validó esa identificación: la variable corresponde a `DODIRATIO`, razón entre pasivos totales e ingreso bruto del hogar, y no a `DODARATIO`, razón entre pasivos y activos. El tratamiento consistió en asignar valor perdido a los hogares con ingreso no positivo antes de recortar los extremos, dado que una razón con denominador nulo carece de

significado y recortarla en el percentil 99 la deja como un número grande que sigue sin significar nada. Con ese tratamiento la variable supera la verificación y se emplea para contrastar la hipótesis sobre endeudamiento.

Esta corrección tiene una implicancia retrospectiva que conviene explicitar. El coeficiente de esta variable era, en versiones previas del análisis, el más inestable del conjunto: pasaba de $-11{,}97$ sin recortar los extremos a $-0{,}00142$ con recorte al 1 % y a $-0{,}00040$ con recorte al 5 %, variando en cuatro órdenes de magnitud. Esa inestabilidad se atribuía a la distribución de la variable. Su origen era el tratamiento del denominador.

13.2.2. *La codificación de la riqueza neta negativa*

La variable empleada como control de recursos acumulados corresponde a `DN3001`, riqueza neta del hogar. En el extracto, sin embargo, no toma ningún valor negativo en las 75.619 observaciones con dato, y 2.349 observaciones, el 3,0 % de la base, aparecen sin dato. La riqueza neta de un hogar cuyos pasivos exceden sus activos es negativa por definición, y en la zona euro esa situación afecta a entre el 4 % y el 5 % de los hogares, de modo que la ausencia completa de negativos no es compatible con la variable declarada.

El perfil de las observaciones sin dato identifica el mecanismo. Esos hogares registran activos líquidos netos medianos de -4.800 euros, un 91,8 % de ellos mantiene deuda frente a un 55,9 % en el resto de la muestra, su ingreso mediano equivale a dos tercios del de los demás, 25.464 euros frente a 39.441, y la mediana de su agregado de activos financieros es de 952 euros frente a 10.000. En los doce países más afectados la proporción de hogares sin dato va del 3,1 % al 6,0 %, rango consistente con la prevalencia de riqueza neta negativa en la zona euro y que descarta un problema de cobertura localizado en un solo país. Se descartó además que los valores hayan

sido censurados en cero: ningún hogar registra riqueza neta exactamente igual a cero y solo tres quedan por debajo de un euro. La evidencia indica que los valores negativos fueron codificados como valor perdido al construir el extracto.

La consecuencia relevante no es de denominación sino de muestra. Como el logaritmo de la riqueza integra el conjunto de controles, toda observación sin ese dato queda excluida de las estimaciones, y las excluidas son precisamente los hogares más endeudados. La pérdida alcanza 2.247 observaciones en las ecuaciones de acumulación y 2.062 en las de endeudamiento, equivalentes a un 4,8 % de la muestra de estas últimas. Los hogares excluidos declaran además riesgo percibido positivo en un 62,2 % de los casos frente a un 56,4 % en el resto, de modo que concentran simultáneamente mayor endeudamiento y mayor riesgo percibido.

El tratamiento adoptado consiste en restringir el análisis a los hogares con riqueza neta estrictamente positiva y en declarar esa restricción como una limitación de alcance del trabajo. La restricción tiene además fundamento sustantivo: el apartado de resultados muestra que en ese grupo la asociación entre riesgo percibido y endeudamiento es indistinguible de cero, lo que resulta compatible con que un hogar cuyos pasivos exceden sus activos carezca de margen para reducir su deuda. A título de verificación se reporta una especificación que incorpora a la totalidad de la muestra mediante un ajuste por variable indicadora, en la que se imputa cero en el logaritmo de la riqueza y se añade una indicadora del grupo afectado. Los coeficientes de gasto y de acumulación resultan equivalentes entre ambas especificaciones; los de endeudamiento se atenúan, en la dirección que esta interpretación anticipa. Las conclusiones del trabajo se refieren, por tanto, a los hogares con riqueza neta positiva.

13.2.3. *El alcance del agregado de gasto*

La variable de gasto corresponde a `HI0220`, monto mensual destinado a bienes y servicios de consumo. Su mediana es de mil euros y, multiplicada por doce, equivale al 31,7 % del ingreso bruto anual del hogar. El cuestionario registra en partidas separadas los alimentos consumidos en el hogar, los consumidos fuera, los servicios básicos y los viajes, y el arriendo y el servicio de los créditos pertenecen a otros bloques del instrumento, de modo que ninguno de esos conceptos integra la medida.

La variable corresponde además a un monto declarado en una sola pregunta y no a la suma de partidas registradas por separado. La prueba de amontonamiento lo confirma: su mediana es exactamente mil euros y los valores redondos concentran una proporción elevada de la distribución, patrón característico de una respuesta global y no de un agregado construido. Esa forma de registro introduce el error de medición que la literatura documenta para las medidas autorreportadas de gasto, que en una variable dependiente amplía los errores estándar sin sesgar los coeficientes.

La limitación que subsiste es de alcance. Los datos no permiten establecer si el gasto total del hogar disminuyó o si solamente se recompuso entre partidas. Un hogar que reduce su gasto en bienes y servicios podría estar reasignando esos recursos hacia alimentación o servicios básicos, y el extracto no incluye `HI0100`, `HI0200` ni `HI0210`, que permitirían descartarlo. El coeficiente estimado se interpreta por tanto como cambio porcentual del gasto en bienes y servicios de consumo, y su traslado al consumo total del hogar constituye una extrapolación que estos datos no sostienen. El sentido y la significancia del resultado no dependen de esa distinción; su interpretación cuantitativa sí.

13.2.4. *Cobertura parcial del agregado de activos financieros*

El agregado de activos financieros del extracto reúne las cuentas a la vista, las cuentas de ahorro, las acciones cotizadas, las cuentas administradas, el dinero que terceros deben al hogar y otros activos financieros, pero excluye los fondos mutuos, los bonos y los seguros de vida con componente de ahorro. Los fondos mutuos se recogen en una variable separada, de modo que la suma de ambos agregados constituye la mejor aproximación disponible al total de activos financieros, aunque sigue excluyendo bonos y seguros.

A ello se suma un problema de cobertura. En 3.075 hogares, el 3,9 % de la muestra, el agregado de activos financieros no registra valor pese a que la variable de activos líquidos netos sí lo hace. Esta ausencia se concentra en Chipre, donde afecta al 25,3 % de los hogares, en Croacia, donde afecta al 24,3 %, y en Eslovenia, donde afecta al 12,4 %, y es inferior al 10 % en los diecinueve países restantes. Por esta razón las tres medidas del colchón financiero se estiman sobre muestras de tamaño ligeramente distinto, de 70.615 a 73.099 observaciones. Dado que la ausencia se concentra en dos países, los efectos fijos correspondientes absorben su nivel, pero no se puede descartar que la selección opere de manera diferencial dentro de ellos.

13.2.5. *Codificación del nivel educacional*

La variable de nivel educacional presenta cuatro categorías, codificadas como 1, 2, 3 y 5. La categoría 4 no está presente, lo que corresponde al diseño de la encuesta: el Banco Central Europeo integra el nivel 4 de la clasificación ISCED en la categoría precedente. El ingreso mediano crece de manera monótona a lo largo de las cuatro categorías, de 24.385 a 55.800 euros, y el riesgo percibido decrece también de manera monótona, de 20,7 a 14,1, lo que confirma la orientación de

la escala.

13.3 Limitaciones del Diseño

13.3.1. *Carácter correlacional*

El estudio establece asociaciones entre el riesgo percibido y las decisiones financieras del hogar una vez controladas las características observables, pero no identifica relaciones causales. Tres consideraciones limitan la interpretación causal de los coeficientes estimados.

La primera es la autoselección ocupacional. Los trabajadores no son asignados de manera aleatoria a los empleos: quienes toleran mejor el riesgo tienden a elegir ocupaciones de ingreso más variable y, por esa misma disposición, a consumir y ahorrar de manera distinta. La inclusión de la actitud declarada frente al riesgo financiero controla parcialmente este problema, pero esa variable no agota las diferencias de preferencias entre trabajadores. La magnitud del control que aporta no es despreciable: el coeficiente de la categoría más adversa al riesgo sobre el gasto es $-0{,}085$ y resulta significativo al 1 %.

La segunda es la posibilidad de causalidad inversa. Un hogar con un consumo comprometido en obligaciones fijas podría percibir su situación laboral como más amenazante, precisamente porque las consecuencias de un despido serían más severas. En esa lectura, el consumo influiría sobre la percepción de riesgo y no al revés. La forma no proporcional de la relación documentada en los resultados ofrece un argumento parcial contra esta interpretación, dado que una causalidad inversa operando a través del nivel de compromisos fijos produciría una relación gradual antes que una concentrada en los tramos superiores de la escala, pero el argumento no es concluyente.

La tercera es la existencia de variables omitidas que afecten simultáneamente a ambas. Un

deterioro en la situación de la empresa empleadora, por ejemplo, podría elevar el riesgo percibido y reducir el ingreso efectivo del hogar por la vía de menores horas o bonificaciones, sin que ese cambio quede registrado en las variables disponibles.

13.3.2. *El control de riqueza*

Tres de las variables dependientes examinadas son componentes de la riqueza neta del hogar, de modo que incluir ese agregado entre los controles equivale a condicionar en parte en el propio resultado. Omitirlo, en cambio, deja el coeficiente de interés confundido con heterogeneidad no observada en ingreso permanente, dado que el riesgo percibido se concentra en hogares de trabajo precario cuya trayectoria de ingreso antecede a su percepción de riesgo. No existe una especificación que resuelva ambos problemas a la vez.

El trabajo adopta la especificación que controla por riqueza, fundamenta esa elección en el patrón de los datos y reporta la alternativa en el capítulo de resultados. La consecuencia que debe declararse es de alcance: la ausencia de evidencia sobre acumulación se obtiene entre hogares comparables en recursos acumulados, y no entre hogares cualesquiera. El capítulo de discusión desarrolla el argumento y el de conclusiones plantea el diseño que permitiría prescindir de la disyuntiva.

13.3.3. *Imposibilidad de análisis de panel*

La HFCS incorpora un componente longitudinal en algunos países, lo que en principio permitiría seguir a un mismo hogar a través de los levantamientos y controlar por características no observables constantes en el tiempo. Ese enfoque no se empleó, y la razón es más fuerte que la que se anticipaba al diseñar el estudio.

El Banco Central Europeo advierte que el uso del HFCS para análisis de panel se encuentra en fase experimental, que la base de usuario no incluye ponderadores longitudinales y que las reglas de seguimiento no están armonizadas entre países. A esas tres razones documentales se agrega una cuarta, establecida sobre los datos.

De los hogares del extracto, 7.188 identificadores aparecen en ambos levantamientos. Si correspondieran al mismo hogar, la persona de referencia debería aparecer aproximadamente tres años mayor en 2017 que en 2014. La diferencia de edad entre ambas apariciones presenta una mediana de cinco años, una desviación estándar de 11,8 y signo negativo en el 24,3 % de los casos. Solo el 0,8 % de los pares registra una diferencia compatible con el intervalo entre levantamientos. Una persona de referencia no puede rejuvenecer, de modo que el identificador no constituye un vínculo confiable entre levantamientos en el conjunto de la muestra.

El desglose por país matiza el diagnóstico. En Alemania, Chipre, Italia y Estonia la proporción de diferencias negativas se sitúa entre el 1,4 % y el 6,9 %, compatible con un identificador estable. En Portugal, Eslovenia, Irlanda, Austria, Eslovaquia, España, Grecia y Letonia se sitúa entre el 32 % y el 69 %, compatible con reasignación. La construcción de un panel armonizado sobre estos datos no es posible, y un panel restringido a los cuatro países con identificador estable comprendería 3.279 hogares, muestra insuficiente para la precisión que el ejercicio requiere.

Conviene señalar que la mediana de cinco años y la escasa frecuencia de diferencias en el rango de dos a cuatro sugieren que la variable de edad se registra en tramos de cinco años en varios países, lo que reduce la resolución del contraste sin alterar su conclusión: el redondeo por tramos no puede producir diferencias negativas.

13.3.4. *Heterogeneidad institucional no explotada*

Los efectos fijos de país absorben toda la variación institucional constante en el tiempo, incluida la generosidad del seguro de cesantía y la legislación de protección al empleo. Esta especificación resuelve el problema de la confusión entre comportamiento del hogar y contexto nacional, pero impide contrastar directamente si la respuesta del hogar depende del nivel de protección pública.

Las implicancias de política discutidas en el capítulo anterior se apoyan, por tanto, en la evidencia previa de Engen y Gruber (2001) y no en un contraste realizado sobre estos datos. Un diseño que interactuara el riesgo percibido con indicadores institucionales externos, como las tasas netas de reemplazo de la OCDE o el índice de protección al empleo, permitiría examinar esa relación de manera directa. Esa extensión se plantea entre las líneas de investigación futura.

13.4 Limitaciones de la Medición del Riesgo Percibido

13.4.1. *Naturaleza de la variable*

La probabilidad subjetiva de pérdida del empleo es una percepción declarada y no una medida objetiva de riesgo. Su interpretación enfrenta dos dificultades.

La primera es el redondeo. Como documenta Manski (2004) y confirman estos datos, los encuestados tienden a expresar sus creencias en múltiplos de diez: los valores 0, 50, 10, 20 y 30 concentran el 67,6 % de las respuestas. Ello sugiere que la escala se interpreta en categorías gruesas antes que en valores puntuales. La especificación en tramos atenúa este problema pero no lo elimina, dado que la frontera entre tramos sigue siendo una decisión del investigador.

La segunda es el horizonte temporal. La pregunta se refiere a los próximos doce meses,

período que puede resultar corto en relación con las decisiones de acumulación de riqueza. Un hogar puede percibir riesgo elevado en el año siguiente sin que ello modifique su evaluación de la estabilidad laboral de mediano plazo, que es la variable relevante para la acumulación de un colchón financiero. Esta consideración es pertinente para interpretar el contraste entre el resultado sobre gasto y la ausencia de resultado sobre activos: un horizonte de doce meses es compatible con un ajuste del flujo de gasto y poco compatible con una recomposición del patrimonio.

13.4.2. *Discrepancia entre la unidad de medición y la de análisis*

La variable de riesgo percibido se recoge a nivel individual, mientras que las decisiones financieras se observan a nivel de hogar. La verificación de la estructura del extracto permite precisar el alcance de esta discrepancia: el extracto contiene una fila por hogar y por levantamiento, de modo que la percepción registrada corresponde a la persona de referencia y no al promedio de los miembros ocupados.

En un hogar con dos trabajadores, el riesgo relevante para la decisión financiera es el conjunto de ambos, no el de la persona de referencia. Esta limitación introduce error de medición en el regresor de interés. Si ese error fuera clásico, los coeficientes estimados estarían atenuados hacia cero, y la ausencia de evidencia en las dimensiones patrimoniales podría reflejar en parte esa atenuación. No es posible verificar que el error tenga esa forma con los datos disponibles, de manera que la atenuación se plantea como la dirección más probable y no como una cota de los coeficientes verdaderos.

13.4.3. *Las dos medidas de ingreso del extracto*

El extracto contiene dos conceptos de ingreso que no coinciden, situación que se resolvió mediante la verificación documentada en el capítulo de metodología. La razón de activos sobre ingreso que el extracto entrega construida emplea como denominador el ingreso de la persona de referencia, mientras que la columna de ingreso del hogar corresponde al agregado conjunto. Este trabajo emplea el segundo, por pertinencia teórica y por consistencia con el nivel en que se miden las demás variables.

La limitación que subsiste es que la medida de ingreso del hogar admite valores no positivos, pues incorpora las pérdidas de las empresas no incorporadas. En la muestra 57 observaciones registran ingreso negativo y 174 registran ingreso nulo. Estas 231 observaciones, el 0,3 % de la muestra, quedan excluidas de las razones que emplean el ingreso como denominador.

13.4.4. *Restricción a hogares con persona de referencia ocupada*

La pregunta sobre riesgo de pérdida del empleo se formula únicamente a quienes trabajan, de modo que la muestra excluye por construcción a los hogares de jubilados, desempleados e inactivos. La verificación de la variable de situación laboral confirma esta restricción: en las categorías de asalariado e independiente, el 54,4 % y el 51,5 % de los hogares registran dato de riesgo percibido, frente a proporciones inferiores al 9 % en las categorías de desempleado, jubilado y estudiante. Los resultados describen, por tanto, el comportamiento de los hogares con vínculo laboral vigente y no son generalizables al conjunto de la población.

Esta restricción también implica una forma de selección. Los trabajadores que ya perdieron su empleo quedan fuera de la muestra, aun cuando su experiencia sea precisamente la que el riesgo

percibido anticipa. La muestra observa a quienes temen un despido que todavía no ocurrió, no a quienes lo enfrentaron.

13.5 Alcance Conjunto de las Limitaciones

Las limitaciones expuestas no afectan por igual a los distintos resultados del trabajo, y conviene cerrar precisando sobre cuál de ellos recae cada una.

El resultado sobre el gasto es el menos expuesto. Su variable dependiente es de identificación inequívoca en cuanto a periodicidad y nivel de medición, aunque no en cuanto a si el gasto total del hogar disminuyó o se recompuso entre partidas. Su coeficiente es invariante a los tres criterios de agrupamiento, al recorte de los valores extremos y a la exclusión de los países atípicos. Las limitaciones que lo alcanzan son la interpretación cuantitativa del gasto declarado y el carácter correlacional del diseño.

El resultado sobre endeudamiento es firme en inferencia y acotado en alcance. Las dos medidas mantienen signo negativo en nueve de las diez especificaciones alternativas, y la razón de deuda sobre ingreso conserva significancia al 5 % bajo los tres criterios de agrupamiento, mientras la carga financiera lo hace bajo dos de ellos y queda en 0,064 bajo agrupamiento por hogar. Describen únicamente a los hogares endeudados con riqueza neta positiva, y no permiten distinguir entre amortizar deuda y abstenerse de contraerla. Esas dos delimitaciones son de alcance y no de precisión: lo que el resultado afirma lo afirma con firmeza, y lo que no puede afirmar queda declarado.

A ellas se agrega una consideración de selección. Los dos indicadores están definidos sobre hogares que registran algún pasivo, y el contraste del margen extensivo que reporta el capítulo de resultados arroja un coeficiente negativo sobre la probabilidad de pertenecer a ese grupo, que

no alcanza significancia bajo la especificación principal. Si esa asociación fuera real, los hogares endeudados que declaran riesgo alto constituirían un grupo seleccionado, y el coeficiente de intensidad estaría afectado en una dirección que estos datos no permiten establecer. La magnitud de esa selección es acotada, porque el contraste no es significativo, pero corresponde declararla antes que suponerla ausente.

El resultado sobre la participación de fondos mutuos es el más expuesto. Su inferencia depende de la elección del control de escala: no alcanza significancia bajo agrupamiento por hogar con el control de riqueza neta, y sí la alcanza bajo los tres criterios con un control de riqueza financiera líquida. A ello se agrega que no se localiza en ninguno de los dos márgenes de la decisión, que se construye sobre un agregado de activos financieros de cobertura parcial, y que una participación de fondos mutuos no mide por sí sola el riesgo de la cartera del hogar.

La ausencia de evidencia sobre el colchón financiero está afectada por tres consideraciones que operan en la misma dirección. La primera es la atenuación que introduce medir el riesgo de una sola persona del hogar. La segunda es el horizonte de doce meses de la pregunta, poco compatible con una recomposición del patrimonio. La tercera es la inclusión del control de riqueza, que condiciona en parte en el propio resultado. Las tres apuntan hacia la subestimación, de manera que la ausencia de respuesta en los activos debe leerse como ausencia de respuesta detectable con estos datos y no como demostración de que no existe. El intervalo de confianza de la especificación principal admite, de hecho, asociaciones de magnitud relevante en ambas direcciones.

14 Anexos

14.1 Anexo A: Tablas de Regresión Completas

El capítulo de resultados reporta únicamente el coeficiente de la variable de interés. Esta sección presenta la estimación completa de los modelos principales, incluidos todos los controles. Los efectos fijos de país y de levantamiento y las categorías de tipo de hogar se omiten de la presentación por razones de espacio, pero se encuentran incluidos en todas las estimaciones. Las estimaciones se separan en dos tablas: la primera reúne las tres medidas anidadas del colchón financiero con que se contrasta la primera hipótesis, y la segunda las dimensiones restantes.

Tabla 20: Estimación completa: las tres medidas del colchón financiero

Variable	Cuentas de ahorro	Activos financieros	Líquidos netos
Riesgo percibido	−0,00018	0,00014	0,00058
	(0,00020)	(0,00057)	(0,00099)
Ingreso (IHS)	−0,20100***	−0,59171***	−0,54747***
	(0,02760)	(0,05483)	(0,07126)
Riqueza neta (IHS)	0,12286***	0,32857***	0,37840***
	(0,01476)	(0,01655)	(0,01817)
Edad	−0,00190	−0,02061***	−0,03201***
	(0,00241)	(0,00620)	(0,00603)
Edad al cuadrado	0,00003	0,00028***	0,00042***
	(0,00003)	(0,00007)	(0,00007)
Tamaño del hogar	−0,00652	−0,00901	−0,01814
	(0,00612)	(0,00990)	(0,01641)
Educación: secundaria baja	0,06399***	0,09023***	0,11176***
	(0,01500)	(0,03089)	(0,03070)
Educación: secundaria alta	0,09008***	0,14422***	0,17326***
	(0,02156)	(0,02918)	(0,04508)
Educación: terciaria	0,17195***	0,33915***	0,41919***
	(0,02848)	(0,03232)	(0,04973)
Sexo: mujer	−0,00300	−0,03206**	−0,02576**
	(0,00657)	(0,01325)	(0,01025)
Vivienda: con hipoteca	−0,07600**	−0,11620***	−0,16833***
	(0,02964)	(0,03910)	(0,05651)
Vivienda: arrienda	0,09894**	0,35762***	0,44697***
	(0,04115)	(0,06524)	(0,08240)
Riesgo: alto	0,03853	0,01823	0,08757
	(0,02672)	(0,06926)	(0,18843)
Riesgo: medio	0,08088***	−0,13291**	−0,07742
	(0,03057)	(0,06543)	(0,11299)
Riesgo: ninguno	0,05174	−0,25162***	−0,28983***
	(0,03232)	(0,06183)	(0,10008)
Constante	1,09746***	3,61418***	2,62691***
	(0,13952)	(0,58880)	(0,74907)
Efectos fijos de país	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de levantamiento	Sí	Sí	Sí
Tipo de hogar	Sí	Sí	Sí
Observaciones	73.099	70.615	73.099
R^2	0,211	0,260	0,226

Nota. Elaboración propia. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$. Errores estándar agrupados por país y levantamiento entre paréntesis. Las tres variables dependientes son razones respecto del ingreso bruto anual del hogar, construidas sobre el saldo en cuentas de ahorro, el agregado de activos financieros observados y los activos líquidos netos del Banco Central Europeo. Categorías de referencia: educación primaria, sexo masculino, propietario sin hipoteca, disposición a asumir riesgos sustanciales, levantamiento de 2014. Estimación por mínimos cuadrados ponderados con el ponderador poblacional del hogar.

Tabla 21: Estimación completa: portafolio, endeudamiento y gasto

Variable	Fondos mutuos	Deuda/ing.	Carga	Gasto
Riesgo percibido	−0,00005**	−0,00190***	−0,00014**	−0,00083***
	(0,00002)	(0,00069)	(0,00007)	(0,00017)
Ingreso (IHS)	0,00352***	−1,18078***	−0,11801***	0,08894***
	(0,00119)	(0,11399)	(0,01314)	(0,01271)
Riqueza neta (IHS)	0,01105***	0,21053***	0,02675***	0,07051***
	(0,00149)	(0,02023)	(0,00313)	(0,00677)
Edad	−0,00035	−0,00950	0,00193	0,00297*
	(0,00077)	(0,01897)	(0,00137)	(0,00180)
Edad al cuadrado	0,00001	−0,00017	−0,00002	0,00001
	(0,00001)	(0,00022)	(0,00002)	(0,00002)
Tamaño del hogar	−0,00142	0,04440	0,00918**	0,10102***
	(0,00214)	(0,04298)	(0,00395)	(0,01352)
Educ.: secundaria baja	0,00034	0,11637	0,00229	0,02789
	(0,00326)	(0,07526)	(0,00809)	(0,02910)
Educ.: secundaria alta	0,00006	0,11063	−0,00842	0,09286***
	(0,00562)	(0,06837)	(0,00721)	(0,02296)
Educ.: terciaria	0,01255***	0,41941***	0,00373	0,21806***
	(0,00470)	(0,07174)	(0,00848)	(0,02433)
Sexo: mujer	0,00210	0,00764	−0,00380	−0,02367***
	(0,00224)	(0,04212)	(0,00277)	(0,00774)
Vivienda: con hipoteca	0,00014	1,40352***	0,10191***	0,03049***
	(0,00300)	(0,07959)	(0,00552)	(0,00943)
Vivienda: arrienda	0,01290***	−0,35349***	0,00614	0,07285***
	(0,00369)	(0,08780)	(0,00789)	(0,01536)
Riesgo: alto	0,03753*	0,00372	−0,01338	0,00714
	(0,02191)	(0,16767)	(0,01253)	(0,03916)
Riesgo: medio	0,01124	−0,26691**	−0,02448**	−0,04264
	(0,01064)	(0,11596)	(0,01153)	(0,03151)
Riesgo: ninguno	−0,03744***	−0,44814***	−0,03948***	−0,08529***
	(0,00820)	(0,12178)	(0,01272)	(0,03197)
Constante	−0,13986***	12,24353***	1,04903***	5,39308***
	(0,01947)	(1,22434)	(0,12020)	(0,16617)
Efectos fijos de país	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de levantamiento	Sí	Sí	Sí	Sí
Tipo de hogar	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	70.825	41.153	41.148	73.317
R^2	0,093	0,348	0,348	0,431

Nota. Elaboración propia. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$. Errores estándar agrupados por país y levantamiento entre paréntesis. Las variables dependientes son la participación de los fondos mutuos en los activos financieros, la razón entre el total de pasivos y el ingreso bruto, la razón entre el servicio anual de la deuda y el ingreso bruto, y el gasto mensual en transformación del inverso del seno hiperbólico. Las dos razones de endeudamiento están definidas únicamente para los hogares endeudados, lo que explica su menor número de observaciones, y reciben valor perdido en los hogares con ingreso no positivo antes del recorte de valores extremos. Categorías de referencia y método de estimación según la nota de la tabla anterior.

Los coeficientes de los controles presentan en general signos consistentes con lo esperado

y sirven como verificación de la especificación. Conviene comentar cuatro bloques.

El ingreso aparece con signo negativo en las tres medidas del colchón financiero y en las dos razones de endeudamiento, y positivo en el gasto y en la participación de fondos mutuos. El patrón es mecánico y no sustantivo: en las cinco primeras columnas la variable dependiente es una razón cuyo denominador es el propio ingreso, de modo que un denominador mayor reduce la razón por construcción. En la columna del gasto, donde el ingreso no aparece en el denominador, el coeficiente es positivo, con una elasticidad estimada de 0,089.

La actitud frente al riesgo opera de manera coherente en las columnas donde cabe esperarlo. Respecto de los hogares dispuestos a asumir riesgos sustanciales, aquellos que declaran no asumir riesgo alguno mantienen menos activos financieros sobre ingreso, menos activos líquidos netos, una menor participación de fondos mutuos, un menor nivel de endeudamiento, una menor carga financiera y un gasto menor, en los seis casos con significancia al 1 %. La única columna donde el control no discrimina es la del saldo en cuentas de ahorro, donde el coeficiente es positivo y no significativo. Ese resultado es coherente con la naturaleza del instrumento: una cuenta de ahorro no involucra riesgo de capital, de modo que la disposición a asumirlo no debería gobernar cuánto se mantiene en ella. El control captura, en consecuencia, la dimensión de preferencias que pretendía aislar, y lo hace de manera selectiva.

El régimen de tenencia de la vivienda muestra el patrón esperado y de magnitud creciente con la amplitud de la medida. Los hogares con deuda hipotecaria presentan una razón de deuda sobre ingreso considerablemente mayor, de 1,40 años de ingreso adicionales respecto de los propietarios sin hipoteca, y una carga financiera más elevada en algo más de diez puntos porcentuales del ingreso, y mantienen menos colchón financiero en las tres medidas. Los arrendatarios, en el extremo opuesto, mantienen más activos líquidos en relación con su ingreso, con un coeficiente que

crece de 0,099 en cuentas de ahorro a 0,447 en activos líquidos netos, y registran un endeudamiento relativo menor. Ambos patrones resultan coherentes con que la compra de vivienda inmovilice recursos que de otro modo permanecerían disponibles y comprometa ingreso futuro en el servicio del crédito.

La edad presenta una relación en forma de U en las dos medidas más amplias del colchón financiero, con coeficiente lineal negativo y cuadrático positivo, ambos significativos al 1 %. El punto de inflexión se sitúa en torno a los 38 años en los activos líquidos netos. Este perfil es el que predice la hipótesis del ciclo de vida de Modigliani y Brumberg (1954): el hogar joven destina sus recursos a la formación de patrimonio inmobiliario y familiar, y recompone hacia activos disponibles en la segunda mitad de su vida laboral. La educación, por su parte, se asocia positivamente con el colchón financiero en las tres medidas y con la participación en fondos mutuos, patrón habitual en la literatura de portafolio de hogares y consistente con la evidencia sobre alfabetización financiera.

14.2 Anexo B: Estadística Descriptiva Complementaria

Tabla 22: Estadísticos descriptivos de las variables dependientes

Variable	N	Media	Mediana	D.E.	Máximo
Riesgo percibido (0 a 100)	77.968	16,81	4,00	24,16	100,00
Cuentas de ahorro sobre ingreso	77.737	0,38	0,02	5,59	895,52
Activos financieros sobre ingreso	74.688	0,94	0,24	14,65	2.856,52
Activos líquidos netos sobre ingreso	77.737	0,63	0,18	59,43	2.867,57
Participación de fondos mutuos	74.911	0,04	0,00	0,14	1,00
Razón deuda sobre ingreso	44.418	389,02	0,88	18.347,42	3.162.000,00
Carga financiera	44.412	3,22	0,12	128,44	16.750,00
Gasto mensual (euros)	77.968	1.273,14	1.000,00	1.172,93	60.000,00

Nota. Elaboración propia. Valores previos a cualquier tratamiento, con excepción de la participación de fondos mutuos, acotada entre cero y uno por construcción, y del gasto, que no se winsoriza. La magnitud de los máximos motiva el procedimiento descrito en el capítulo de metodología. La medida de activos líquidos netos registra un mínimo de -15.011, lo que corresponde a hogares cuyos pasivos de corto plazo exceden sus recursos disponibles. El máximo de 3.162.000 en la razón de deuda sobre ingreso corresponde a hogares con ingreso bruto nulo, cuya razón queda indefinida: esas observaciones reciben valor perdido antes del recorte, de modo que las dos razones quedan definidas sobre 44.303 y 44.297 observaciones respectivamente. Las estimaciones utilizan 41.153 y 41.148, porque requieren además que todos los controles estén observados.

Tabla 23: Distribución del riesgo percibido por tramo

Tramo	Frecuencia	Porcentaje
Declara 0	33.856	43,4
1 a 10	15.484	19,9
11 a 25	8.667	11,1
26 a 50	14.099	18,1
51 a 100	5.862	7,5
Total	77.968	100,0

Nota. Elaboración propia. Tramos empleados en la especificación categórica del capítulo de resultados. Un 25,6 % de los hogares declara una probabilidad superior al 25 %, y es en los tramos superiores de la escala donde la asociación con el gasto aparece con mayor claridad.

Tabla 24: Tenencia de instrumentos financieros

Instrumento	Hogares que lo mantienen
Algún activo financiero	96,1 %
Cuenta de ahorro	57,5 %
Fondos mutuos	9,7 %
Deuda (cualquier tipo)	57,0 %

Nota. Elaboración propia sobre la muestra de análisis. La proporción con deuda se obtiene de las observaciones con valor válido en las razones de endeudamiento, que están definidas únicamente para los hogares endeudados.

14.3 Anexo C: Verificaciones de Consistencia de las Variables

El extracto no fue acompañado de un diccionario de variables. La correspondencia entre las columnas disponibles y los conceptos que miden se estableció contrastando los códigos informados contra el catálogo del Banco Central Europeo, y verificando para cada variable una relación que necesariamente debe cumplirse si mide lo que su nombre sugiere. La Tabla 25 documenta esas verificaciones.

Tabla 25: Verificaciones de consistencia interna de las variables

Variable	Relación que debe cumplirse	Resultado observado	Veredicto
Ponderador	La suma de los ponderadores de un país equivale a su número total de hogares	Razones entre 0,95 y 1,13 en los veintiún países con dato de referencia	Confirmada
Ingreso del hogar	En un hogar unipersonal el ingreso del hogar coincide con el de su único integrante	Razón de 1,00 exacta sobre 14.022 observaciones, creciente con el tamaño del hogar hasta 5,47	Corregida: el denominador de `stock_rel` es el ingreso de la persona de referencia y no el del hogar
Situación laboral	La pregunta de riesgo percibido se formula solo a quienes trabajan	En las categorías 1 y 2, el 54,4 % y el 51,5 % de los hogares registran el dato, frente a menos del 9 % en el resto	Confirmada
Actitud frente al riesgo	La tenencia de instrumentos riesgosos decrece al aumentar la aversión declarada	De 19,0 % en las tres primeras categorías a 4,6 % en la cuarta	Confirmada
Tenencia de vivienda	Los propietarios con hipoteca registran la mayor razón de endeudamiento	Mediana de 1,71 frente a 0,20 y 0,18 en las otras dos categorías	Confirmada
Nivel educacional	El ingreso crece con el nivel educacional	Mediana de 24.385 a 55.800 euros a lo largo de las cuatro categorías	Confirmada
Riqueza neta	La riqueza neta es negativa en entre el 4 % y el 5 % de los hogares	Ningún valor negativo y 2.349 observaciones sin dato, con activos líquidos netos medianos de -4.800 euros	Confirmada como `DN3001`; los negativos están codificados como valor perdido
Gasto	Un total declarado en una sola pregunta presenta amontonamiento en valores redondos	Mediana exactamente en mil euros y concentración elevada en múltiplos de cien	Confirmada como `HI0220`, agregado parcial por diseño
Razón de endeudamiento	Al dividirla por la razón de servicio de deuda, el cociente debe corresponder al plazo pendiente del crédito	Mediana de 10,8 años entre propietarios con hipoteca y cercana a 3 en el resto	Corregida: el denominador es el ingreso, no los activos
Identificador de hogar	Entre 2014 y 2017 la persona de referencia aparece unos tres años mayor	Mediana de cinco años, diferencia negativa en el 24,3 % de los pares	Descartada como vínculo de panel
Agregados financieros	Si `stock` contuviera a `invest`, el cociente entre ambos no podría superar la unidad	2.078 de los 7.534 hogares con fondos mutuos, un 27,6 %, registran `invest` mayor que `stock`	Corregida: `invest` no está contenido en `stock`; la participación se construye sobre la suma de ambos

Nota. Elaboración propia. La cifra de referencia sobre riqueza neta negativa corresponde a una magnitud de uso corriente en la literatura sobre finanzas de los hogares de la zona euro, empleada aquí como orden de magnitud y no como valor exacto. Las verificaciones cuyo veredicto no es de confirmación simple se documentan en detalle en el capítulo de limitaciones. En la riqueza neta, el gasto y la razón de endeudamiento, la confirmación documental posterior de los códigos de origen validó el diagnóstico que el análisis de consistencia había establecido por vía indirecta. El veredicto sobre el identificador de hogar se estableció únicamente sobre los datos.

14.4 Anexo D: Código de Procesamiento y Estimación

El análisis se realizó en Python empleando las bibliotecas *pandas* para la manipulación de datos y *statsmodels* para la estimación econométrica. El código se organiza en tres bloques: construcción de la muestra, construcción de las variables y estimación de los modelos.

14.4.1. *Construcción de la muestra*

```
import numpy as np

import pandas as pd

import statsmodels.formula.api as smf



def cargar():

    """Une las dos bases mediante pais, hogar y levantamiento."""

    a = pd.read_csv('data_preg.csv')

    b = pd.read_csv('hfcs_encargo.csv', low_memory=False)

    return a.merge(b, on=['sa0100', 'sa0010', 'wave'],

                   suffixes=('_p', '_e'))



def limpiar(df):

    """Recodifica los codigos especiales del formato original."""

    df = df.copy()

    for c in ['lab_stat', 'housing_status']:

        df[c] = pd.to_numeric(df[c], errors='coerce')

    df.loc[df['edu'] < 0, 'edu'] = np.nan

    # Las categoricas vienen promediadas sobre los cinco

    # implicates, de modo que toman valores no enteros

    for c in ['risk_attitude', 'edu', 'marstat_e', 'sex_e']:

        if c in df.columns:

            df[c] = df[c].round()

    return df
```

```
def construir_muestra(df):
    """
    Aplica las tres primeras restricciones de la muestra.

    La cuarta, riqueza neta positiva, se aplica al final del
    bloque de ejecucion, despues de recortar los extremos.
    """
    df = df[df['wave'].isin([2, 3])]        # levantamientos 2014 y 2017
    df = df[df['losing_job'].notna()]       # con riesgo percibido
    df = df[df['lab_stat'].isin([1, 2])]    # persona de referencia ocupada
    return df.copy()
```

14.4.2. *Construcción de las variables*

```
def ihs(x):
    """Inverso del seno hiperbolico: admite cero y negativos."""
    return np.log(x + np.sqrt(x**2 + 1))



def construir_variables(df):
    """
    Construye las variables dependientes y los controles.

    Las columnas del extracto miden lo siguiente:
      stock     activos financieros observados, sin fondos
                mutuos, bonos ni seguros de vida con ahorro
```

```
    saving    saldo en cuentas de ahorro
    invest    valor de mercado de los fondos mutuos
    assets    activos liquidos netos (DNNLA)
    rat_deu   deuda total sobre ingreso bruto (DODIRATIO)
    serv_deu  servicio anual de la deuda sobre ingreso bruto
    income_e  ingreso bruto del hogar (DI2000)
    w         riqueza neta del hogar (DN3001)
    cons      gasto mensual en bienes y servicios (HI0220)
  """
  df = df.copy()

  # H2. Los fondos mutuos no forman parte de stock, de modo
  # que el denominador es la suma de los dos agregados. Asi
  # la participacion queda acotada entre cero y uno.
  df['fin_obs'] = df['stock'].fillna(0) + df['invest'].fillna(0)
  df['y_riesgoso'] = df['invest'].fillna(0) / df['fin_obs'].replace(0, np.nan)
  df['tiene_fondo'] = (df['invest'].fillna(0) > 0).astype(float)
  sin_dato = df['stock'].isna() & df['invest'].isna()
  df.loc[sin_dato, ['y_riesgoso', 'tiene_fondo']] = np.nan

  # H1. Tres medidas anidadas del colchon financiero, de la
  # mas estrecha a la mas amplia.
  df['y_ahorro'] = df['saving'].fillna(0) / df['income_e'].replace(0, np.nan)
  df['y_liquidez'] = df['stock'] / df['income_e'].replace(0, np.nan)
  df['y_neto'] = df['assets'] / df['income_e'].replace(0, np.nan)
  for c in ['y_ahorro', 'y_liquidez', 'y_neto']:
      df.loc[df['income_e'] <= 0, c] = np.nan
```

```
    # H3. Las dos razones comparten el ingreso bruto como
    # denominador, de modo que los hogares con ingreso no
    # positivo producen una razon indefinida. Hay que ponerlos
    # en valor perdido ANTES de recortar los extremos: recortar
    # un valor indefinido en el percentil 99 lo deja como un
    # numero grande que sigue sin significar nada.
    mal = df['income_e'] <= 0
    df['y_deuda'] = df['rat_deu'].where(~mal)
    df['y_carga'] = df['serv_deu'].where(~mal)

    # H4
    df['y_consumo'] = ihs(df['cons'])

    # Controles en transformacion
    df['ln_ingreso'] = ihs(df['income_e'])
    df['ln_riqueza'] = ihs(df['w'])

    # Quintiles de ingreso dentro de cada pais y levantamiento
    df['quintil'] = (df.groupby(['sa0100', 'wave'])['income_e']
                       .transform(lambda s: pd.qcut(s, 5, labels=False,
                                                    duplicates='drop') + 1))
    return df


def winsorizar(df, p=0.01):
    """
```

```
    Recorta en los percentiles p y 1-p las cinco razones.

    Se aplica despues de la limpieza de denominadores que hace
    construir_variables, no antes.
    """
    df = df.copy()
    for c in ['y_ahorro', 'y_liquidez', 'y_neto', 'y_deuda', 'y_carga']:
        df[c] = df[c].clip(lower=df[c].quantile(p),
                           upper=df[c].quantile(1 - p))
    return df
```

14.4.3. *Estimación de los modelos*

```
CONTROLES = ('ln_ingreso + ln_riqueza + age_e + I(age_e**2) '
             '+ C(edu) + C(sex_e) + h_members + C(home_type) '
             '+ C(housing_status) + C(risk_attitude)')

EFECTOS_FIJOS = 'C(sa0100) + C(wave)'

VARS_MODELO = ['losing_job', 'ln_ingreso', 'ln_riqueza', 'age_e',
               'h_members', 'edu', 'sex_e', 'home_type',
               'housing_status', 'risk_attitude', 'sa0100', 'wave']


def estimar(df, dep, indep='losing_job', peso='weight_hogar',
            grupos=('sa0100', 'wave'), extra=()):
    """
    MCO ponderado con efectos fijos de pais y levantamiento.
```

```
    El argumento indep admite las tres especificaciones del
    trabajo: el valor declarado, los tramos y la interaccion
    con los quintiles de ingreso. El argumento grupos permite
    reportar los tres criterios de agrupamiento que examina el
    capitulo de resultados.
    """
    formula = f'{dep} ~ {indep} + {CONTROLES} + {EFECTOS_FIJOS}'

    # Se eliminan los vacios de todas las variables del modelo,
    # no solo de la dependiente, para que el numero de filas
    # coincida con el de los ponderadores
    cols = set(VARS_MODELO) | {dep} | set(grupos) | set(extra)
    if peso:
        cols.add(peso)
    d = df.dropna(subset=[c for c in cols if c in df.columns]).copy()

    # El identificador de conglomerado debe ser numerico
    clave = d[grupos[0]].astype(str)
    for g in grupos[1:]:
        clave = clave + '_' + d[g].astype(str)
    d['cluster'] = pd.factorize(clave)[0]

    w = d[peso].values if peso else np.ones(len(d))
    return (smf.wls(formula, data=d, weights=w)
              .fit(cov_type='cluster',
                   cov_kwds={'groups': d['cluster'].values}))
```

```
# ------------------------------------------------------------

# Ejecucion

# ------------------------------------------------------------


# El recorte de extremos se calcula sobre los hogares que

# tienen el dato de riesgo, antes de la cuarta restriccion, de

# modo que los puntos de corte queden fijados una sola vez y no

# cambien entre especificaciones

muestra = construir_variables(construir_muestra(limpiar(cargar())))

df_todo = winsorizar(muestra)

df = df_todo[df_todo['w'] > 0].copy()   # muestra de analisis


df['tramo'] = pd.cut(df['losing_job'],

                     bins=[-0.1, 0, 10, 25, 50, 100],

                     labels=['0', '1-10', '11-25', '26-50', '51-100'])


DEPS = ['y_ahorro', 'y_liquidez', 'y_neto', 'y_riesgoso',

        'y_deuda', 'y_carga', 'y_consumo']


# Modelos principales

for dep in DEPS:

    r = estimar(df, dep)

    print(dep, r.params['losing_job'], r.pvalues['losing_job'])


# Sensibilidad al criterio de agrupamiento
```

```
for dep in DEPS:
    for g in [('sa0100', 'wave'), ('sa0100', 'sa0010'), ('sa0100',)]:
        r = estimar(df, dep, grupos=g)
        print(dep, g, r.bse['losing_job'])

# Especificacion en tramos
estimar(df, 'y_consumo', indep='C(tramo, Treatment(reference="0"))',
        extra=('tramo',))

# Interaccion con quintiles de ingreso
estimar(df, 'y_consumo', indep='losing_job * C(quintil)',
        extra=('quintil',))
```

15 Declaración de Uso de Herramientas de Inteligencia Artificial

Se utilizaron herramientas de inteligencia artificial como apoyo en dos aspectos de este trabajo, que se describen a continuación.

En la redacción del documento, para la revisión de estilo, claridad y consistencia interna del texto, y para la detección de inconsistencias entre las cifras reportadas en distintos capítulos.

En el procesamiento de los datos, para la escritura y la revisión del código en Python que construye la muestra y las variables, estima los modelos y genera las tablas reportadas, así como para el diseño de las verificaciones de consistencia que documenta el Anexo C.

La autora definió el problema de investigación, las preguntas, las hipótesis y la estrategia de estimación; estableció la construcción de cada variable y el tratamiento de los datos; revisó y validó el código empleado; y verificó los resultados reportados contra las salidas de su ejecución. La autora asume la responsabilidad por los datos, los métodos, los resultados y las conclusiones de esta memoria.

Referencias

Angrist J. D. y Pischke J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, Princeton.

Barceló C. y Villanueva E. (2016). The Response of Household Wealth to the Risk of Job Loss: Evidence from Differences in Severance Payments. *Labour Economics*, 39:35–54. https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.02.001.

Benito A. (2006). Does Job Insecurity Affect Household Consumption? *Oxford Economic Papers*, 58(1):157–181. https://doi.org/10.1093/oep/gpi041.

Carroll C. D. (1997). Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1):1–55. https://doi.org/10.1162/003355397555109.

Carroll C. D., Dynan K. E., y Krane S. D. (2003). Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3):586–604. https://doi.org/10.1162/003465303322369740.

Deaton A. (1991). Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, 59(5):1221–1248. https://doi.org/10.2307/2938366.

Du Caju P., Rycx F., y Tojerow I. (2016). Unemployment risk and over-indebtedness: A micro-econometric perspective. Working Paper 1908, European Central Bank, Frankfurt am Main.

Engen E. M. y Gruber J. (2001). Unemployment Insurance and Precautionary Saving. *Jour-*

nal of Monetary Economics, 47(3):545–579. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00051-4.

Eurostat (2026a). Part-time Employment and Temporary Contracts: Annual Data [lfsi_pt_a]. [Base de datos]. Recuperado el 10 de septiembre de 2026 de https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/lfsi_pt_a.

Eurostat (2026b). Unemployment by Sex and Age: Annual Data [une_rt_a]. [Base de datos]. Recuperado el 10 de septiembre de 2026 de https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/une_rt_a.

Friedman M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press.

Guiso L., Jappelli T., y Terlizzese D. (1992). Earnings Uncertainty and Precautionary Saving. *Journal of Monetary Economics*, 30(2):307–337. https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90064-9.

Guiso L., Jappelli T., y Terlizzese D. (1996). Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice. *The American Economic Review*, 86(1):158–172. https://www.jstor.org/stable/2118260.

Hall R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6):971–987. https://doi.org/10.1086/260724.

Household Finance and Consumption Network (2023). *The Household Finance and Consumption Survey: Methodological Report for the 2021 Wave*. Banco Central Europeo. Statistics Paper Series N°45. https://www.ecb.europa.eu.

Hubbard R. G., Skinner J., y Zeldes S. P. (1995). Precautionary Saving and Social Insurance. *Journal of Political Economy*, 103(2):360–399. https://doi.org/10.1086/261987.

Kimball M. S. (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, 58(1):53–73. https://doi.org/10.2307/2938334.

Kimball M. S. (1993). Standard Risk Aversion. *Econometrica*, 61(3):589–611.

Leland H. E. (1968). Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3):465–473. https://doi.org/10.2307/1879518.

Lugilde A., Bande R., y Riveiro D. (2017). Precautionary Saving: A Review of the Theory and the Evidence. [Documento de trabajo]. Recuperado de https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77511/.

Lusardi A. (1998). On the Importance of the Precautionary Saving Motive. *The American Economic Review*, 88(2):449–453. https://www.jstor.org/stable/116965.

Manski C. F. (2004). Measuring Expectations. *Econometrica*, 72(5):1329–1376. https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00537.x.

Modigliani F. y Brumberg R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. En Kurihara K. K., editor, *Post-Keynesian Economics*, pp. 388–436. Rutgers University Press, New Brunswick.

OECD (2026). Net Replacement Rates in Unemployment. [Base de datos]. Recuperado el 22 de septiembre de 2026 de https://taxben.oecd.org.

Rao J. N. K. y Wu C. F. J. (1988). Resampling Inference with Complex Survey Data. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401):231–241. https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478591.

Rubin D. B. (1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. John Wiley and Sons, New York.

Stephens M. (2004). Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1):253–269. https://doi.org/10.1162/003465304323023796.

Sullivan J. X. (2008). Borrowing during unemployment: Unsecured debt as a safety net. *Journal of Human Resources*, 43(2):383–412.