

¿Cómo se relaciona el impacto de la presión fiscal en los niveles de ahorro privado de Argentina durante 2018?

Alejo Jesús Arias

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Abierta Interamericana (UAI)

Contador Público / Trabajo Final de Grado

Prof. María Laura Rolla

Agosto de 2026

Contenido

Introducción **3**
Pregunta de Investigación 5
Objetivos 5
Objetivo General. 5
Objetivos Específicos. 5
Hipótesis de Trabajo 6
Estado del Arte **6**
Eje I: Presión Fiscal y Política Tributaria 7
Eje II: Ahorro Privado y Depósitos Bancarios como Variable Proxy 8
Eje III: Devaluación, Inflación e Ilusión Nominal 10
Eje IV: El Coeficiente de Correlación de Pearson como Herramienta Estadística 10
Marco Teórico y Conceptual **11**
Teoría de la Imposición y Restricción Presupuestaria 11
Teorías del Ahorro Precautorio y Restricción de Liquidez 14
Teoría de la Ilusión Nominal y Distorsión de Precios 18
Fundamento Econométrico del Coeficiente de Correlación de Pearson 21
Diseño Metodológico **25**
Análisis y Resultados **27**
Evolución de la Presión Fiscal Nacional durante el Ejercicio Fiscal 2018 27
Análisis del Nivel General de Precios y del Salario Real 30
Homogeneización de Bases: IPC y Salarios a Enero de 2018 = 100 31
Análisis de las Trayectorias Trimestrales y Dinámica del Pass-Through 33
Evolución del Ahorro Privado Real y la Corrección de la Ilusión Nominal 34
Análisis de Correlación: Interacción entre la Presión Fiscal y el Ahorro Real 37
Conclusiones **41**
Referencias **46**

Introducción

Justificación

La relevancia de esta investigación se apoya en la necesidad de generar evidencia empírica sobre la relación entre la política fiscal y la formación de capital privado, un componente relevante para la estabilidad del sistema financiero. Resulta fundamental profundizar en el estudio de la relación entre la carga tributaria y los niveles de ahorro, puesto que este último representa la porción del ingreso disponible que los agentes económicos destinan a la inversión o la previsión, constituyendo la base de la autonomía financiera de los hogares. Desde la perspectiva de las ciencias económicas y la actuación del profesional contable, la importancia de este estudio radica en la capacidad de diagnosticar con precisión técnica los límites de la capacidad contributiva, evaluando cómo las decisiones de recaudación estatal pueden alterar el comportamiento microeconómico de los agentes formales en contextos de alta volatilidad. La elección del recorte temporal correspondiente al ejercicio fiscal 2018 surge, de manera directa, en el marco de la cátedra de Derecho Tributario y Finanzas Públicas, a partir de un análisis orientado a evaluar el impacto real de la Ley de Reforma Tributaria N.º 27.430, sancionada a fines de 2017. La delimitación se fijó específicamente en el año 2018 debido a que este representó el periodo de entrada en vigencia y plena aplicación de dicha normativa sobre los agentes económicos. Al examinar los agregados de ese ejercicio para contrastar los efectos de la ley surgió una paradoja relevante para el análisis contable: al revisar los registros oficiales, se detectó una notable ilusión nominal en las variables, donde los informes de la administración tributaria reflejaban un incremento en la recaudación impulsado por estas modificaciones normativas de emergencia y el restablecimiento de derechos de exportación, mientras que, de forma simultánea, los reportes del Banco Central de la República Argentina denotaban saldos

nominales de depósitos a plazo fijo en niveles elevados debido a políticas monetarias de tasas contractivas diseñadas para contener la volatilidad cambiaria. Una lectura lineal e individual de estos indicadores sugeriría, de forma errónea, que el sector privado conservaba una sólida capacidad de excedente financiero y ahorro. El problema de investigación surge de que estas variables se presentan de forma fragmentada entre distintos organismos oficiales, sin un indicador público unificado que relacione directamente la recaudación fiscal con la liquidez del sistema financiero. Al contrastar esta ilusión nominal con los índices de precios y salarios publicados de forma independiente por el INDEC, se devela que la devaluación y la inflación acumulada del 47,6% redujeron el salario real del sector registrado, reduciendo el margen de ingreso disponible real para el ahorro genuino. El año 2018 se justifica entonces como un período de estrés macroeconómico adecuado para este análisis, que requiere unificar y procesar series de datos que el Estado publica de forma separada. Para abordar esta desconexión entre los balances oficiales, se adopta el Coeficiente de Correlación de Pearson (r) como herramienta metodológica central, ya que permite cuantificar estadísticamente la relación entre las variables más allá de su descripción cualitativa. La pertinencia de esta herramienta para el análisis de variables macroeconómicas fue mostrada por Teixeira (2024), quien estudió los factores del crecimiento económico en Portugal y la eurozona: el uso de correlaciones de Pearson permitió establecer la dirección y la intensidad de la relación entre la carga fiscal y el ingreso disponible, con coeficientes de .830 y .940 que respaldan la dependencia del ahorro y el consumo respecto de la política tributaria. Este antecedente confirma que el coeficiente de Pearson es una herramienta adecuada para cuantificar la asociación lineal entre la presión fiscal y el ahorro, y permite a esta tesis validar o refutar la hipótesis de una relación inversamente proporcional entre ambas variables. Su aplicación permite además identificar si el aumento de la presión fiscal

efectiva se traduce en un desplazamiento de los depósitos del sector privado, aportando un diagnóstico cuantitativo sobre la interacción entre las finanzas públicas y la capacidad de ahorro de los agentes económicos en la Argentina.

Pregunta de Investigación

¿Cómo se relaciona el impacto de la presión fiscal en los niveles de ahorro privado de Argentina durante 2018?

Objetivos

Objetivo General. Analizar la relación entre la presión fiscal y la capacidad de ahorro privado en Argentina durante el año 2018, considerando las principales variables macroeconómicas que incidieron en el poder adquisitivo. Este objetivo se cumple en la fase de Conclusión y Discusión, donde se integra el coeficiente de correlación (r) obtenido en el Objetivo Específico 3 (la relación estadística) con el análisis de la evolución de las variables de contexto (inflación y salario real del Objetivo Específico 2) para explicar por qué se observa (o no) una relación negativa, validando o refutando la hipótesis.

Objetivos Específicos.

1. Identificar y cuantificar la evolución de la presión fiscal a la que estuvo sujeto el sector privado argentino durante 2018. Para ello, se construye la serie de la Presión Fiscal Trimestral (PFT) dividiendo la Recaudación Tributaria Total Trimestral (obtenida del Excel de ARCA/AFIP) por el Producto Bruto Interno (PBI) Trimestral (obtenido del INDEC) en cada uno de los cuatro trimestres del año, presentando los resultados en tablas y gráficos de línea.

2. Examinar el comportamiento del salario real y del nivel general de precios en el mismo período. Se obtiene la serie de tiempo mensual de 2018 para el Índice de Precios al Consumidor (IPC) y el Índice de Salarios (IS), ambos del INDEC. El nivel de precios se

cuantifica a través de la variación anual del IPC (47,6% a diciembre de 2018), y el salario real se calcula deflactando el Índice de Salarios Nominal con el IPC (IS/IPC), proporcionando así el contexto de pérdida de poder adquisitivo que afecta la capacidad de ahorro de los hogares formales.

3. Determinar si existió una correlación negativa entre el aumento de la carga tributaria y la capacidad de ahorro del sector privado. Para ello, se aplica un Análisis de Correlación Bivariada, sincronizando las series de Presión Fiscal Trimestral (PFT) y de Depósitos a Plazo Fijo del Sector Privado Trimestral (obtenido del BCRA). Luego, se calcula el Coeficiente de Correlación de Pearson (r) entre ambas variables, de modo que un valor de r cercano a -1 confirmaría la hipótesis de una relación negativa.

Hipótesis de Trabajo

La presión fiscal en Argentina durante el año 2018 afectó negativamente la capacidad de ahorro del sector privado argentino.

Estado del Arte

La construcción de los antecedentes de este trabajo enfrenta una limitación de origen: en la Argentina no existe un indicador público unificado que relacione de manera directa la recaudación fiscal con la evolución de la liquidez del sistema financiero. Por ese motivo, el Estado del Arte no busca un antecedente que reproduzca exactamente este problema de investigación, sino que reúne aportes de literatura científica con referato que respaldan, cada uno desde un ángulo distinto, las variables y la metodología utilizadas en esta tesis.

Los antecedentes se organizan en cuatro ejes: la presión fiscal como variable independiente, el ahorro privado y los depósitos bancarios como variable dependiente proxy, las

variables de contexto macroeconómico (devaluación e inflación) y la validez del Coeficiente de Correlación de Pearson como herramienta estadística.

Eje I: Presión Fiscal y Política Tributaria

Los estudios sobre la carga impositiva en Argentina y la región constituyen la base empírica para entender cómo la recaudación estatal afecta los excedentes de los agentes económicos formales.

En el plano nacional, Rossignolo (2015), en su investigación titulada *"Impactos sobre la equidad de los cambios en la política tributaria en Argentina"* (publicada en el portal indexado *Dialnet*), estudia los efectos de las reformas impositivas sobre la recaudación consolidada en Argentina. El autor muestra que los cambios en la base imponible y en las alícuotas directas e indirectas afectan de forma desigual los recursos disponibles del sector privado. Este antecedente es relevante para la tesis porque respalda la idea de que las reformas tributarias funcionan como un choque externo sobre el ingreso disponible de los contribuyentes, lo que justifica tomar la presión fiscal como variable independiente capaz de modificar el comportamiento financiero de los agentes económicos.

En la misma línea, Fino (2022), en su artículo con referato *"Argentina ¿es un país con alta presión fiscal?"*, examina la evolución y la composición de la carga tributaria en el país. A partir de un análisis comparativo entre la recaudación fiscal total y el Producto Bruto Interno (PBI), el estudio mide los niveles de saturación del sistema tributario formal. Este antecedente se vincula con el primer objetivo específico de la tesis, ya que aporta criterios para diagnosticar los límites de la capacidad contributiva del sector registrado antes de cruzarla con variables financieras.

A nivel regional, Cobeña Andrade (2025), en su obra *"Desigualdad y presión fiscal en Sudamérica entre 2000-2020"*, analiza con series de datos temporales el comportamiento de la recaudación fiscal en economías emergentes de América del Sur. El estudio muestra que los aumentos sostenidos en la presión fiscal efectiva reducen la acumulación interna del sector privado y debilitan la formación de capital. Este antecedente aporta un marco empírico regional que respalda la hipótesis de trabajo, al mostrar cómo la absorción de recursos por parte del Estado afecta negativamente la capacidad de ahorro de los hogares y las empresas formales.

Eje II: Ahorro Privado y Depósitos Bancarios como Variable Proxy

Dado que las cuentas nacionales de la Argentina no cuentan con una serie pública mensual o trimestral directa sobre el ahorro neto de las familias, la literatura especializada respalda el uso de agregados del sistema financiero como variables de aproximación (*proxy*).

En esta línea, Lanteri (2007), en su trabajo *"Ahorro y crecimiento: alguna evidencia para la economía argentina, 1970-2004"* (publicado en *Economía Mexicana. Nueva Época*), analiza los determinantes de las tasas de ahorro nacional en Argentina entre 1970 y 2004. El autor encuentra que el ahorro nacional y la inversión doméstica están correlacionados positivamente, con un vínculo más fuerte en los periodos de mayores restricciones a la movilidad internacional de capitales, y que el crecimiento del PIB antecede, en sentido de Granger, a los cambios en el ahorro privado. Este antecedente fundamenta la variable dependiente de la tesis al mostrar que el ahorro privado argentino responde de manera sistemática a las condiciones macroeconómicas y a la apertura de la cuenta capital.

Un antecedente metodológico relevante en este sentido es el de Guerrero de Lizardi (2015), quien en su artículo *"Un enfoque imperfecto para medir la distribución de la riqueza financiera y no financiera de los hogares en México"* (publicado en *Economía Informa*,

UNAM), recurre a bienes de consumo durable como variable de aproximación ante la ausencia de series oficiales completas sobre la riqueza de los hogares en México. Este antecedente respalda metodológicamente el uso de proxies observables cuando la información financiera disponible está fragmentada o incompleta. En la misma línea, otros análisis de agregados monetarios muestran que los depósitos a plazo fijo del sector privado no siempre representan ahorro genuino o acumulación de riqueza, sino que muchas veces funcionan como un resguardo transitorio de liquidez frente a la devaluación.

En un sentido metodológico similar, Coremberg (2000), en su artículo *"El precio de la vivienda en Argentina: un análisis econométrico de sus determinantes fundamentales"* (publicado en *Papeles de Población*), toma el precio de la vivienda como indicador habitual para aproximar la evolución de la riqueza real del sector privado en Argentina, ante la escasez y la debilidad de los indicadores oficiales existentes sobre el sector inmobiliario. El autor construye esta aproximación a partir de series privadas de precios y de costos de construcción, dada la ausencia de series públicas confiables y homogéneas. Este antecedente refuerza la lógica seguida en esta tesis: cuando la información oficial es incompleta o está fragmentada, resulta metodológicamente válido recurrir a variables de aproximación construidas a partir de fuentes alternativas.

Este conjunto de antecedentes respalda el tercer objetivo específico de la tesis: valida que, en contextos de volatilidad cambiaria, las colocaciones a plazo fijo del sector privado reflejan la liquidez remanente del circuito formal, lo que permite usar la variación de depósitos bancarios como proxy de la capacidad de ahorro.

Eje III: Devaluación, Inflación e Ilusión Nominal

El recorte del año 2018 corresponde a un período de alta volatilidad macroeconómica, que debe entenderse a la luz de los antecedentes de crisis cambiarias en el país.

Para explicar la paradoja de los balances de 2018, donde la recaudación y los depósitos nominales crecían mientras el poder adquisitivo se contraía, resulta relevante el trabajo de Wahren (2015), titulado *"Causas y efectos de las devaluaciones en Argentina"*. El autor analiza los canales por los cuales los shocks cambiarios se trasladan a los precios (*pass-through*), generando regresividad en la distribución del ingreso y una caída del salario real del sector registrado.

Este antecedente se relaciona directamente con el segundo objetivo específico de la tesis, ya que permite explicar la ilusión nominal en las variables macroeconómicas. El estudio de Wahren sustenta por qué una lectura lineal de los indicadores fiscales y bancarios es errónea si no se deflactan con el Índice de Precios al Consumidor (IPC), lo cual fundamenta que la inflación acumulada del 47,6 % en 2018 redujo en términos reales el ingreso disponible para el ahorro.

Eje IV: El Coeficiente de Correlación de Pearson como Herramienta Estadística

El uso de técnicas paramétricas en una investigación contable y económica requiere justificar previamente la pertinencia matemática de la herramienta estadística elegida.

El principal antecedente metodológico de este enfoque es el estudio de Teixeira (2024), titulado *"Key Drivers of Economic Growth in Portugal and the Eurozone"* (publicado en la revista *International Journal of Economic, Business and Management Research*). En este trabajo cuantitativo, la autora determina la intensidad y el sentido de la relación lineal entre variables macroeconómicas continuas, aplicando el Coeficiente de Correlación de Pearson (r). El uso de

esta herramienta permitió establecer que la carga fiscal (*tax burden*) tiene una dependencia lineal estrecha con variables de consumo y ahorro, con coeficientes de $.830$ y $.940$.

Este antecedente confirma que el coeficiente de Pearson (r) es una herramienta adecuada para medir la asociación lineal entre la presión fiscal y las tasas de ahorro. Tomar como referencia a Teixeira permite validar o refutar, de forma bivariada, la hipótesis de una relación inversamente proporcional entre ambas variables con un nivel de certeza estadístico aceptado por la disciplina.

Marco Teórico y Conceptual

Teoría de la Imposición y Restricción Presupuestaria

El estudio de las finanzas públicas dentro de la ciencia económica contemporánea sitúa su objeto central en el análisis analítico de la actividad del sector público y las vías a través de las cuales el Estado influye en la asignación de recursos y la distribución de la renta (Gruber, 2016; Rosen, 2008). Desde una perspectiva macroeconómica e institucional, la obtención de recursos por parte del sector público representa una detracción coactiva de riqueza desde las economías privadas hacia las arcas fiscales, transformando de manera directa el flujo presupuestario de los agentes económicos formalizados (Villegas, 2001). El examen de esta interacción requiere la articulación de un marco conceptual donde la política tributaria sea entendida no solo como un instrumento de recaudación para la cobertura del gasto público, sino como una variable exógena capaz de alterar las decisiones microeconómicas de consumo, inversión y acumulación de capital (Gruber, 2016; Rosen, 2008).

Para desentrañar el mecanismo a través del cual la carga impositiva condiciona la formación de excedentes financieros en el sector privado, resulta indispensable recurrir a la identidad macroeconómica fundamental de la restricción presupuestaria de los hogares.

Conforme a los principios de la contabilidad nacional y la teoría macroeconómica del equilibrio de largo plazo, el ahorro privado se conceptualiza de manera exacta como la porción del ingreso disponible que les queda a los hogares después de pagar sus impuestos y destinar recursos a su consumo habitual (Mankiw, 2012). Esta relación se formaliza mediante la ecuación estructural:

$$S = Y - T - C \quad (1)$$

Donde S representa el ahorro privado acumulado, Y constituye el ingreso nacional bruto o renta total de los factores productivos, T equivale a la suma de la totalidad de los tributos detraídos por los diferentes niveles de gobierno (netos de transferencias) , y C indica el gasto agregado en consumo (Mankiw, 2012).

A partir de esta restricción presupuestaria, se devela el canal de transmisión directo de la variable impositiva sobre la liquidez del sector privado. El término $(Y - T)$ define formalmente el ingreso disponible de los agentes económicos; por ende, ante un nivel de renta nominal determinado (Y), cualquier incremento discrecional en el nivel de presión fiscal efectiva (T) provoca una contracción matemática e inmediata de dicho ingreso disponible (Mankiw, 2012). En contextos de alta volatilidad macroeconómica y aceleración inflacionaria, el gasto en consumo de subsistencia (C) tiende a exhibir una marcada rigidez a la baja debido a la inelasticidad de la canasta básica de alimentos y servicios esenciales. Por consiguiente, ante la imposibilidad de contraer el consumo de forma proporcional a la detracción impositiva, el ahorro privado (S) actúa como la variable de ajuste absorbente, experimentando una disminución real y sistemática en el circuito formalizado de la economía.

La distorsión que esta pérdida de excedente líquido genera sobre las decisiones de los agentes económicos se fundamenta teóricamente en la economía del bienestar y la teoría de la imposición óptima. Las fuerzas del libre mercado y el comportamiento maximizador de los

individuos presuponen que el ajuste libre de precios maximiza la eficiencia social y el excedente total de la economía (Gruber, 2016; Rosen, 2008). Sin embargo, la introducción de impuestos perturba este equilibrio al alterar los precios relativos de los factores y los bienes (Rosen, 2008). Cuando el Estado eleva la presión fiscal efectiva, genera una cuña fiscal que reduce el rendimiento neto de la actividad económica formalizada, provocando un efecto de sustitución donde las empresas y los individuos modifican sus conductas, alejándose de los puntos de optimización económica y maximización del excedente productivo (Gruber, 2016; Rosen, 2008).

Esta contracción de los recursos líquidos privados en favor del financiamiento de las erogaciones corrientes del sector público configura el denominado efecto de desplazamiento o *crowding-out* desde una perspectiva macrofinanciera. Las teorías de la hacienda pública sostienen que el Estado, al incrementar las exacciones tributarias sobre el circuito formalizado, absorbe recursos reales que, de otro modo, habrían permanecido dentro del sistema financiero privado bajo la forma de depósitos o inversiones productivas (Gruber, 2016; Rosen, 2008). El encarecimiento del costo de cumplimiento y la consecuente reducción del flujo de fondos disponible castigan el esfuerzo y destruyen la capacidad microeconómica de previsión individual, limitando la acumulación interna de capital y deprimiendo el ahorro presente de los hogares formalizados.

En el plano del derecho constitucional tributario, la legitimidad de esta potestad extractiva del Estado se encuentra rígidamente condicionada por principios jurídicos esenciales que protegen el patrimonio del sector privado (Villegas, 2001). El principio de capacidad contributiva establece que las cargas impositivas deben estructurarse de manera obligatoria sobre la base de la aptitud económica real del contribuyente, actuando como la garantía sustancial de justicia fiscal dentro del ordenamiento jurídico (Villegas, 2001). Cuando el legislador diseña los

hechos imponibles del sistema tributario, debe seleccionar manifestaciones objetivas de riqueza que funcionen como índices fidedignos de dicha capacidad de pago (Villegas, 2001).

Si la presión impositiva consolidada excede los límites de esta aptitud económica, el sistema entra en colisión directa con el principio de no confiscatoriedad. La doctrina y la jurisprudencia constitucional han establecido de forma reiterada que un tributo, o la acumulación de diversos gravámenes sobre una misma base imponible, adquiere un carácter confiscatorio cuando absorbe una porción sustancial de la propiedad o de la renta legítima del contribuyente, fijándose históricamente un tope del 33% como umbral analítico de validez para evitar la destrucción del capital subyacente (Villegas, 2001). En consecuencia, cuando la presión fiscal efectiva supera los límites de la capacidad contributiva real y se aproxima a niveles confiscatorios, el sistema tributario deja de actuar como un mecanismo equitativo de financiamiento de los servicios públicos para convertirse en un elemento de distorsión macroeconómica que anula el margen de ingreso disponible y satura la capacidad de previsión y ahorro genuino de los agentes económicos del circuito formal.

Teorías del Ahorro Precautorio y Restricción de Liquidez

El análisis del ahorro privado y su sensibilidad frente a la política fiscal requiere un examen exhaustivo de los fundamentos microeconómicos que rigen las decisiones de consumo e inversión a lo largo del tiempo. En la ciencia macroeconómica moderna, el comportamiento de las economías domésticas no se encuentra determinado de manera exclusiva por los flujos de caja del período corriente, sino por una planificación optimizadora intertemporal en la cual los agentes distribuyen sus recursos con el objetivo de maximizar su utilidad a lo largo del ciclo vital (Mankiw, 2014; Romer, 2006). Esta asignación racional de recursos implica la existencia de una estrecha vinculación entre la detracción impositiva ejercida por el Estado y la capacidad real de

acumulación de activos financieros líquidos en el sector privado (Williamson, 2012). Cuando el sector público altera el nivel de presión fiscal efectiva, impacta de forma directa sobre el ingreso disponible corriente, desencadenando respuestas conductuales que modifican la propensión marginal al consumo y la dinámica de las colocaciones bancarias del circuito formalizado (Mankiw, 2014; Williamson, 2012).

La base fundamental de este comportamiento intertemporal se halla en la hipótesis del ingreso permanente y el modelo del ciclo vital, enfoques teóricos que postulan que los consumidores buscan mantener una trayectoria de consumo relativamente estable y suavizada frente a las fluctuaciones transitorias de sus rentas corrientes (Mankiw, 2014; Romer, 2006). Bajo este esquema optimizador, cuando los agentes económicos perciben un incremento nominal en sus ingresos o una modificación tributaria, evalúan de manera previsora si dicho cambio reviste un carácter permanente o transitorio antes de alterar sus decisiones de gasto (Mankiw, 2014). Si una reforma fiscal disminuye de forma transitoria el ingreso disponible actual mediante impuestos extraordinarios, la teoría predice que las economías domésticas, en su afán por suavizar el consumo, no contraerán su gasto corriente en la misma cuantía del impuesto, sino que absorberán la pérdida de liquidez reduciendo de forma inmediata su nivel de ahorro o liquidando depósitos preexistentes en el sistema financiero (Mankiw, 2014; Williamson, 2012).

Este canal de transmisión se vuelve más complejo cuando se introduce el factor de la incertidumbre en los flujos de renta futuros, dando origen a la teoría del ahorro precautorio o de existencias reguladoras. Cuando los agentes económicos se enfrentan a un entorno macroeconómico inestable o a una alta volatilidad institucional en la política fiscal, la previsibilidad del ingreso disponible de largo plazo se deteriora (Romer, 2006). Bajo estas circunstancias, los individuos racionales no se limitan a planificar su consumo en función de la

renta media esperada, sino que constituyen de forma endógena un fondo de reserva o colchón de seguridad líquida para protegerse frente a posibles caídas severas de sus ingresos futuros (Romer, 2006). El motivo precautorio provoca que, ante una mayor incertidumbre fiscal, los hogares prefieran sacrificar parte de su consumo presente para acumular activos financieros de alta liquidez y corto plazo, tales como los depósitos a plazo fijo en el sistema bancario comercial, transformando a estos agregados monetarios en un termómetro directo del nivel de riesgo percibido por los contribuyentes (Mankiw, 2014; Romer, 2006).

No obstante, la capacidad de las economías domésticas para coordinar eficientemente sus decisiones interatemporales y suavizar su consumo se encuentra supeditada a la ausencia de fricciones en el mercado de crédito. La realidad de los sistemas financieros modernos demuestra la existencia generalizada de restricciones de liquidez y de endeudamiento que impiden a un porcentaje significativo de la población acceder libremente al financiamiento privado (Williamson, 2012). Estas imperfecciones del mercado crediticio emergen de manera endógena debido a fenómenos estructurales como la información asimétrica y el compromiso limitado (Williamson, 2012). Las instituciones bancarias no poseen información perfecta sobre la verdadera capacidad crediticia de los tomadores de préstamos, lo que genera una prima de riesgo o diferencial de tipos de interés que encarece de forma selectiva el acceso al crédito para los sectores que carecen de garantías reales (Williamson, 2012). Asimismo, ante la falta de mecanismos coercitivos perfectos para asegurar la devolución de las deudas, el sistema financiero exige la colateralización del crédito mediante activos tangibles, lo que amarra la capacidad de financiamiento de los hogares de forma directa al valor de mercado de sus propiedades inmobiliarias (Williamson, 2012).

La presencia de estas restricciones crediticias activas provoca una ruptura analítica en las identidades macroeconómicas tradicionales y causa que el consumo presente de los hogares restringidos deje de responder a la riqueza agregada del ciclo vital para pasar a depender estrictamente del flujo de caja disponible en el período corriente (Williamson, 2012). Para un consumidor restringido que no puede colateralizar su deuda o acceder a préstamos bancarios, el ingreso disponible neto de impuestos determina de forma lineal su nivel de gasto posible (Williamson, 2012). Bajo este escenario, un incremento en la presión fiscal impositiva absorbe la liquidez inmediata del circuito privado de forma automática, forzando una contracción en la adquisición de bienes y destruyendo cualquier capacidad de excedente financiero formalizado (Williamson, 2012).

Ante las severas dificultades metodológicas que presenta la medición directa del ahorro privado residual en la contabilidad nacional (donde los registros suelen estar fragmentados e influidos por la ilusión nominal de los períodos inflacionarios), la teoría macroeconómica aplicada justifica la adopción del gasto en bienes de consumo duraderos como una variable dependiente proxy de alta fidelidad para evaluar la liquidez real del sector privado (Mankiw, 2014; Williamson, 2012). Los bienes duraderos, como los vehículos y el equipamiento del hogar, poseen una naturaleza económica híbrida, puesto que si bien contablemente se computan dentro del gasto de consumo agregado, microeconómicamente asumen los atributos exactos de una inversión fija o residencial (Mankiw, 2014; Williamson, 2012). La adquisición de un activo duradero exige un desembolso inicial considerable de fondos líquidos en el período corriente, mientras que el flujo de servicios y utilidad derivados del activo se extiende a lo largo de múltiples períodos futuros del ciclo vital (Mankiw, 2014; Williamson, 2012). Debido a esta alta exigencia de capital y a su dependencia de los mercados de crédito formalizados, el gasto en

bienes duraderos constituye el componente más volátil de la demanda interna y opera como la principal variable de ajuste microeconómico cuando el Estado incrementa la presión tributaria efectiva o cuando las fricciones financieras restringen el acceso al financiamiento, convirtiendo a este indicador en el reflejo fidedigno de la verdadera capacidad de acumulación y previsión del sector privado formalizado (Williamson, 2012).

Teoría de la Ilusión Nominal y Distorsión de Precios

La evaluación de las fluctuaciones en el ahorro privado dentro de un entorno macroeconómico inestable exige la incorporación de las variables de contexto asociadas a la inflación, la ilusión monetaria y la distorsión de los precios relativos. En la contabilidad nacional, la distinción entre las magnitudes nominales y reales constituye el punto de partida fundamental para aislar el efecto del nivel general de precios sobre las decisiones de consumo y previsión de los agentes económicos. Como se expone de manera sistemática en los desarrollos teóricos de Blanchard (2017), el producto interior bruto (PIB) nominal calcula la suma de las cantidades de bienes finales producidos multiplicada por su precio corriente, lo que implica que sus variaciones interanuales reflejan de forma simultánea tanto las alteraciones en los volúmenes físicos como los desplazamientos de los precios de mercado. Para corregir esta distorsión y evaluar el comportamiento real de la actividad agregada, la teoría macroeconómica utiliza el deflactor del PIB, definido analíticamente como el cociente entre el PIB nominal y el PIB real mediante la ecuación implícita:

$$Y_t^{\$} = P_t Y_t \tag{2}$$

Donde $Y_t^{\$}$ representa el PIB nominal del período, Y_t equivale al PIB real o en términos físicos, y P_t constituye el deflactor implícito de precios. Este indicador opera como un número índice de base amplia que registra el precio medio de la producción total de la economía,

estableciendo que la tasa de crecimiento del valor nominal es igual a la tasa de inflación más la tasa de crecimiento del PIB real.

Sin embargo, la percepción que los consumidores y las empresas poseen sobre la pérdida del poder adquisitivo de la moneda no se agota en el deflactor de la producción, sino que se vincula al comportamiento del Índice de Precios de Consumo (IPC). A diferencia del deflactor, que captura de forma exclusiva los precios de los bienes finales producidos en el territorio nacional, Dornbusch et al. (2009) precisan que el IPC mide el coste monetario de una cesta fija de bienes y servicios que representa las compras de un consumidor urbano representativo. De igual modo, este indicador incorpora de manera directa el precio de los bienes importados y excluye aquellos componentes de la producción final que se destinan a la inversión corporativa o al gasto del sector público. Esta diferencia metodológica en los índices de precios introduce asimetrías críticas en los canales de transmisión fiscal; durante períodos de shocks externos o aceleración inflacionaria, el IPC tiende a divergir del deflactor implícito debido al peso de los bienes importados, distorsionando la medición del coste de la vida y alterando la propensión marginal al consumo de los hogares formalizados.

La persistencia de una tasa de inflación elevada destruye la neutralidad de los agregados monetarios a corto y medio plazo, dando origen al fenómeno conocido como ilusión monetaria o ilusión de la moneda. De acuerdo con el marco conceptual desarrollado por Abel y Bernanke (2004), la ilusión nominal se configura cuando los agentes económicos confunden de forma sistemática las variaciones en los valores nominales o corrientes con modificaciones en las variables reales o de poder adquisitivo. En entornos de inestabilidad, esta imperfección cognitiva provoca que los individuos interpreten un incremento en sus salarios nominales o en los rendimientos nominales de sus carteras de inversión como un aumento genuino de su riqueza

patrimonial, expandiendo su consumo corriente por encima de los niveles dictados por su restricción presupuestaria intertemporal de largo plazo.

Asimismo, como se puntualiza en la literatura macroeconómica contemporánea, la inflación no es un proceso puro ni simétrico; por el contrario, altera la distribución de la renta debido a que no todos los precios y salarios se ajustan de manera simultánea ni proporcional, perjudicando de forma asimétrica a los perceptores de rentas fijas o activos no indiciados. Esta ausencia de neutralidad nominal interactúa de forma perversa con la estructura tributaria del Estado a través del fenómeno del deslizamiento de los tramos impositivos (*bracket creep*). Cuando el sistema impositivo carece de mecanismos de indexación automática perfecta, la inflación eleva artificialmente los ingresos nominales de los agentes sin que exista un incremento real en su capacidad de compra, empujándolos coactivamente hacia tramos impositivos con alícuotas marginales más elevadas. Esta exacción fiscal encubierta incrementa la presión tributaria efectiva sobre el circuito privado, reduciendo la renta disponible neta y contrayendo la capacidad de ahorro dentro del sistema financiero formalizado.

Por último, la distorsión de precios provocada por la inestabilidad del nivel general de precios perturba el funcionamiento del mercado de activos a través de la divergencia entre los tipos de interés nominales y reales. Tal como se formaliza en los enfoques de Dornbusch et al. (2009), el tipo de interés nominal representa la tasa de rendimiento financiera expresada en unidades monetarias corrientes, mientras que el tipo de interés real neto mide la tasa de incremento en la capacidad de compra intertemporal. La articulación intertemporal de estas variables se rige por la ecuación de Fisher, analizada por Abel y Bernanke (2004), la cual establece que el tipo de interés real esperado es igual al tipo de interés nominal menos la tasa esperada de inflación:

$$r = i - \pi^e \quad (3)$$

Donde r es el tipo de interés real esperado, i es el tipo de interés nominal de mercado, y π^e constituye la tasa esperada de inflación por los agentes económicos. En contextos de alta volatilidad macroeconómica, la tasa de inflación efectiva resulta incierta en el momento en que los agentes coordinan sus decisiones financieras, lo que obliga a los ahorradores e intermediarios a formular expectativas subjetivas sobre la inflación futura. Si la inflación efectiva sobrepasa las expectativas de tasa nominal fija, se produce una transferencia de riqueza de carácter involuntario desde los acreedores hacia los deudores, deprimiendo el rendimiento real de los instrumentos de previsión tradicionales como los depósitos a plazo fijo.

Como advierten Abel y Bernanke (2004), cuando el tipo de interés real esperado se deprime de manera sostenida o asume valores negativos, el incentivo del sector privado para postergar el consumo presente se destruye. Ante la licuación real de sus excedentes líquidos en moneda nacional, los agentes económicos abandonan las colocaciones financieras de largo plazo y desvían sus recursos hacia el consumo de subsistencia o la adquisición anticipada de activos reales y bienes duraderos, distorsionando la estructura del ahorro nacional y limitando el financiamiento de la inversión productiva de largo plazo.

Fundamento Econométrico del Coeficiente de Correlación de Pearson

La validación empírica de las relaciones institucionales entre las variables impositivas y las decisiones de previsión del sector privado requiere un sustento metodológico riguroso y sistemático que permita cuantificar el grado de asociación entre estos agregados económicos (Gujarati & Porter, 2010). Dentro de la investigación social, tributaria y contable, el análisis de datos procedentes de observaciones de la realidad macroeconómica se enfrenta de manera constante al desafío de evaluar cómo se mueven conjuntamente dos fenómenos sin la posibilidad

de aislarlos en un entorno de laboratorio controlado, dependiendo fundamentalmente de información de naturaleza observacional o no experimental (Stock & Watson, 2012). Para respaldar teóricamente la consecución de los objetivos de este estudio, el cual se fundamenta en la recopilación y el ordenamiento de registros históricos de presión fiscal y ahorro formalizado, se adopta el análisis de correlación como la herramienta estadística inicial y complementaria idónea para examinar la interdependencia de las variables dentro del circuito económico (Gujarati & Porter, 2010).

Desde una perspectiva conceptual, el objetivo principal del análisis de correlación es medir la fuerza, intensidad o grado de asociación lineal que existe entre dos variables de interés (Stock & Watson, 2012). A diferencia del análisis de regresión, donde se introduce una asimetría formal al designar una variable como dependiente y otra como explicativa bajo un supuesto de causalidad unidireccional, el enfoque de la correlación trata a ambas variables de manera estrictamente simétrica (Gujarati & Porter, 2010). En este método no existe una distinción operativa ni conceptual entre variables explicadas y predictoras, ni se asume de manera apriorística que un fenómeno determine linealmente al otro; por el contrario, ambas variables se consideran de forma conjunta como variables aleatorias simétricas con propiedades probabilísticas compartidas, lo que permite evaluar su co-movimiento histórico sin imponer supuestos causales rígidos o asunciones teóricas deterministas de forma prematura (Stock & Watson, 2012).

El fundamento teórico de esta metodología descansa originalmente sobre el concepto de covarianza, la cual mide el sentido y la dirección en la que varían dos magnitudes en relación con sus respectivos valores medios (Gujarati & Porter, 2010). No obstante, debido a que la covarianza se calcula a partir del producto de las desviaciones de ambas variables, su resultado

numérico arrastra las unidades de medida originales de los datos, dando lugar a una cifra abstracta cuyas unidades cruzadas resultan sumamente difíciles de interpretar de forma aislada (Stock & Watson, 2012). Para resolver este inconveniente metodológico, se instrumenta el coeficiente de correlación de Pearson, el cual estandariza la relación al dividir la covarianza muestral de las variables por el producto de sus desviaciones típicas individuales (Stock & Watson, 2012). Al neutralizarse las unidades de medida en el numerador y el denominador, las magnitudes físicas o monetarias se cancelan, transformando al coeficiente de Pearson en un índice puro, adimensional y completamente independiente de la escala o del origen de los datos analizados (Gujarati & Porter, 2010). Matemáticamente, esta definición formalizada se expresa mediante la siguiente relación:

$$r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y} \tag{4}$$

Donde r representa el coeficiente de correlación muestral de Pearson, s_{XY} constituye la covarianza estimada entre ambas variables, y los términos s_X y s_Y equivalen a las desviaciones típicas correspondientes a cada agregado de la muestra (Stock & Watson, 2012).

La utilidad analítica de adoptar el coeficiente de Pearson para cumplir los objetivos de la investigación radica en las propiedades restrictivas que rigen su comportamiento matemático (Gujarati & Porter, 2010). De acuerdo con la denominada desigualdad de la correlación, el valor numérico de r se encuentra rígidamente acotado dentro de un intervalo cerrado que se extiende desde menos uno hasta uno positivo, formalizándose mediante la inecuación:

$$-1 \leq r \leq 1 \tag{5}$$

El signo algebraico del coeficiente determina de forma directa la dirección de la asociación lineal entre los fenómenos económicos bajo estudio (Stock & Watson, 2012). Un valor positivo de r señala que las variables muestran una relación directa, moviéndose de forma

simultánea en el mismo sentido respecto a sus medias, mientras que un signo negativo indica una relación inversa o asimétrica, donde el incremento de una variable coexiste con la contracción de la otra (Gujarati & Porter, 2010).

Asimismo, la proximidad del coeficiente hacia los extremos del intervalo revela la intensidad de la asociación lineal (Stock & Watson, 2012). Un valor absoluto igual a uno positivo o negativo describe una relación lineal perfecta, donde la totalidad de los puntos observados en un diagrama de dispersión se alinearía de manera exacta sobre una línea recta con pendiente positiva o negativa, respectivamente (Stock & Watson, 2012). Por el contrario, un coeficiente de correlación que asume un valor de cero indica la ausencia absoluta de asociación lineal entre las variables analizadas (Gujarati & Porter, 2010).

Es fundamental destacar, como advertencia metodológica para el análisis de contexto, que el coeficiente de Pearson opera de forma exclusiva como una medida de asociación en línea recta (Stock & Watson, 2012). Por consiguiente, el hecho de obtener una correlación igual a cero no implica necesariamente la existencia de una independencia estadística real entre las variables, puesto que los fenómenos económicos podrían hallarse vinculados de manera estrecha mediante una relación curvilínea o cuadrática no lineal que el índice tradicional de Pearson es incapaz de registrar formalmente debido a sus propias limitaciones estructurales (Gujarati & Porter, 2010).

Finalmente, la propiedad de invariancia frente a cambios de escala y de origen dota a este método de una gran solidez analítica para la práctica contable y el examen de balances públicos (Gujarati & Porter, 2010). Debido a este atributo matemático, el valor resultante de la correlación no experimentará alteración alguna sin importar si los datos recopilados sobre presión fiscal y ahorro privado se expresan originalmente en porcentaje, en razones indexadas o en unidades monetarias corrientes (Gujarati & Porter, 2010). Esta estabilidad metodológica garantiza que el

respaldo econométrico del estudio permanezca matemáticamente inalterado ante transformaciones de escala, permitiendo aislar el grado de co-movimiento real entre los agregados y ofreciendo un diagnóstico limpio y simplificado sobre la estructura relacional de las variables macroeconómicas analizadas (Stock & Watson, 2012).

Diseño Metodológico

El diseño de la presente investigación se fundamenta en un enfoque riguroso y sistemático que garantiza la validez para analizar la correlación postulada entre la presión fiscal y la capacidad de ahorro privado en el período 2018.

La investigación es de naturaleza empírica, ya que el conocimiento se construye a partir de la observación y el análisis de datos reales y medibles obtenidos de la realidad económica de Argentina, y no de una elaboración teórica abstracta. El abordaje, en consecuencia, es cuantitativo: el objetivo primordial es cuantificar la fuerza y la dirección de la relación entre las variables a partir de series de datos numéricos, para lo cual se aplican técnicas estadísticas paramétricas, en particular el Coeficiente de Correlación de Pearson (r). La elección de esta herramienta no es arbitraria, sino que sigue el antecedente metodológico de Teixeira (2024), quien en su estudio sobre los determinantes del crecimiento económico en Portugal y la eurozona utilizó el mismo coeficiente para establecer la intensidad y el sentido de la relación lineal entre la carga fiscal y las variables de consumo y ahorro, obteniendo coeficientes de .830 y .940. Al igual que en ese antecedente, en esta tesis se emplea el Coeficiente de Correlación de Pearson para contrastar, de forma bivariada, la hipótesis de una relación inversamente proporcional entre la presión fiscal y el ahorro privado.

La estrategia de investigación es estructurada, dado que el trabajo se guía por una hipótesis de trabajo clara y requiere la definición y la operacionalización rigurosa de las variables

a partir de fuentes oficiales específicas (AFIP, INDEC y BCRA). El nivel de la investigación es correlacional, específicamente del subtipo correlación bivariada, lo cual resulta necesario para determinar si existe una asociación negativa entre el aumento de la carga tributaria (variable independiente) y la capacidad de ahorro (variable dependiente proxy). Respecto de esta última variable, cabe aclarar que, ante la ausencia de una serie pública mensual o trimestral sobre el ahorro neto de las familias en Argentina, este diseño recurre a los depósitos a plazo fijo del sector privado como variable de aproximación. Ese procedimiento sigue el criterio metodológico empleado por Guerrero de Lizardi (2015), quien ante la ausencia de series oficiales completas sobre la riqueza de los hogares en México utilizó bienes de consumo durable como variable proxy, y por Coremberg (2000), quien por la misma razón tomó el precio de la vivienda como indicador para aproximar la evolución de la riqueza real del sector privado en Argentina. Siguiendo esa misma lógica de recurrir a una variable observable cuando la información oficial directa es incompleta o está fragmentada, esta tesis adopta los depósitos a plazo fijo como proxy del ahorro privado.

El diseño es observacional ex post facto, porque el investigador no interviene ni manipula las variables, sino que analiza y observa datos de las series económicas (recaudación, PBI, depósitos) que ya fueron recolectados y publicados por organismos oficiales y que corresponden a eventos ocurridos en 2018. El procedimiento de comparar la recaudación fiscal total con el PBI para construir el indicador de presión fiscal reproduce, además, el utilizado por Fino (2022) para medir los niveles de saturación del sistema tributario argentino, lo que refuerza la pertinencia de construir el indicador de la misma manera en este trabajo. Finalmente, el análisis es de tipo transversal, ya que el foco se coloca en el estudio de la relación entre las variables en un único y delimitado período temporal: el año 2018.

Análisis y Resultados

El presente capítulo tiene como propósito someter a prueba empírica la hipótesis de trabajo, según la cual la presión fiscal habría afectado negativamente la capacidad de ahorro del sector privado durante 2018. Para ello, el análisis se organiza en cuatro etapas encadenadas. En primer lugar, se construye la serie de Presión Fiscal Tributaria (apartado 5.1). En segundo lugar, se determina el Índice de Salario Real como variable de contexto que explica la evolución del poder adquisitivo (apartado 5.2). En tercer lugar, se calcula el stock de ahorro privado en términos reales, corrigiendo la ilusión nominal de los depósitos a plazo fijo (apartado 5.3). Finalmente, estas tres series se integran en el apartado 5.4 mediante el Coeficiente de Correlación de Pearson, cuyo resultado se interpreta a la luz de los desarrollos teóricos sobre ilusión nominal, ecuación de Fisher y desplazamiento de tramos impositivos expuestos en el Marco Teórico, con el fin de determinar si la evidencia respalda o refuta la hipótesis planteada.

Evolución de la Presión Fiscal Nacional durante el Ejercicio Fiscal 2018

Para dar cumplimiento al primer objetivo específico de esta investigación, se procedió a determinar la evolución intraanual de la carga tributaria real en la República Argentina durante el período correspondiente al año 2018. El indicador de Presión Fiscal Tributaria (PFT) se operacionalizó como una relación bivariada corriente, calculada a través del cociente entre los ingresos por Recursos Tributarios netos informados por la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP) y el Producto Bruto Interno (PBI) nominal estimado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). El análisis sistemático de esta ratio es un requisito indispensable para evaluar el impacto exógeno de la política fiscal sobre la capacidad de acumulación de excedentes en el sector privado formalizado.

El procedimiento metodológico tradicional exige que las variables bajo estudio compartan la misma escala métrica y temporal con el fin de evitar distorsiones analíticas. En términos de recopilación primaria, la AFIP registra los flujos de recaudación de manera mensual acumulativa en miles de pesos corrientes, reflejando el ingreso efectivo de caja de los diferentes gravámenes del sistema centralizado. Por su parte, la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales del INDEC presenta las estimaciones del Producto Bruto Interno en millones de pesos corrientes bajo una metodología de tasa anualizada para cada período trimestral. Esta convención estadística del organismo oficial implica que el valor publicado en cada trimestre no equivale a la riqueza neta generada en esos noventa días, sino al tamaño teórico que alcanzaría la economía nacional si dicho nivel de actividad se sostuviera de manera invariable a lo largo de un ejercicio anual completo.

Por consiguiente, la utilización directa de los registros crudos del INDEC como denominador distorsionaría la ratio de presión fiscal intraanual, subestimando severamente el peso real del Estado sobre la economía a corto plazo. Para subsanar esta asimetría y unificar las bases informáticas, se diseñó un procedimiento de desanualización y homogeneización de escalas monetarias, el cual se formaliza mediante la siguiente ecuación contable:

$$PBI_{E(t)} = \left(\frac{PBI_{A(t)}}{4}\right) \times 1.000 \quad (6)$$

Donde $PBI_{E(t)}$ representa el Producto Bruto Interno Trimestral Efectivo expresado en miles de pesos corrientes para el período t, mientras que $PBI_{A(t)}$ equivale al Producto Bruto Interno Anualizado en millones de pesos corrientes registrado originalmente en la base de datos unificada del INDEC para el mismo período. Operativamente, la división por cuatro aísla la tasa anualizada para capturar de forma neta la producción del trimestre calendario, y la multiplicación por el factor mil desplaza la coma decimal para equiparar la unidad de medida con los registros

de la AFIP. A través de este procesamiento propio, se calcularon los denominadores efectivos y las ratios de detracción fiscal que se exponen de manera desglosada en la Tabla 1.

Tabla 1

Argentina: Determinación de la Presión Fiscal Tributaria Nacional por Trimestre (Ejercicio 2018)

Período (2018)	**PBI Anualizado(INDEC - Millones de $)**	**PBI Trimestral Efectivo(Corriente - Miles de $)**	**Recaudación Recursos Tributarios(AFIP - Miles de $)**	**Presión Fiscal Tributaria(PFT - % del PBI)**
I Trimestre	12.457.790,35	3.114.447.587	736.463.259	23,65%
II Trimestre	14.431.394,01	3.607.848.503	830.501.530	23,02%
III Trimestre	15.276.275,65	3.819.068.913	883.130.038	23,12%
IV Trimestre	16.813.782,70	4.203.445.674	932.549.649	22,19%
Total Anual	14.744.810,68	14.744.810.677	3.382.644.477	22,94%

Nota. Elaboración propia en base a los datos macroeconómicos del Cuadro 8 de la Serie Histórica de Oferta y Demanda Globales del INDEC (2026) y de los registros mensuales consolidados de la AFIP (2018).

Los resultados consolidados en la Tabla 1 muestran que la absorción de recursos por parte del sector público nacional promedió 22,94% del PBI durante el ejercicio fiscal 2018, con una trayectoria de tendencia decreciente interrumpida por una reversión en el tercer trimestre. Este comportamiento resulta relevante para el primer objetivo específico de la tesis porque permite diagnosticar, siguiendo el criterio de Fino (2022), el grado de saturación del sistema tributario formal antes de cruzar este indicador con las variables financieras del sector privado.

La caída de la PFT entre el primer trimestre (23,65%) y el cuarto (22,19%) no obedeció a una rebaja impositiva deliberada, sino a la dinámica descripta por Blanchard (2017) en torno al deflactor implícito del PBI: dado que el crecimiento del valor nominal del producto equivale a la suma de la inflación más el crecimiento real, la aceleración de los precios expandió el

denominador de la ratio más rápido de lo que la AFIP pudo recaudar, mientras la recesión de la actividad y el alargamiento de los plazos de pago de los contribuyentes deprimían el numerador. En este sentido, la evidencia de 2018 confirma el antecedente de Rossignolo (2015), quien mostró que los choques sobre la base imponible afectan de forma desigual y no lineal los recursos disponibles del sector privado.

El repunte del tercer trimestre (23,12%) constituye la excepción a esta lógica y se explica exclusivamente por una decisión de política discrecional: la reinstauración de las retenciones a las exportaciones permitió al Estado captar parte de los efectos de la devaluación a través del comercio exterior, mientras la recaudación ligada al consumo interno seguía deprimida. Este hallazgo es coherente con el antecedente regional de Cobeña Andrade (2025), que documenta cómo los aumentos discrecionales de la presión fiscal efectiva conviven, en economías emergentes con alta inflación, con una reducción simultánea de la capacidad de acumulación del sector privado formal.

Análisis del Nivel General de Precios y del Salario Real

Para dar cumplimiento al segundo objetivo específico de la presente investigación, se procedió a examinar el comportamiento intraanual de las variables macroeconómicas de contexto que condicionaron de forma directa el poder adquisitivo de los agentes económicos durante el año 2018. Específicamente, se analiza la interacción entre el nivel general de precios, medido a través del Índice de Precios al Consumidor (IPC), y la evolución del Índice de Salarios (IS) nominal correspondiente al sector privado registrado, ambos elaborados y publicados de manera oficial por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

Este diagnóstico de contexto es un requisito metodológico fundamental para neutralizar la ilusión nominal de las series financieras y comprender las restricciones presupuestarias exógenas que afectaron la capacidad de generación de excedentes de los hogares formales.

Homogeneización de Bases: IPC y Salarios a Enero de 2018 = 100

Antes de efectuar el cruce analítico entre las series temporales de precios y salarios, se detectó una asimetría de origen en las bases estadísticas publicadas por el organismo rector de las estadísticas públicas. Los registros crudos del INDEC adoptan períodos de referencia (bases) que difieren temporalmente entre sí:

- El Índice de Precios al Consumidor con cobertura nacional se encuentra expresado bajo una estructura de ponderaciones con base en Diciembre de 2016 = 100.
- El Índice de Salarios nominal para el sector privado registrado se encuentra estructurado bajo una ponderación de masa salarial con base en Octubre de 2016 = 100.

La existencia de este descalce de dos meses en los puntos de partida de los números índice impide realizar una comparación matemática directa o una división lineal entre los casilleros de origen. Intentar deflactar el Índice de Salarios (base Octubre 2016) utilizando el IPC (base Diciembre 2016) daría lugar a un error de cálculo metodológico, arrojando una tasa de poder adquisitivo distorsionada que invalidaría el análisis econométrico posterior.

Para anular de manera definitiva esta discrepanza y garantizar la transparencia del tratamiento de los datos sin alterar la variabilidad real de las series, se diseñó e instrumentó un procedimiento matemático de homogeneización y ajuste de base. Este método consiste en desplazar el origen de ambas variables hacia un punto de partida común y neutral para el recorte de esta tesis, fijando analíticamente el mes de Enero de 2018 = 100. Operativamente, el

procedimiento de recalculo para el Índice de Precios al Consumidor se formaliza mediante la siguiente ecuación:

$$IPC_{\text{Base Ene18}(t)} = \left(\frac{IPC_{(t)}}{IPC_{\text{Ene18}}}\right) \times 100 \quad (7)$$

Donde $IPC_{\text{Base Ene18}(t)}$ constituye el número índice de precios corregido para el mes t, $IPC_{(t)}$ es el valor nominal original publicado por el INDEC para dicho mes, e IPC_{Ene18} representa el valor fijo registrado por el organismo en el mes de enero de 2018 (126,9887). De igual manera, el desplazamiento de la base para la variable salarial se ejecutó bajo la misma estructura algebraica:

$$IS_{\text{Nominal Base Ene18}(t)} = \left(\frac{IS_{\text{Nominal}(t)}}{IS_{\text{Nominal Ene18}}}\right) \times 100 \quad (8)$$

Donde $IS_{\text{Nominal Ene18}}$ equivale al índice original informado en enero de 2018 (133,3). Una vez homogeneizadas ambas variables bajo la misma escala temporal y de origen, se procedió a calcular el Índice de Salario Real (ISR) mes a mes para aislar la evolución neta del poder de compra del sector registrado formal, aplicando la fórmula de deflactación tradicional:

$$ISR_{(t)} = \left(\frac{IS_{\text{Nominal Base Ene18}(t)}}{IPC_{\text{Base Ene18}(t)}}\right) \times 100 \quad (9)$$

El procesamiento integrado de estas operaciones contables y estadísticas dio como resultado la serie mensual unificada que se expone detalladamente en la Tabla 2.

Tabla 2

Argentina: Evolución Mensual del IPC, Salario Nominal y Salario Real (Base Enero 2018 = 100)

Mes (2018)	IPC Original (Base Dic16 = 100)	IPC Recalculado (Base Ene18 = 100)	Salario Nominal Original (Base Oct16 = 100)	Salario Nominal Recalculado (Base Ene18 = 100)	Índice de Salario Real (Poder Adquisitivo)
Enero	1.269.887	100,00	133,3	100,00	100,00

Mes (2018)	IPC Original (Base Dic16 = 100)	IPC Recalculado (Base Ene18 = 100)	Salario Nominal Original (Base Oct16 = 100)	Salario Nominal Recalculado (Base Ene18 = 100)	Índice de Salario Real (Poder Adquisitivo)
Febrero	1.300.606	102,42	134,3	100,75	98,37
Marzo	1.331.054	104,82	136,2	102,18	97,48
Abril	1.367.512	107,69	141,0	105,78	98,23
Mayo	1.395.893	109,92	144,5	108,40	98,62
Junio	1.448.053	114,03	146,5	109,90	96,38
Julio	1.492.966	117,57	149,9	112,45	95,65
Agosto	1.551.034	122,14	154,2	115,68	94,71
Septiembre	1.652.383	130,12	157,8	118,38	90,98
Octubre	1.741.473	137,14	163,9	122,96	89,66
Noviembre	1.796.388	141,46	168,1	126,11	89,15
Diciembre	1.842.552	145,10	170,9	128,21	88,36

Nota. Elaboración propia en base a la serie unificada de Índices de Precios al Consumidor Nacional (2026) y el Cuadro 1 del Informe Técnico de Índice de Salarios del INDEC (2019).

Análisis de las Trayectorias Trimestrales y Dinámica del Pass-Through

La serie unificada de la Tabla 2 muestra que, entre enero y diciembre de 2018, el IPC acumuló un incremento de 45,10%, cifra consistente con la variación interanual de 47,65% reportada por el INDEC, mientras que los salarios nominales del sector privado registrado avanzaron solo 28,21%. Esta asimetría se tradujo en una caída del salario real de 11,64% al cierre del año, con un deterioro concentrado principalmente a partir de abril: el salario real retrocedió apenas 2,52% en el primer trimestre, pero acumuló una pérdida de 9,02% hacia septiembre y llegó a 11,64% en diciembre.

Esta aceleración responde al mecanismo de traspaso cambiario a precios (pass-through) descripto por Wahren (2015) para el caso argentino: el estallido de la corrida contra el peso en abril trasladó la devaluación a la canasta de consumo antes de que las paritarias pudieran recomponer el poder adquisitivo perdido, generando la regresividad distributiva que el autor identifica como rasgo característico de las crisis cambiarias locales. A su vez, la brecha entre el

45,10% de inflación medida por el IPC y la dinámica del deflactor implícito analizada en el apartado anterior ilustra la distinción que señalan Dornbusch et al. (2009): mientras el IPC captura el costo de una canasta fija de bienes de consumo, incluidos los importados, el deflactor recoge los precios de toda la producción nacional, lo que explica por qué ambos indicadores, pese a medir la misma aceleración inflacionaria, no se mueven de manera idéntica.

La consecuencia de esta pérdida sostenida de poder adquisitivo es el punto de partida necesario para interpretar el comportamiento del ahorro privado que se analiza en el apartado siguiente: un salario real en contracción sistemática, combinado con una presión fiscal que se mantuvo en un promedio elevado del 22,94% del PBI, redujo el margen de ingreso disponible que los hogares formales podían destinar a la constitución de excedentes financieros.

Evolución del Ahorro Privado Real y la Corrección de la Ilusión Nominal

Para dar cumplimiento al tercer objetivo específico de esta investigación, se procedió a analizar la evolución intraanual del ahorro privado en moneda nacional durante el ejercicio fiscal 2018. El propósito central de este apartado consiste en evaluar el comportamiento de las colocaciones a plazo dentro del sistema bancario formalizado y verificar la existencia del fenómeno macroeconómico de la ilusión nominal. El análisis de esta variable permite determinar en qué medida las variaciones en el nivel general de precios alteraron la percepción patrimonial de los depositantes, transformando un crecimiento nominal del ahorro en una contracción neta de las tenencias en términos de poder adquisitivo constante.

La construcción de una serie homogénea requirió una depuración de los agregados monetarios publicados por la autoridad de contralor financiero. A tal efecto, se extrajeron los saldos mensuales de los balances consolidados contenidos en la sección de estadísticas de los Informes Monetarios Mensuales emitidos por el Banco Central de la República Argentina

(BCRA) a lo largo de los doce meses del año 2018. Específicamente, se seleccionaron las series correspondientes a los plazos fijos no ajustables por CER/UVA y a los plazos fijos ajustables por CER/UVA, definidos originalmente bajo la metodología de promedios mensuales de datos diarios.

Esta desagregación estadística constituye la fuente más apropiada para los fines de la investigación debido a sus propiedades de control contable. Al verificar las matrices de pasivos del sistema financiero que publica el BCRA, la sumatoria de las cuentas corrientes privadas, las cajas de ahorro privadas, los plazos fijos tradicionales, los plazos fijos indexados y los denominados otros depósitos privados arroja una paridad matemática exacta con el renglón de depósitos del sector privado. Esta propiedad formal permite aislar el excedente residual de las economías domésticas y corporativas, excluyendo del análisis tanto los flujos transitorios de la tesorería del sector público como las colocaciones del circuito interfinanciero.

A fin de mantener la homogeneidad analítica con los apartados previos, la serie unificada del stock de ahorro nominal fue deflactada utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) nacional que fue recalculado fijando el mes de enero de 2018 como período de referencia base igual a 100. La conversión de los saldos corrientes a valores constantes se instrumentó mediante la relación tradicional entre el stock nominal consolidado y el deflactor de precios correspondiente a cada período mensual. El procesamiento integrado de estas magnitudes estadísticas se expone en la Tabla 3.

Tabla 3

Argentina: Evolución Mensual Nominal y Real de los Depósitos a Plazo del Sector Privado (Año 2018)

Mes	Tradicional	Variante UVA	Total Nominal	IPC Ajustado	Total Real	Variación Real
Enero	782,246	4,816	787,062	100,00	787.062,00	—
Febrero	935,076	7,547	942,623	102,42	920.359,20	16,94%
Marzo	1.001.530	8,316	1.009.846	104,82	963.439,73	4,68%
Abril	986,652	10,4	997,052	107,69	925.873,68	-3,90%
Mayo	999,04	12,344	1.011.384	109,92	920.087,28	-0,63%
Junio	923,368	14,059	937,427	114,03	822.087,56	-10,65%
Julio	710,653	13,293	723,946	117,57	615.773,98	-25,10%
Agosto	748,506	12,197	760,703	122,14	622.814,75	1,14%
Septiembre	770,842	13,411	784,253	130,12	602.712,99	-3,23%
Octubre	847,504	19,191	866,695	137,14	631.996,43	4,86%
Noviembre	931,924	24,11	956,034	141,46	675.831,25	6,94%
Diciembre	960,435	23,225	983,66	145,10	677.938,56	0,31%

Nota. Elaboración propia en base a datos de los Informes Monetarios Mensuales del BCRA (2018) y de la serie unificada de IPC del INDEC (2026). Los valores de las columnas Tradicional, Variante UVA, Total Nominal y Total Real están expresados en millones de pesos. Los valores nominales corresponden a pesos corrientes de cada período y los valores reales a pesos constantes con poder adquisitivo de enero de 2018. La columna IPC Ajustado expresa el número índice recalculado con base Enero 2018 = 100.

La Tabla 3 confirma la existencia del fenómeno de ilusión nominal anticipado en el Marco Teórico: mientras el stock nominal de depósitos a plazo fijo del sector privado creció 24,98% entre enero y diciembre (de 787.062 a 983.660 millones de pesos corrientes), el mismo stock medido en pesos constantes de enero de 2018 se contrajo 13,86%, una pérdida de 109.123 millones de pesos de poder adquisitivo. Esta divergencia ilustra de manera directa lo que Abel y Bernanke (2004) definen como ilusión monetaria: los depositantes, al observar el crecimiento del valor corriente de sus colocaciones, pudieron percibir un incremento patrimonial que la corrección por inflación desmiente por completo.

La trayectoria mensual del ahorro real se explica mediante la ecuación de Fisher ($r = i - \pi^e$) desarrollada por Abel y Bernanke (2004): en el primer trimestre, las tasas pasivas (20,8% minorista, 22,8% BADLAR) superaron a una inflación todavía moderada, generando una tasa de interés real positiva que sostuvo el ahorro real en su máximo anual (963.440 millones en marzo). A partir de abril, la aceleración inflacionaria posterior al shock cambiario superó el ritmo de ajuste de las tasas pasivas, generando tasas reales negativas sostenidas que, de acuerdo con los mismos autores, destruyen el incentivo del sector privado para postergar el consumo presente: el stock real cayó hasta un piso de 602.713 millones en septiembre (–23,42% respecto de enero), mientras los agentes económicos migraban parte de sus colocaciones hacia plazos fijos UVA indexados, que crecieron 178% en el mismo período como cobertura frente a la inflación.

Recién en el cuarto trimestre, la suba forzada de la tasa de LELIQ al 71,59% anual, producto de la meta de crecimiento cero de la base monetaria y el desarme de las LEBAC, permitió que las tasas pasivas volvieran a acercarse a terreno real positivo, lo que explica la recuperación parcial del ahorro real hacia el cierre del año (677.939 millones en diciembre), sin que ello alcanzara a compensar la pérdida acumulada del 13,86% respecto de enero. Este comportamiento es consistente con el hallazgo de Lanteri (2007), quien documenta que el ahorro privado argentino responde de manera sistemática a las condiciones macroeconómicas de cada período antes que a una tendencia estructural estable, lo que explica por qué la serie de 2018 exhibe fases tan marcadamente distintas entre sí.

Análisis de Correlación: Interacción entre la Presión Fiscal y el Ahorro Real

Para culminar el tratamiento de los datos y someter a comprobación empírica las premisas de la investigación, resulta necesario unificar las series temporales construidas en las fases previas y evaluar el grado de asociación estadística que mantuvieron durante el ejercicio

fiscal 2018. El instrumento seleccionado para esta validación es el coeficiente de correlación de Pearson (r), el cual permite medir la magnitud y la dirección de la relación lineal entre dos variables cuantitativas continuas.

En este modelo, la variable independiente (X) corresponde a la Presión Fiscal Tributaria (PFT) de la Administración Central calculada en el apartado 5.1, mientras que la variable dependiente (Y) representa el Stock de Ahorro Privado Real. Para garantizar la simetría temporal de las observaciones, los saldos mensuales reales de los plazos fijos unificados obtenidos en el apartado 5.3 fueron consolidados mediante promedios trimestrales, reflejando así el poder de previsión efectivo que logró sostener el sector privado a lo largo de cada período calendario. La integración de las magnitudes definitivas que alimentan el cálculo estadístico se sistematiza en la Tabla 4.

Tabla 4

Argentina: Variables del Modelo de Correlación Lineal por Trimestre (Año 2018)

Período	Presión Fiscal (X)	Ahorro Real (Y)
I Trimestre	23,65%	890.286,98
II Trimestre	23,02%	889.349,51
III Trimestre	23,12%	613.767,24
IV Trimestre	22,19%	661.922,08

Nota. Elaboración propia en base a los datos macroeconómicos del INDEC, AFIP y BCRA procesados en los apartados 5.1 y 5.3 de la presente investigación. La variable *X* expresa el porcentaje de recaudación tributaria nacional sobre el Producto Bruto Interno efectivo de cada período. La variable *Y* refleja el promedio trimestral del stock de plazos fijos privados (tradicionales y UVA) expresado en millones de pesos constantes con poder adquisitivo base Enero 2018 = 100.

A partir de esta matriz de información, el procedimiento matemático para determinar el coeficiente de Pearson requiere fijar previamente las medias aritméticas ($\bar{X}, \bar{Y}$), las desviaciones estándar poblacionales (σ_X, σ_Y) y la covarianza conjunta ($Cov(X,Y)$) de las series bajo estudio. El procesamiento de los datos arrojó una presión impositiva media trimestral de $\bar{X} = 22{,}99\%$ con una desviación de $\sigma_X = 0{,}52\%$, y un stock de ahorro real promedio de $\bar{Y} = 763.831{,}45$ millones de pesos constantes con una dispersión de $\sigma_Y = 127.132{,}38$ millones. Por su parte, la covarianza conjunta entre ambas variables se situó en $37.311{,}34$.

Al aplicar la fórmula principal de Pearson, que relaciona la covarianza de las series con el producto de sus desviaciones típicas, se obtiene el siguiente resultado numérico:

$$r = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = \frac{37.311{,}34}{0{,}5228 \cdot 127.132{,}38} = 0{,}5614 \quad (10)$$

El valor de r = 0,5614 revela una correlación lineal positiva de intensidad moderada entre la Presión Fiscal Tributaria y el Stock de Ahorro Privado Real. Este resultado contradice de manera directa la hipótesis de trabajo, que preveía una relación inversa: si la presión fiscal deprimiera el ahorro por sí misma, ambas variables deberían moverse en sentidos opuestos, y no en el mismo sentido como efectivamente ocurrió entre el primer y el cuarto trimestre de 2018.

Siguiendo la advertencia metodológica de Gujarati y Porter (2010) y de Stock y Watson (2012), un coeficiente de Pearson describe el grado de asociación lineal entre dos series, pero no establece por sí mismo una relación causal ni identifica el mecanismo que la produce. Por lo tanto, el signo positivo obtenido no debe leerse como evidencia de que la presión fiscal estimula el ahorro, sino como el síntoma de que ambas variables estuvieron gobernadas, en 2018, por una tercera fuerza común: el shock inflacionario y cambiario iniciado en abril.

El mecanismo que explica este co-movimiento se reconstruye combinando los tres apartados anteriores con el Marco Teórico. Por el lado fiscal, Blanchard (2017) permite entender

por qué la PFT cayó pese a la inflación: el deflactor implícito expandió el PBI nominal (el denominador de la ratio) más rápido de lo que la AFIP logró recaudar, dado el desfasaje entre el momento en que se genera la obligación tributaria y el momento en que efectivamente se cobra. Cabe señalar, además, una tensión teórica relevante: el fenómeno de desplazamiento de tramos impositivos (bracket creep) descripto por Abel y Bernanke (2004) predeciría, en un sistema sin indexación automática, un aumento de la recaudación efectiva a medida que la inflación empuja a los contribuyentes hacia mayores obligaciones nominales. Que la PFT haya caído pese a este efecto indica que, en 2018, la expansión del denominador (PBI nominal) dominó por completo sobre cualquier ganancia recaudatoria derivada del bracket creep, un punto que matiza la lectura simple del resultado y refuerza la necesidad de interpretar la caída de la PFT como un fenómeno de medición (denominador) antes que como una señal de alivio tributario real.

Por el lado del ahorro, el mismo shock operó a través de dos canales distintos pero simultáneos, ambos analizados en el apartado 5.3: la ecuación de Fisher (Abel y Bernanke, 2004) explica por qué las tasas pasivas rezagadas generaron rendimientos reales negativos que desincentivaron la colocación de excedentes en plazo fijo, mientras que el mecanismo de pass-through descripto por Wahren (2015) explica por qué el salario real (analizado en el apartado 5.2) se contrajo 11,64% en el mismo período, reduciendo el ingreso disponible que los hogares podían destinar al ahorro. Ambos canales empujaron al stock real de depósitos hacia abajo por razones independientes de la presión fiscal, pero coincidentes en el tiempo con su caída.

En síntesis, la correlación positiva de 0,5614 no refleja que un menor impuesto favorezca el ahorro, sino que la inflación de 2018 actuó como una variable oculta que deprimió simultáneamente la recaudación real del Estado (vía deflactor del PBI) y la capacidad de ahorro real de los hogares, vía tasas reales negativas y caída del salario real. La hipótesis de una relación

inversa entre presión fiscal y ahorro privado se rechaza para el período analizado, no porque la lógica tributaria convencional sea errónea, sino porque en contextos de alta inestabilidad macroeconómica, como advierten Abel y Bernanke (2004), la ilusión nominal y la inflación acelerada subordinan el comportamiento de ambas variables a una misma dinámica de crisis, por encima de la relación directa que la teoría impositiva prevé entre ellas.

Conclusiones

Este trabajo se propuso analizar la relación entre la presión fiscal y la capacidad de ahorro privado en Argentina durante 2018, un año elegido porque en él entró en plena vigencia la Ley de Reforma Tributaria N.º 27.430 y porque los datos oficiales mostraban una aparente contradicción: la recaudación y los depósitos a plazo fijo crecían en términos nominales mientras la inflación erosionaba el poder adquisitivo del sector privado. La hipótesis de partida sostenía que la presión fiscal habría afectado negativamente la capacidad de ahorro del sector privado, y todo el desarrollo posterior del trabajo se orientó a poner esa hipótesis a prueba con datos oficiales de AFIP, INDEC y BCRA.

El primer resultado que surge del procesamiento de esos datos es la propia evolución de la carga tributaria. La Presión Fiscal Tributaria (PFT), calculada como el cociente entre la recaudación de la AFIP y el PBI trimestral efectivo del INDEC, promedió 22,94% del PBI a lo largo del año, pero no se mantuvo estable: partió de un máximo de 23,65% en el primer trimestre y bajó hasta 22,19% en el cuarto, con una interrupción de esa tendencia en el tercer trimestre, cuando subió a 23,12%. Esa caída no respondió a una rebaja impositiva. El denominador de la ratio (el PBI corriente) se expandió más rápido que la recaudación porque la inflación infló el valor nominal del producto a través del deflactor implícito, mientras que la recaudación se vio limitada por la caída de la actividad económica y por el alargamiento en los plazos de pago de

los contribuyentes. El repunte del tercer trimestre, en cambio, respondió a una decisión de política discrecional: la reinstauración de las retenciones a las exportaciones, que le permitió al Estado captar parte de los efectos de la devaluación a través del comercio exterior mientras la recaudación ligada al consumo interno seguía deprimida. (Objetivo 1).

En paralelo, el salario real del sector privado registrado sufrió un deterioro considerable. Antes de poder comparar el IPC y el Índice de Salarios fue necesario resolver un problema metodológico, ya que ambas series del INDEC parten de bases distintas (diciembre de 2016 el IPC, octubre de 2016 el índice salarial), por lo que se recalcularon ambos índices con base enero de 2018 = 100 antes de deflactar. Con las series ya homogeneizadas, el IPC acumuló un incremento de 45,10% entre enero y diciembre, cifra coherente con la variación interanual de 47,65% publicada por el INDEC, mientras que los salarios nominales subieron solo 28,21% en el mismo período. Esa diferencia se tradujo en una caída del salario real de 11,64% al cierre del año. El deterioro no fue parejo: en el primer trimestre la pérdida fue moderada (2,52%), sostenida todavía por las paritarias firmadas a fines de 2017; a partir de abril, con el estallido de la corrida cambiaria, el traslado de la devaluación a precios aceleró la inflación por encima de los aumentos salariales, y para junio la pérdida acumulada ya era de 3,62%; el tercer trimestre fue el más agudo, con un salto del IPC de 14,1% en tres meses y un salario real que cerró septiembre 9,02% por debajo de enero; y el cuarto trimestre consolidó la pérdida en el 11,64% final, sin que la leve desaceleración de la inflación alcanzara a compensar el atraso salarial acumulado. (Objetivo 2).

Esa pérdida de poder adquisitivo es la clave para entender lo que ocurrió con el ahorro privado. Tomados en valores corrientes, los depósitos a plazo fijo del sector privado (tradicionales más UVA) muestran un crecimiento casi continuo: de 787.062 millones de pesos

en enero a 983.660 millones en diciembre, un 24,98% más. Ese número, sin embargo, es la ilusión nominal que este trabajo se propuso desarmar. Al deflactar la serie con el mismo IPC utilizado para el salario, el stock de ahorro real cayó 13,86% entre enero y diciembre, equivalente a una pérdida de 109.123 millones de pesos constantes de enero de 2018. La trayectoria mensual tuvo fases bien diferenciadas: en el primer trimestre el ahorro real llegó a su máximo del año (963.440 millones en marzo), porque las tasas pasivas (20,8% minorista, 22,8% BADLAR mayorista) todavía superaban a una inflación moderada; a partir de abril las tasas quedaron rezagadas frente a los precios y el stock real entró en caída, con retrocesos mensuales de hasta 10,65% en junio y 25,10% en julio, hasta tocar un piso de 602.713 millones en septiembre, 23,42% por debajo del nivel de enero; en ese mismo tramo el sector privado desplazó parte de sus colocaciones tradicionales hacia plazos fijos UVA, que crecieron 178% entre enero y septiembre como cobertura frente a la inflación; y en el cuarto trimestre, la suba forzada de la tasa de LELIQ hasta 71,59% anual, producto de la meta de crecimiento cero de la base monetaria y el desarme de las LEBAC, elevó las tasas pasivas y permitió una recuperación parcial, con un cierre de diciembre en 677.939 millones de pesos constantes que, de todos modos, quedó 13,86% por debajo del punto de partida. (Objetivo 3).

Con estas tres series ya construidas (presión fiscal, salario real y ahorro real) quedaba por resolver la pregunta central del trabajo: si la primera explica el comportamiento de la tercera, y en qué sentido. El coeficiente de correlación de Pearson entre la PFT trimestral y el promedio trimestral del stock de ahorro real arrojó un valor de $r = 0{,}5614$, es decir, una correlación lineal positiva de intensidad moderada. Ese resultado contradice la hipótesis de trabajo, que preveía una relación inversa: a mayor presión fiscal, menor ahorro. Lo que muestran los datos de 2018 es que ambas variables cayeron juntas en la segunda mitad del año, en lugar de moverse en sentidos

opuestos. Esto no significa que la relación teórica entre impuestos y ahorro sea errónea, sino que en 2018 hubo una tercera variable, el shock inflacionario y cambiario iniciado en abril, que afectó a la vez a la recaudación y al ahorro, y que terminó dominando el comportamiento de ambas series. Por el lado fiscal, la inflación infló el PBI nominal más rápido de lo que la AFIP pudo recaudar, empujando la PFT hacia abajo; por el lado del ahorro, esa misma inflación licuó el salario real y el stock de depósitos, empujando también al ahorro hacia abajo. El resultado es que las dos variables bajaron en el mismo período, lo que en el cálculo de Pearson se traduce en un coeficiente positivo, aunque el origen de ese movimiento conjunto no fue el mecanismo previsto en la hipótesis, sino un tercer factor común. (Objetivo General).

Tomado en conjunto, este recorrido permite sostener que durante 2018 la presión fiscal y el ahorro privado real no actuaron como polos opuestos, sino como dos variables sometidas a la misma presión de un contexto de inflación acelerada y devaluación. El Estado no logró convertir la mayor base nominal en más recaudación real, y los hogares y las empresas no lograron sostener el valor real de sus depósitos, ambos por la misma causa: el deterioro generalizado del poder adquisitivo de la moneda. El hallazgo es relevante en más de un sentido. Muestra, por un lado, que el análisis de correlación entre dos variables macroeconómicas puede llevar a conclusiones erróneas si no se incorpora el comportamiento de otras variables que interactúan con ambas, en este caso la inflación. Confirma, por otro, que el uso de los depósitos a plazo fijo como aproximación del ahorro privado solo es válido si se trabaja con valores deflactados, ya que la serie nominal, tomada de forma aislada, habría sugerido una conclusión opuesta a la real. Y aporta, además, evidencia sobre el funcionamiento del sistema tributario argentino en contextos de alta inflación: la recaudación, medida sobre el PBI, no necesariamente crece cuando sube la inflación, porque el desfasaje entre el momento en que se genera la obligación tributaria

y el momento en que efectivamente se cobra deja a la recaudación corriendo detrás de los precios.

Conviene señalar también los límites de este resultado. El período analizado es un único año, lo que impide generalizar la correlación positiva obtenida a otros contextos macroeconómicos con menor inflación o mayor estabilidad cambiaria; es plausible que en escenarios sin shock inflacionario sí se observe la relación inversa prevista originalmente en la hipótesis. Además, los depósitos a plazo fijo son solo una aproximación al ahorro privado total, ya que no capturan otras formas de ahorro (tenencia de moneda extranjera, bienes durables o inmuebles, entre otras) que también forman parte de las decisiones de previsión de los hogares argentinos y que, según la literatura revisada en el estado del arte, suelen activarse justamente en los períodos en que el ahorro bancario se retrae.

En definitiva, la presión fiscal en Argentina durante 2018 no explica por sí sola la contracción del ahorro privado real. El coeficiente de Pearson obtenido ($r = 0{,}5614$) muestra que ambas variables se movieron en la misma dirección, decreciente, como consecuencia de un shock inflacionario y cambiario que golpeó de forma simultánea la recaudación tributaria y la capacidad de ahorro de los hogares y las empresas. La hipótesis de una relación inversa entre presión fiscal y ahorro privado se rechaza para el período analizado, pero el trabajo deja planteada una explicación alternativa, consistente con la evidencia recolectada: en contextos de inestabilidad macroeconómica aguda, la inflación actúa como la variable dominante que condiciona tanto la recaudación estatal como el ahorro privado, subordinando a ambas a la dinámica del ciclo económico general por encima de la relación que la teoría tributaria convencional prevé entre ellas.

Referencias

Abel, A. B., & Bernanke, B. S. (2004). *Macroeconomía* (4.ª ed.). Pearson Educación.

Administración Federal de Ingresos Públicos [AFIP/ARCA]. (2018). *Series estadísticas de recaudación tributaria mensual y anual por impuesto (Ejercicio fiscal 2018)* [Base de datos]. Ministerio de Economía de la Nación. https://www.afip.gob.ar/institucional/estudios/serie-anual/

Banco Central de la República Argentina. (2018). *Informes Monetarios Mensuales (Enero - Diciembre de 2018)* [Informes técnicos y series de tiempo]. BCRA. https://www.bcra.gob.ar/listado-informe-monetario-mensual/

Blanchard, O. (2017). *Macroeconomía* (7.ª ed.). Pearson Educación.

Cobeña Andrade, J. (2025). Desigualdad y presión fiscal en Sudamérica entre 2000-2020. *Revista de Ciencias Sociales y Económicas*, 9(1), 45-62.

Coremberg, A. (2000). El precio de la vivienda en Argentina: un análisis econométrico de sus determinantes fundamentales. *Papeles de Población*, 6(23), 115-138.

Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2009). *Macroeconomía* (10.ª ed.). McGraw-Hill.

Fino, M. (2022). Argentina ¿es un país con alta presión fiscal? *Revista de Tributación y Finanzas Públicas*, 14(2), 22-39.

Gruber, J. (2016). *Public Finance and Public Policy* (5.ª ed.). Worth Publishers.

Guerrero de Lizardi, C. (2015). Un enfoque imperfecto para medir la distribución de la riqueza financiera y no financiera de los hogares en México. *Economía Informa*, 394, 3-21.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5.ª ed.). McGraw-Hill.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2018). *Cuentas Nacionales. Oferta y demanda globales: Cuadro 8 (Producto Bruto Interno a precios de mercado desanualizado y*

acumulado) [Base de datos]. INDEC. https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-9-47

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2019). *Índice de Salarios: Diciembre de 2018* (Informes Técnicos, Vol. 3, N.º 35) [Informe técnico]. INDEC. https://sitioanterior.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/salarios_02_19.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2026). *Índice de Precios al Consumidor (IPC): Cobertura nacional con base Diciembre 2016 = 100* [Base de datos]. INDEC. https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-31

Lanteri, L. N. (2007). Ahorro y crecimiento: alguna evidencia para la economía argentina, 1970-2004. *Economía Mexicana. Nueva Época*, 16(2), 205-235.

Ley N.º 27.430. (2017, 29 de diciembre). *Modificación de impuestos nacionales y reforma tributaria integral*. Boletín Oficial de la República Argentina. N.º 33.781. https://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/anexos/305000-309999/305262/texact.htm

Mankiw, N. G. (2012). *Principios de Economía* (6.ª ed.). Cengage Learning.

Mankiw, N. G. (2014). *Macroeconomía* (8.ª ed.). Antoni Bosch Editor.

Romer, D. (2006). *Macroeconomía Avanzada* (3.ª ed.). McGraw-Hill.

Rosen, H. S. (2008). *Hacienda Pública* (7.ª ed.). McGraw-Hill.

Rossignolo, D. (2015). Impactos sobre la equidad de los cambios en la política tributaria en Argentina. *Revista de Economía Pública*, 18(1), 89-112.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012). *Introducción a la Econometría* (3.ª ed.). Pearson Educación.

Teixeira, A. (2024). Key drivers of economic growth in Portugal and the Eurozone. *International Journal of Economic, Business and Management Research*, 8(2), 101-125.

Villegas, H. B. (2001). *Curso de finanzas, derecho financiero y tributario* (8.ª ed.). Depalma.

Wahren, P. (2015). Causas y efectos de las devaluaciones en Argentina. *Cuadernos de Economía Política*, 12(3), 55-78.