

# ESTIMACIÓN DE CURVA DE PHILLIPS Y COCIENTE DE SACRIFICIO EN ARGENTINA. UN ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL PERÍODO 2003-2022

---

**Autores:** Nicolás Bertholet / Gabriel Montes Rojas / Fernando Toledo

**Fuente:** Revista de Economía Política de Buenos Aires, Vol. 30, Año 19,  
(Diciembre-Mayo 2025), p. 41-76.

**Publicado por:** Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires.

---

## RESUMEN

Estimamos una curva de Phillips para Argentina durante el período 2003-2022. Controlando por el tipo de cambio, la inflación tiene una asociación negativa con la tasa de desempleo. Esta relación es unidireccional y asimétrica y opera desde el desempleo hacia la inflación. Un aumento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de desempleo conlleva una caída acumulada de la inflación trimestral de 7,5 pp; en contraste, un aumento de 1 pp en la tasa de inflación tiene un impacto negativo en el desempleo de 1 pp.

**Palabras clave:** curva de Phillips, inflación, desempleo, Argentina, modelos VAR

Nicolás Bertholet / Gabriel Montes Rojas / Fernando Toledo (2025). Estimación de curva de Phillips y cociente de sacrificio en Argentina. Un análisis empírico para el período 2003-2022. Revista de Economía Política de Buenos Aires, 30(19), 41-76. [https://doi.org/10.56503/repba.Nro.30\(2025\)/3265](https://doi.org/10.56503/repba.Nro.30(2025)/3265)



La revista opera bajo licencia Creative Commons:  
Atribución-NoComercial-SinDerivadas CC BY-NC-ND (CC BY-NC-ND 4.0). Es una publicación gratuita sostenida por la Facultad de Ciencias Económicas y el Instituto Interdisciplinario de Economía Política de la Universidad de Buenos Aires que protege los derechos intelectuales de sus miembros.



# ESTIMACIÓN DE CURVA DE PHILLIPS Y COCIENTE DE SACRIFICIO EN ARGENTINA UN ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL PERÍODO 2003-2022

## PHILLIPS CURVE ESTIMATION AND SACRIFICE OUTPUT RATIO IN ARGENTINA AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR THE 2003-2022 PERIOD

Recibido 2/09/2024. Aceptado 29/11/2024.

Nicolás Bertholet\*/ Gabriel Montes Rojas\*\*/ Fernando Toledo\*\*\*

<https://orcid.org/0009-0002-8846-037X> <https://orcid.org/0000-0002-8447-4929> <https://orcid.org/0000-0002-7898-9790>

### RESUMEN

Estimamos una curva de Phillips para Argentina durante el período 2003-2022. Controlando por el tipo de cambio, la inflación tiene una asociación negativa con la tasa de desempleo. Esta relación es unidireccional y asimétrica y opera desde el desempleo hacia la inflación. Un aumento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de desempleo conlleva una caída acumulada de la inflación trimestral de 7,5 pp; en contraste, un aumento de 1 pp en la tasa de inflación tiene un impacto negativo en el desempleo de 1 pp.

*Palabras clave:* curva de Phillips, inflación, desempleo, Argentina, modelos VAR

### ABSTRACT

We estimate a Phillips curve for Argentina during the 2003-2022 period. Controlling for the exchange rate, inflation negatively affects the unemployment rate. Thus, unemployment and inflation show a negative relationship, but it is unidirectional and asymmetrical, going from unemployment to inflation. An increase of 1 percentage point (pp) in the unemployment rate entails an accumulated drop in quarterly inflation of 7.5 pp; in contrast, a 1 pp increase in the inflation rate negatively affects unemployment of 1 pp.

*Keywords:* Phillips curve, inflation, unemployment, Argentina, VAR models

---

\* Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Buenos Aires, Argentina.

CONICET-Universidad de Buenos Aires. Instituto Interdisciplinario de Economía Política. Buenos Aires, Argentina. - [nicolasbertholet1@gmail.com](mailto:nicolasbertholet1@gmail.com)

\*\* Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Buenos Aires, Argentina.

CONICET-Universidad de Buenos Aires. Instituto Interdisciplinario de Economía Política. Buenos Aires, Argentina. - [gabriel.montes@economicas.uba.ar](mailto:gabriel.montes@economicas.uba.ar)

\*\*\* Universidad Nacional de La Plata (UNLP) La Plata, Argentina. - [toledo.fernando.cesar@gmail.com](mailto:toledo.fernando.cesar@gmail.com)

Códigos JEL: C32, E24, E31

## I. Introducción

La economía argentina transita desde hace aproximadamente dos décadas un sendero de inflación crónica,<sup>1</sup> caracterizado por un incremento sostenido, generalizado y persistente de precios que resulta significativamente disruptivo en términos macro y microeconómicos (Morra, 2021; de la Vega et al., 2024). Los intentos fallidos de distintas facciones políticas locales para estabilizar la inflación responden a una multiplicidad de factores. El éxito en la lucha contra la inflación crónica exige articular de forma sinérgica los distintos instrumentos de política macroeconómica con la finalidad de minimizar el cociente de sacrificio (i.e., caída del nivel de actividad o incremento de la tasa de desempleo ligados a la reducción de la tasa de inflación).<sup>2</sup>

La experiencia local e internacional en materia de estabilización inflacionaria sugieren que la adopción de un enfoque de estabilidad macroeconómica no acotado de forma excluyente a la estabilidad nominal resulta deseable. Aun cuando sea arduo eludir el costo recesivo asociado a la estrategia de estabilización implementada, es importante minimizar el impacto negativo sobre el producto y el empleo, particularmente por sus implicancias distributivas regresivas, como así también por cuestiones de eficiencia económica y sostenibilidad política.

Diversos estudios han examinado los factores explicativos del fenómeno inflacionario en Argentina. Con la finalidad de dar cuenta del peso específico de estas variables, se han estimado curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas<sup>3</sup> (D'Amato y Garegnani, 2009) y otras formas reducidas de carácter *ad hoc* (de la Vega et al., 2024; Montes Rojas y Toledo, 2022; García Cicco et al., 2022; Zack et al., 2017; Frenkel y Friedheim, 2017 y Trajtenberg et al., 2015).

---

<sup>1</sup> La inflación crónica se caracteriza por ser alta y persistente (Pazos, 1969).

<sup>2</sup> El cociente de sacrificio se define como el ratio entre la pérdida porcentual en términos de PIB o tasa de desempleo y los cambios en el componente tendencial de la tasa de inflación (duración del episodio desinflacionario), definido como la media móvil de 9 trimestres de la tasa de inflación, calculada desde  $t-4$  hasta  $t+4$ , donde  $t$  representan trimestres (Ball, 1994; Zhang, 2005).

<sup>3</sup> Las curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas incorporan como principales factores explicativos de la tasa de inflación un componente inercial, un componente *forward looking* (expectativas racionales), la brecha del producto local y externa y, en algunas variantes, variables externas que reflejan shocks de oferta (tipo de cambio nominal, precio de commodities y precio de la energía; ver Bems et al., 2021; Galí y Gertler, 1999).

---

Entre los determinantes usuales de la tasa de inflación, suelen identificarse el componente inercial, el conflicto distributivo, la brecha del producto, las expectativas de inflación, el tipo de cambio nominal y los precios internacionales. En el caso de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas, las formas reducidas estimadas comúnmente atribuyen mayor peso explicativo al componente de tipo *forward looking* (suponiendo, por lo general, expectativas racionales) que al *backward looking* (inercia), y atribuyen un rol clave a la brecha del producto local en detrimento de la brecha del producto externa y de los shocks de oferta (tipo de cambio nominal e inflación importada).

Las curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas explican la tasa de inflación mediante un componente inercial (inflación rezagada un período), la brecha del producto local, las expectativas de inflación (racionales, componente *forward looking*), la brecha del producto externa y distintos shocks de oferta (tipo de cambio nominal, precios de commodities y precios de la energía). A diferencia de estas versiones modernas de las curvas de Phillips, las variantes tradicionales conciben la explicación de la tasa de inflación a partir de un componente inercial, la tasa de desempleo en lugar de la brecha del producto y distintos shocks de oferta. La diferencia entre ambas reside en la relevancia atribuida al componente inercial y al comportamiento *backward looking* para modelizar las expectativas inflacionarias y al hecho de considerar explícitamente o no al desempleo en lugar de la brecha del producto como *proxy* de presiones inflacionarias por el lado de la demanda agregada.

La estimación de formas reducidas para la curva de Phillips, ya sean Nuevo Keynesianas Híbridas o tradicionales, permite computar cuán sensible es la tasa de inflación a shocks que incrementen la tasa de desempleo o reduzcan la actividad económica, y de este modo brindar indicios que aproximen empíricamente el cociente de sacrificio, indicador clave ligado a la eficiencia de la política monetaria (aquella que minimiza el *trade off* entre volatilidad nominal y volatilidad real).

La explicación de la inflación crónica en Argentina exige, por un lado, destacar la relevancia del componente inercial y, por otro, reconocer la importancia insoslayable del tipo de cambio nominal y la dinámica de precios

externos sobre la tasa de inflación. El debate teórico y empírico sobre qué tipo de especificación de curva de Phillips resulta conveniente estimar excede los objetivos del presente estudio. Sin perjuicio de ello, cabe señalar que la selección de una forma reducida que dé cuenta de estos factores no sólo encuentra sustento en la literatura, sino resulta pertinente al considerar la naturaleza del fenómeno inflacionario, dadas las especificidades locales.

Con relación a los estudios preexistentes que estiman curvas de Phillips para Argentina, el presente trabajo aporta nueva evidencia al estimar una versión del triángulo de Gordon (2011), según la cual la tasa de inflación se explica por su componente inercial, una *NAIRU*<sup>4</sup> que varía en el tiempo, y un conjunto de shocks de oferta (tipo de cambio nominal y precios de commodities). La contribución metodológica novedosa es estimar la curva de Phillips mediante modelos VAR, a diferencia de gran parte de la evidencia previa que suele priorizar el uso de técnicas GMM. A diferencia de la literatura que ha abordado estos temas con antelación en nuestro país, se estima una curva de Phillips tradicional a la Gordon en lugar de una curva de Phillips Nuevo Keynesiana Híbrida, ya que nos interesa, adicionalmente, computar el cociente de sacrificio. Sin perjuicio de ello, aportes previos que estiman curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas remarcan la relevancia del tipo de cambio nominal, las expectativas inflacionarias y la brecha del producto al explicar la dinámica de precios en nuestra economía.

La estimación de curvas de Phillips que incorporen estas características y retomen el espíritu de su formulación original (Phillips, 1958), en términos de contemplar la incidencia de la tasa de desempleo en lugar de la brecha del producto sobre la tasa de inflación, es la primera contribución del presente estudio.

La segunda contribución es señalar que la curva de Phillips emerge a nivel empírico en Argentina solo al controlar el efecto del tipo de cambio nominal. En consecuencia, el *trade off* entre inflación y desempleo (o actividad económica, al chequear la robustez de nuestros hallazgos) se manifiesta únicamente al dar cuenta de la relevancia de esta variable y de su

---

<sup>4</sup> *NAIRU* es un acrónimo en inglés utilizado para denotar la tasa de desempleo que no genera presiones inflacionarias (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*).

---

impacto inflacionario y recesivo. Es por eso que estimamos también un modelo VAR sin incluir el tipo de cambio para mostrar como el shock del desempleo sobre la inflación se torna no significativo. Nuestro aporte evalúa la forma reducida que resulta de considerar la relación tasa de desempleo e inflación y al contemplar la incidencia del tipo de cambio nominal, se busca corroborar la hipótesis de devaluaciones contractivas en línea con lo que han encontrado otros trabajos para Argentina (ver Bertholet, 2023; Montes Rojas y Bertholet, 2023 y Campos, 2022, entre otros). En ese sentido, se evalúa el impacto de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre el producto y no se analiza la conexión entre nivel de tipo de cambio real y crecimiento económico vía el canal de bienes transables (ver Palazzo, 2024; Palazzo y Rapetti, 2017; Rapetti, 2016; Razmi et al., 2012; Frenkel y Ros, 2006).

El tercer aporte de la investigación es estimar modelos de vectores autorregresivos (VAR) para estimar la curva de Phillips tradicional en Argentina con datos trimestrales para el período 2003-2022. Si bien el uso de modelos VAR no es novedoso (existen estudios que emplean este método para estimar curvas de Phillips con propósitos prospectivos en nuestro país, ver D'Amato et al., 2018), permite computar funciones impulso respuesta (FIR) y calcular un *proxy* del cociente de sacrificio.

Los principales resultados muestran que un aumento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de desempleo conlleva una caída de la inflación trimestral de 7,5 pp; en contraste, un aumento de 1 pp en la tasa de inflación disminuye el desempleo en 1 pp aunque esta última relación no es significativa en el largo plazo. Esto significa que un punto de incremento de la tasa de desempleo reduce en aproximadamente 2,4 pp la tasa de inflación mensual<sup>5</sup>. Las dinámicas de corto plazo siguen las siguientes trayectorias. Mientras el efecto de aumentar el desempleo implica inicialmente una caída de alrededor de medio punto porcentual trimestral en la inflación y el mayor impacto se concentra en el primer año, el efecto de un shock inflacionario es mayormente de corto plazo y se torna no significativo estadísticamente. En línea con la interpretación de la curva de Phillips,

---

<sup>5</sup> La inflación mensual se calcula de la siguiente manera:  $[1.075^{(1/3)}-1]*100$

---

existe una relación negativa entre desempleo e inflación, pero la misma es unidireccional y asimétrica, yendo del desempleo hacia la inflación. Esto determina que un plan de estabilización se puede basar en un proceso recesivo, pero un programa económico que genera inflación no tendrá necesariamente un correlato de disminución del desempleo.

Diferentes chequeos de robustez confirman la validez de estos hallazgos. Primero se corrobora que los resultados se mantienen si se usa una variable de agregados monetarios (M2) como determinante adicional de la inflación. Segundo, se preservan los resultados en términos cualitativos si se utiliza el crecimiento del producto en vez de la tasa de desempleo. Tercero, se utiliza un período previo al quiebre estructural del primer trimestre de 2018, lo cual arroja hallazgos similares a los anteriores (aunque de menor magnitud). Finalmente, se presentan otros ordenamientos alternativos de Cholesky para garantizar la robustez de los resultados.

El trabajo se divide de la siguiente manera. En la sección II se revisa la literatura sobre la curva de Phillips y los estudios sobre determinantes de la inflación en Argentina para el período reciente. En la sección III se presenta la metodología econométrica y las fuentes de información utilizadas. En la sección IV se exhiben los resultados y en la sección V se exhiben las conclusiones principales.

## **II. Revisión de la literatura**

La literatura sobre la curva de Phillips ha despertado un renovado interés en los últimos años, en particular luego de la Crisis Financiera Global de 2008-2009 y durante el período post pandémico. Los estudios recientes se han focalizado prioritariamente en estimar la pendiente de la curva de Phillips en Estados Unidos (Galí y Gambertti, 2019), examinar la relación entre curva de Phillips y política monetaria óptima (McLeay y Tenreiro, 2020), analizar curvas de Phillips durante el período de sincronización inflacionaria global post pandémico (Bernanke y Blanchard, 2024), vincular la curva de Phillips a la dinámica del mercado laboral norteamericano (Autor et al., 2023), incorporar a las estimaciones parámetros que varían en el tiempo (Bonam et al., 2018), estudiar el rol de las expectativas inflacionarias (Hazell et al., 2022), controlar no linealidades (Forbes et al., 2021),

---

y proveer evidencia empírica para países con distinto nivel de desarrollo (Bems et al., 2021).

Gran parte de estos trabajos estima curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas y pondera la brecha del producto local y las expectativas racionales a la hora de explicar la tasa de inflación. Sin embargo, el debate sobre la forma reducida apropiada para la curva de Phillips dista de estar saldado.

Estudios como el de Gordon (2011) o Christopher (2023) plantean como estrategia superadora recuperar la especificación original de la curva de Phillips para dar cuenta del rol de la tasa de desempleo en lugar de la brecha del producto, remarcar la relevancia del componente inercial (clave en contextos de inflación crónica) y el rol de los shocks de oferta. El conocido esquema del “triángulo de Gordon” sugiere justamente una forma reducida acorde a estas ideas: la tasa de inflación depende de su propia inercia, de la diferencia entre la tasa de desempleo observada y la *NAIRU* (la cual varía en el tiempo) y de shocks de oferta (tipo de cambio nominal y precios externos).

En términos de evidencia empírica sobre la estimación de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas para Argentina, D’Amato y Garegnani (2009) contemplan separadamente la influencia de la devaluación nominal y la inflación externa sobre los precios domésticos. Dichas autoras encuentran que: 1) la inflación responde tanto a su comportamiento pasado como a las expectativas sobre el futuro, y 2) cuando la inflación tendencial se incrementa, el efecto de la brecha del producto sobre los precios domésticos se debilita y la inflación responde en mayor medida a las expectativas.

Para la Argentina y otros países de la región, la necesidad de controlar por el tipo de cambio en los modelos que establecen un *link* entre variables nominales y reales tiene larga data. Existe una amplia literatura al respecto que enfatiza el rol del tipo de cambio real como determinante central de la performance económica. En particular, controlando por el tipo de cambio nominal, shocks en la tasa de inflación tienen, por definición, un efecto sobre el tipo de cambio real, que a su vez incide en las exportaciones e importaciones.

En línea con aproximaciones *ad hoc* de formas reducidas que evalúan los determinantes de la tasa de inflación, los antecedentes empíricos más cercanos a la presente contribución se encuentran en los estudios de la

Vega et al. (2024), Montes Rojas y Toledo (2022), García Cicco et al. (2022), Zack et al. (2017), Frenkel y Friedheim (2017) y Trajtenberg et al. (2015).

De la Vega et al. (2024) evalúan la relación entre la tasa de inflación y sus determinantes en Argentina, empleando datos trimestrales durante el período 2004-2022 y un enfoque de VECM. Sus hallazgos sugieren que un plan antiinflacionario para Argentina debería tener en consideración tanto la mayor relevancia que tienen el componente inercial, el tipo de cambio y la tasa de interés en la dinámica de corto plazo del nivel de precios, como la relación de largo plazo entre precios, tasa de interés y nivel de actividad económica.

Montes Rojas y Toledo (2022) examinan los efectos empíricos de dos shocks externos que desencadenan presiones inflacionarias en Argentina. El primer shock involucra los precios internacionales de los productos básicos agrícolas exportados por el país. El segundo shock afecta el tipo de cambio nominal. Mediante la estimación de modelos VAR con quintiles direccionados para el período 2004-2019, estos autores advierten cómo el *pass-through* de estos shocks a la tasa de inflación opera de manera asimétrica y se manifiesta principalmente a través de incrementos en los salarios nominales. Esta investigación encuentra que un shock en los precios internacionales de las materias primas agrícolas exportadas por Argentina genera un *pass-through* del 10%, frente a un shock en el tipo de cambio nominal con un *pass-through* del 25%.

García Cicco et al. (2022) realizan un estudio comparativo de las dinámicas de la inflación y sus diversos determinantes para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay durante el período 2004-2019. Estos autores advierten que la influencia de la persistencia de la propia inflación da cuenta de gran parte de las dinámicas de inflación en Argentina, Uruguay y (en menor medida) Brasil. Para los casos de Colombia y México, la contribución relativa de la persistencia autónoma y de la generada por rezagos de los otros determinantes es más pareja. Finalmente, en el análisis de Chile, la persistencia autónoma tiene una influencia poco relevante.

Zack et al. (2017) estiman dos modelos VECM para el período octubre de 2004 a febrero de 2016: el “modelo monetarista” y el “modelo extendido”. La inflación es la variable dependiente en ambos casos. Si bien la

---

oferta monetaria y el nivel de actividad son las variables independientes en ambos modelos, en el “Modelo Extendido” se suman el tipo de cambio y los salarios. Los resultados muestran una mejor performance en el caso de este último modelo, el cual enfatiza la importancia del componente inercial y el tipo de cambio, mientras que los salarios y la oferta monetaria juegan un papel menor, aunque también activo.

Frenkel y Friedheim (2017) proveen un análisis econométrico para explicar la tasa de inflación mensual de Argentina desde junio de 2006 a enero de 2014, y concluyen que: 1) los salarios mensuales promedio aumentaron a tasas anuales que casi siempre fueron superiores a la suma de la inflación anual pasada más el aumento anual de la productividad; 2) la sobreindexación del costo laboral unitario fue el principal factor explicativo de la tasa de inflación; y 3) el componente inercial, representado por la tasa de inflación mensual del período anterior, explica el 60% de la tasa de inflación observada.

A través de una estimación GMM de panel dinámico para 11 economías latinoamericanas, Trajtenberg et al. (2015) encuentran que el tipo de cambio nominal, el costo unitario laboral y los precios internacionales de las materias primas son los principales determinantes que contribuyen a explicar la variación anual de la tasa de inflación promedio durante 1990-2014 en Argentina.

En lo que concierne a la medición del cociente de sacrificio ligado a la estimación de curvas de Phillips Nuevo Keynesianas Híbridas con expectativas racionales, los resultados empíricos referidos a la medición del *trade off* entre inflación y actividad económica no suelen ser del todo robustos (Rudd y Whelan, 2007). En este sentido, Gómez y Julio (2003) estiman un conjunto de ecuaciones (curva de Phillips y demanda agregada) para describir los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia con datos trimestrales durante 1990-2000. El cociente de sacrificio representa 0.79% del PIB y se calcula como la pérdida acumulada en la brecha del producto luego de un shock permanente que reduce la tasa de inflación anual en 1%.

Los estudios que estiman el coeficiente de sacrificio a partir de curvas de Phillips con expectativas adaptativas suelen emplear medidas de la brecha de desempleo como proxies de la actividad económica y repor-

tan indicadores situados entre 0.55% y 1.96% en términos del incremento anualizado de la tasa de desempleo observado en países de la Zona Euro (Cuñado y Pérez de Gracia, 2003). Sin embargo, los coeficientes asociados a la tasa de desempleo no resultan significativos ni negativos en algunos casos (Italia, Luxemburgo, España y Francia). Beccarini y Gros (2008) también miden el cociente de sacrificio a partir de la estimación de una curva de Phillips con expectativas adaptativas. Este indicador varía entre 1.35% y 4.08% en términos del PIB para el caso de la Zona Euro y entre 2.26% y 3.19% en los Estados Unidos.

Por último, la medición del cociente de sacrificio a través de modelos VAR encuentra un antecedente relevante en el estudio de Cecchetti y Rich (2001). Estos autores aplican esta metodología econométrica a los Estados Unidos y encuentran que los cocientes de sacrificio representan entre 0.19 y 9.87% en términos de PIB. Durand et al. (2008) estiman modelos VAR estructurales a la Zona Euro y estiman cocientes de sacrificio de 1.19% en términos de PIB para el conjunto de dicha zona y medidas que van de 0.02% a 2.07% en términos de PIB. Dramani y Thiam (2012) emplean una metodología similar para 7 economías africanas que forman parte de la Unión Económica y Monetaria de África Occidental. En promedio, la estimación del cociente de sacrificio arroja un valor de 0.6% en términos de PIB, presentando el menor valor en el caso de Benín (0.06% en términos de PIB) y el mayor valor en el caso de Senegal (1.34% en términos de PIB). Reyes Pena (2003) es otro de los estudios que adopta la metodología de Cecchetti y Ring (2001) para medir el cociente de sacrificio en Colombia durante 1991-2001. La estimación del modelo VAR estructural sugiere que, en el caso de este país, la reducción de la tasa de inflación tiene un costo real que representa 0.89% en términos de PIB.

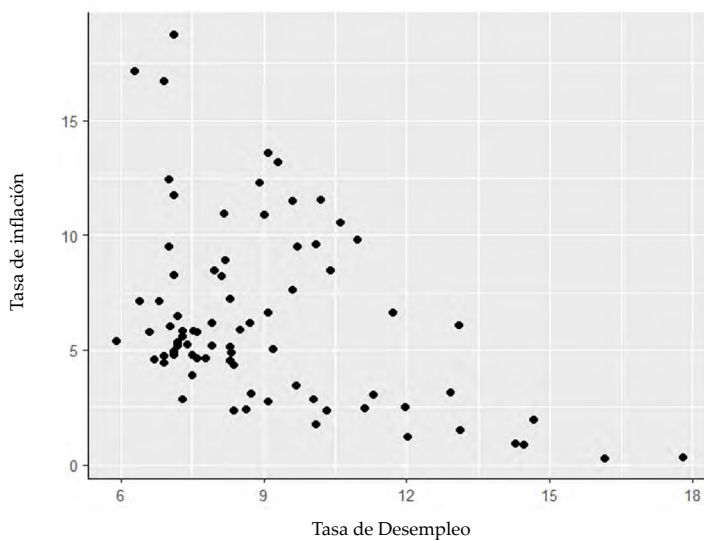
### **III. Metodología**

La motivación del presente trabajo se presenta en la figura 1. En la misma se observa una relación débilmente negativa y un tanto difusa entre tasa de inflación y tasa de desempleo en Argentina. La hipótesis de la investigación es que esta relación dispersa obedece a que se omite el tipo de cambio nominal en el análisis, variable crucial para comprender el fenómeno

---

inflacionario local (ver Palazzo et al., 2023). Lo mismo encontramos en el modelo VAR bivariado sin incluir el tipo de cambio nominal (Ver Anexo). La justificación económica para incorporar el tipo de cambio nominal como determinante de la curva de Phillips es la existencia de una relación unidireccional directa entre los precios de los bienes finales importados y el índice de precios al consumidor (IPC). Esto es lo que muestra la amplia literatura sobre ERPT. Además, las variaciones del tipo de cambio nominal también se reflejan en el costo de los insumos intermedios importados y en el potencial ajuste de los salarios nominales a los movimientos del IPC. Es por ello que en el modelo VAR se incorpora esta variable para evaluar si se verifica la relación negativa entre desempleo e inflación, tal como sugiere la curva de Phillips tradicional.

**Figura 1. Curva de Phillips en Argentina. Inflación trimestral y desempleo. II.2003-IV-2022**



*Fuente: elaboración propia en base al Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).*

Para analizar los determinantes de la tasa de inflación en Argentina, proponemos un modelo VAR conformado por un vector de tres variables

endógenas  $Y_t = (u_t, tcn_t, inf_t)$ , donde  $u_t$  denota la tasa de desempleo,  $tcn_t$  la diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal, e  $inf_t$  la tasa de inflación calculada como la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor.

Para las dos últimas variables se computa el promedio de los tres meses que componen el trimestre, y luego se le aplica la diferencia logarítmica. Un punto central para el análisis consiste en la identificación de shocks estructurales. Las variables económicas son el resultado de interacciones complejas y estratégicas que involucran a distintos agentes. Por ello, el modelo VAR (en su forma reducida) sufre de los llamados problemas de identificación. Esto es, no está claro cómo evaluar la relación entre inflación y desempleo, porque ambas variables son codeterminadas. Para nuestro ejercicio conceptual esto es importante porque nos interesa estimar los efectos hipotéticos de un shock tanto en el desempleo como en la tasa de inflación en forma autónoma. Cabe detenernos brevemente para conceptualizar qué sería un shock exógeno a la variable tasa de desempleo o inflación. En ambos casos estamos pensando en una política o intervención deliberada para afectar dichas variables. Por ejemplo, para la tasa de desempleo podemos imaginar una política de despidos masivos, que, en una primera instancia, afecta el empleo pero no tiene un impacto directo sobre la inflación. Para la inflación podemos considerar una política monetaria restrictiva que apunte a anclar las expectativas inflacionarias, pero que no necesariamente tenga un efecto contemporáneo sobre el empleo.

Para subsanar este problema, utilizamos la llamada descomposición de Cholesky a efectos de ortogonalizar los residuos basados en restricciones sobre las relaciones causales contemporáneas (es decir, en el mismo trimestre). Dado un orden impuesto, la primera variable afecta a todas las demás variables contemporáneamente, la segunda afecta a todas las variables menos la primera, etc. Al tratarse de una metodología recursiva, lo central es definir el orden de las variables de la matriz de Cholesky que en este caso es el siguiente:  $u_t \rightarrow tcn_t \rightarrow inf_t$ . La identificación que se propone implica que la tasa de desempleo (una variable real) afecta contemporáneamente a las variables nominales pero no es afectada por ellas en forma contemporánea; y el tipo de cambio nominal afecta la inflación

---

(en el mismo trimestre) pero no al revés. La justificación de este ordenamiento es que las devaluaciones del tipo de cambio se ven reflejadas en los precios más rápidamente que el impacto que tienen los precios sobre el tipo de cambio nominal.

Realizamos tres chequeos de robustez. En primer lugar, estimamos un modelo VAR ampliado que incorpora el agregado monetario M2 en diferencias logarítmicas ( $m2_t$ , calculado como la diferencia logarítmica del promedio trimestral) como variable endógena con el siguiente orden:  $u_t \rightarrow m2_t \rightarrow tcn_t \rightarrow inf_t$ . En segundo lugar, usamos el PIB trimestral desestacionalizado en diferencias logarítmicas en vez de la tasa de desempleo. El orden de Cholesky para el segundo análisis de robustez II es:  $pib_t \rightarrow tcn_t \rightarrow inf_t$ . Finalmente, examinamos un período reducido y acotado previo al régimen de alta inflación que comienza en 2018, es decir usando solo el lapso temporal 2003-2017.

Para que la estimación del modelo VAR sea consistente, aseguramos que no exista autocorrelación en los residuos y que los mismos sean ruido blanco. Se eligen rezagos siguiendo el criterio BIC, garantizando la ausencia de autocorrelación serial. Un análisis de las series para el período 2003-2022 marca un claro quiebre estructural en el primer trimestre de 2018 (Ver Anexo). Para dar cuenta de este quiebre estructural, se incorpora una variable *dummy* a partir del primer trimestre de 2018 en todas las especificaciones. Para evaluar si este cambio afecta los resultados, estimamos el modelo VAR para el período previo a 2018 en el análisis de robustez. Se eligieron 2 rezagos para todos los modelos excepto el último.

**Cuadro 1. Variables y fuentes de información utilizadas**

Nombre	Nomenclatura	Descripción	Fuente
Índice de Precios al Consumidor	ipc	Promedio trimestral IPC mensual	CEPED en base a INDEC e institutos de estadísticas provinciales
M2	m2	Promedio trimestral del stock M2 mensual (en millones de pesos)	BCRA
Tasa de desempleo	u	Tasa de desempleo relevada trimestralmente por la Encuesta Permanente de Hogares	INDEC
Producto Interno Bruto	y	Oferta y Demanda Globales - Serie desestacionalizada Millones de pesos a precios de 2004	INDEC
Tipo de cambio nominal bilateral con Estados Unidos	tcn	Tipo de cambio "Comunicación a A3500" (promedio trimestral Tipo de cambio nominal mensual)	BCRA

*Nota: El cuadro 1 sintetiza las mismas, incluyendo las variables incorporadas en los cheques de robustez. En todos los casos, las variables tienen periodicidad trimestral. Siglas utilizadas: BCRA: Banco Central de la República Argentina; CEPED: Centro de Estudios sobre Población, Empleo y Desarrollo; INDEC: Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina.*

*Fuente: elaboración propia en base a INDEC y al BCRA.*

## IV. Resultados

### IV.1 Modelo base

El modelo principal de nuestro análisis (modelo base) contiene las siguientes variables: desempleo, inflación y (tasa de cambio del) tipo de cambio nominal. En las figuras 2 y 3 se presentan las FIR para dar cuenta de las respuestas de la inflación (figura 2) y la tasa de desempleo (figura 3), a partir de distintos shocks en las variables endógenas. En la primera fila de cada figura se exhiben las FIR, y en la segunda las FIR acumuladas.

Se advierte que en los efectos de largo plazo (24 trimestres), un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo conlleva una caída de la inflación del 7,5 pp (figura 2D), mientras que un incremento de 1 pp en la tasa de inflación tiene un efecto sobre el desempleo de 1 pp (figura 3D). El

---

efecto es temporario, ya que el efecto acumulado deja de ser significativo estadísticamente. Cabe destacar que la inflación está medida en base trimestral, por lo que el efecto anterior corresponde a una caída de 2,4 pp en base mensual.

Las dinámicas de corto plazo muestran los siguientes comportamientos. Mientras el efecto de aumentar la tasa de desempleo implica inicialmente una caída de alrededor de medio punto porcentual trimestral en la inflación y el efecto absoluto crece levemente durante el primer año y posteriormente se va reduciendo gradualmente hasta desaparecer (figura 2B). El efecto inicial de un shock inflacionario es una caída de aproximadamente 0,1 pp de corto plazo y el efecto absoluto se mantiene durante el primer año y va disminuyendo gradualmente (figura 3B). El efecto es solamente significativo en el corto plazo.

En línea con la interpretación de la curva de Phillips tradicional, existe una relación negativa entre desempleo e inflación, pero la evidencia nos indica que la misma es unidireccional y asimétrica, yendo del desempleo hacia la inflación. Esto nos indica que un plan de estabilización se puede basar en un proceso recesivo, pero un programa económico que genera inflación no necesariamente tendrá un correlato de disminución del desempleo.

Es interesante observar también que un incremento de la tasa de devaluación de 1 pp conlleva un efecto inflacionario de corto plazo de aproximadamente 4 trimestres, volviéndose no significativo luego, mientras que aumenta el desempleo en 0,4 pp en el largo plazo. Esto último implica que encontramos que las devaluaciones se relacionan a aumentos del desempleo y se corrobora la hipótesis de devaluaciones contractivas.

En términos de descomposición de varianza (ver figura A1 del apéndice), observamos que la varianza de la tasa de desempleo es explicada mayormente por sí misma, mientras que el tipo de cambio nominal (en diferencias logarítmicas) explica alrededor de 12% y alrededor de un 10% por la inflación. La varianza de la inflación es explicada en casi un 25% por el tipo de cambio nominal (en diferencias logarítmicas) y un 23% por la tasa de desempleo.

---

Cabe mencionar que esta relación es sólo estadísticamente significativa una vez que tomamos en cuenta el tipo de cambio como variable endógena (ver el anexo, Figura A2).

**Figura 2. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de inflación**

Figura 2A: shock de tipo de cambio    Figura 2B: shock de desempleo, FIR nominal, FIR

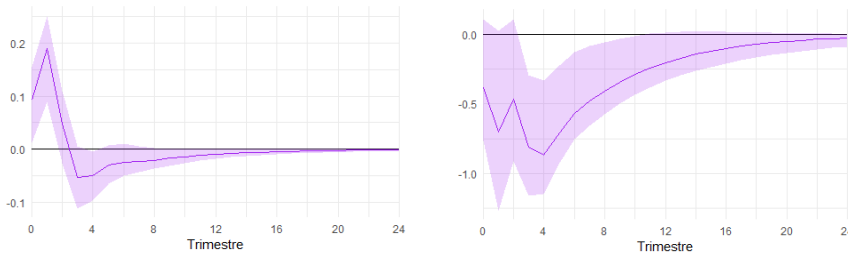
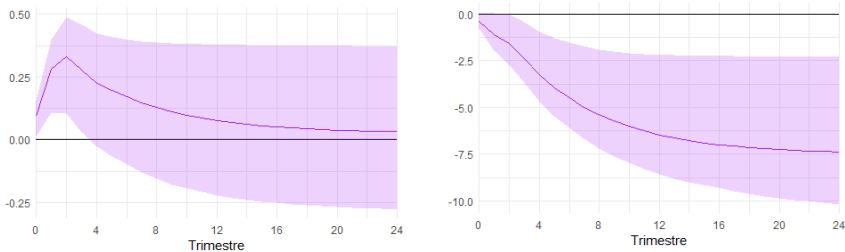


Figura 2C: shock de tipo de cambio    Figura 2D: shock de desempleo, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

**Figura 3. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de desempleo**

Figura 3A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

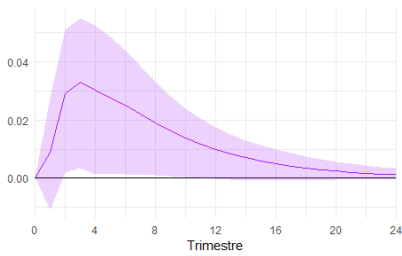


Figura 3B: shock de inflación, FIR

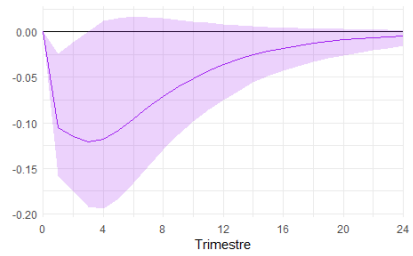


Figura 3C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

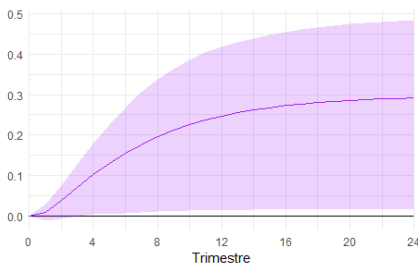
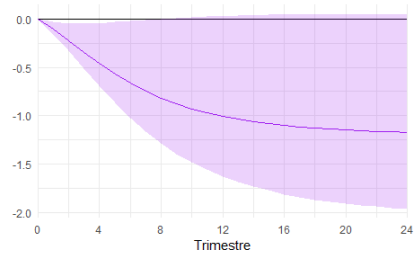


Figura 3D: shock de inflación, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la tasa de desempleo a los diferentes shocks.*

#### **IV.2 Análisis de robustez I. Adición de M2**

Como primer análisis de robustez de los resultados, se incorpora un agregado monetario (M2, en diferencias logarítmicas) como determinante de la inflación. En particular, se busca comprobar que la relación se mantiene si se considera M2 como variable endógena en el contexto de un potencial programa de estabilización. Las figuras 4 y 5 muestran las respuestas a distintos shocks sobre la tasa de inflación y la tasa de desempleo, respectivamente. Los efectos que determinan la relación entre desempleo e inflación se mantienen inalterados en comparación con el modelo base.

#### **IV.3 Análisis de robustez II. PIB trimestral desestacionalizado**

Como segundo análisis de robustez, se utiliza el PIB trimestral desestacionalizado en diferencias logarítmicas en vez de la tasa de desocupación. Los nuevos hallazgos se exhiben en las figuras 6 y 7. En este análisis de robustez encontramos que una mayor tasa de crecimiento del producto está asociada a un incremento de la tasa de inflación, lo que es lo esperado y se encuentra en línea con los resultados asociados al uso de la tasa de desempleo como variable endógena. En este caso, sin embargo, los efectos no son estadísticamente significativos. Por otro lado, un aumento de la inflación tiene un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento en el corto plazo, pero negativo en el largo plazo. En comparación con los resultados anteriores, la tasa de desempleo presenta un efecto mucho más claro en cuanto a la relación con la inflación.

También encontramos que la suba del tipo de cambio nominal (en diferencias logarítmicas) tiene un efecto negativo sobre la tasa de crecimiento del producto, con un efecto acumulado de -0,3 pp.

---

**Figura 4. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de inflación**

Figura 4A: shock de tipo de cambio      Figura 4B: shock de desempleo, FIR  
 nominal, FIR

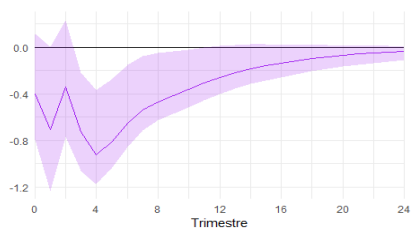
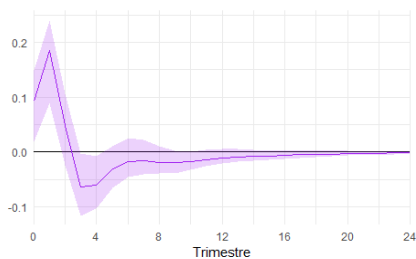


Figura 4C: shock de M2, FIR

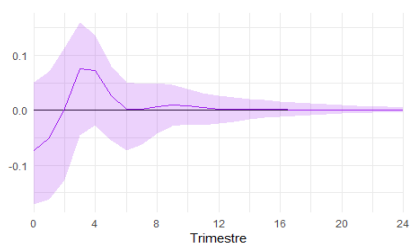


Figura 4D: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

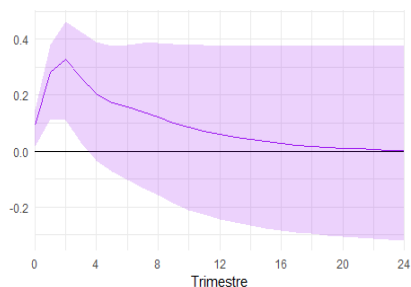


Figura 4E: shock de desempleo, FIR acumulada

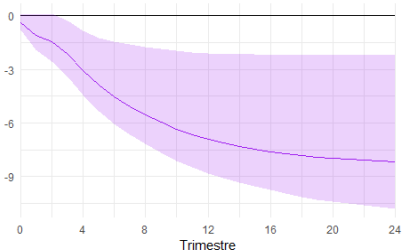
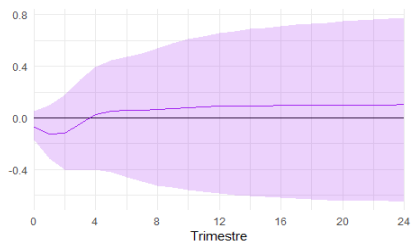


Figura 4F: shock de M2, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks*

**Figura 5. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de desempleo**

Figura 5A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

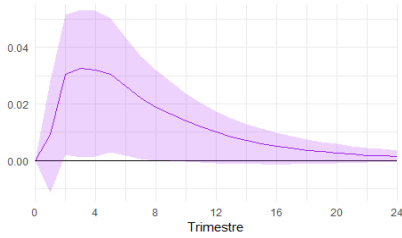


Figura 5B: shock de inflación, FIR

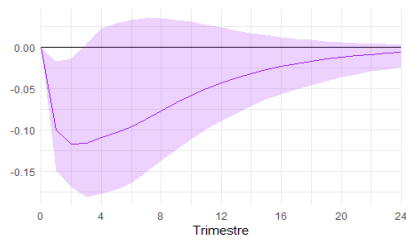


Figura 5C: shock de M2, FIR

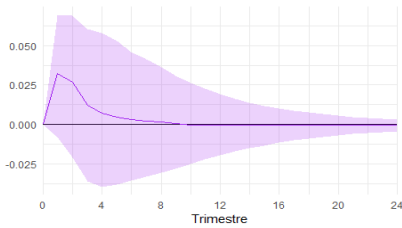


Figura 5D: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

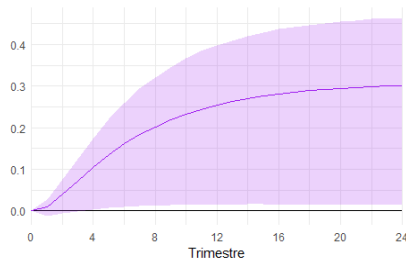


Figura 5E: shock de inflación, FIR acumulada

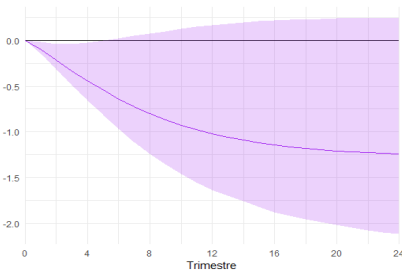
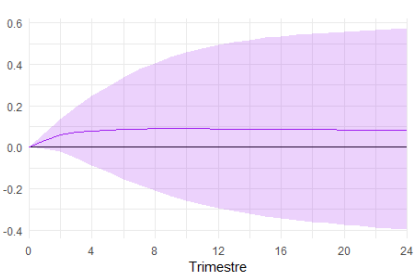


Figura 5F: shock de M2, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la tasa de desempleo a los diferentes shocks.*

**Figura 6. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de inflación**

Figura 6A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

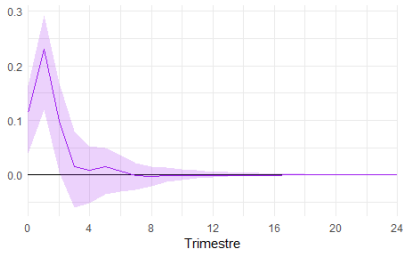


Figura 6B: shock de tasa de crecimiento PBI, FIR

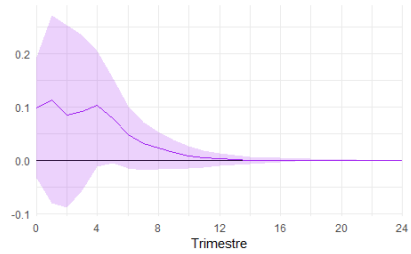


Figura 6C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

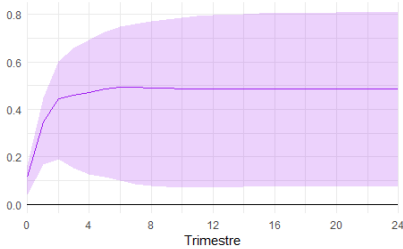
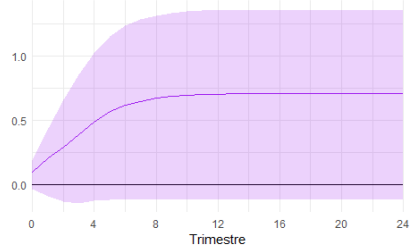


Figura 6D: shock de tasa de crecimiento PBI, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

**Figura 7. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.  
Variable respuesta: Tasa de crecimiento PIB**

Figura 7A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

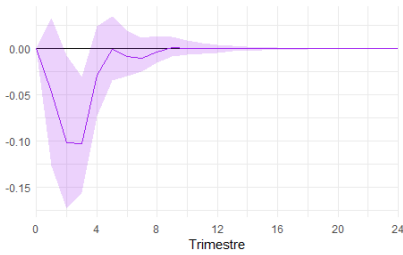


Figura 7B: shock de inflación, FIR

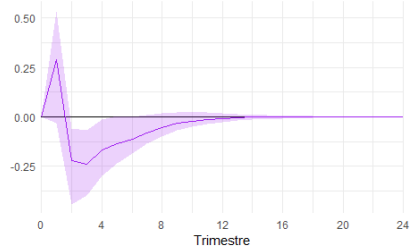


Figura 7C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

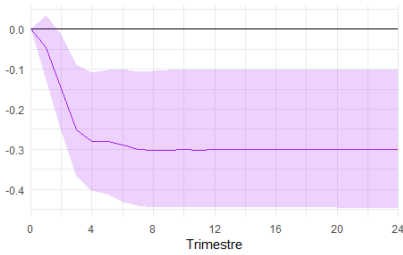
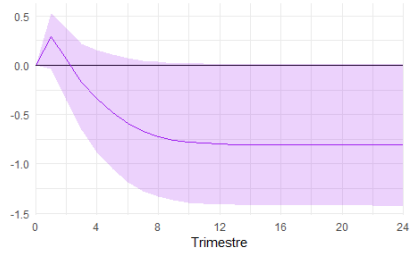


Figura 7D: shock de inflación, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

---

#### **IV.4 Análisis de robustez III. Muestra acortada (2003-2017)**

Finalmente, estudiamos los modelos VAR previos al quiebre estructural del primer trimestre de 2018, es decir durante 2003-2017. En este caso, se busca analizar la existencia de una relación del tipo curva de Phillips, pero para un lapso de mayor homogeneidad en los procesos estocásticos, a fin de evaluar si el tratamiento del quiebre estructural es determinante de los resultados empíricos precedentes. Los resultados aparecen en las figuras 8 y 9. Para este subperíodo, se observa que el desempleo tiene un efecto negativo sobre la inflación: 1 pp de desempleo baja la inflación 4 pp. Este efecto es entonces menor que el observado para la muestra completa hasta 2022. Por otro lado, en línea con la asimetría comentada anteriormente, la inflación no afecta significativamente a la tasa de desempleo.

Una comparación del modelo base con este último determina que el período de alta inflación más reciente (post 2018) presenta a la inflación con una mayor sensibilidad a aumentos de desempleo. De esta manera, el costo en términos de desempleo sería menor en regímenes de alta inflación que en los de inflación moderada (pre 2018).

---

**Figura 8. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de inflación**

Figura 8A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

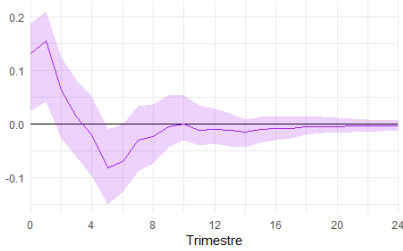


Figura 8B: shock de desempleo, FIR

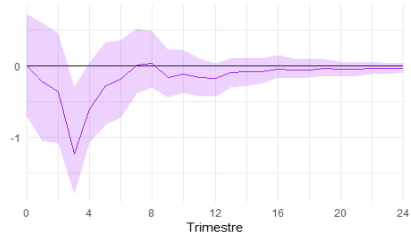


Figura 8C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

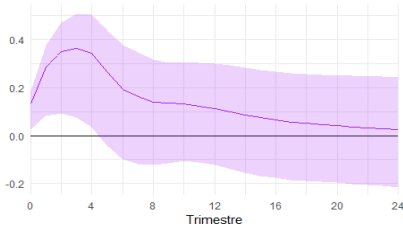
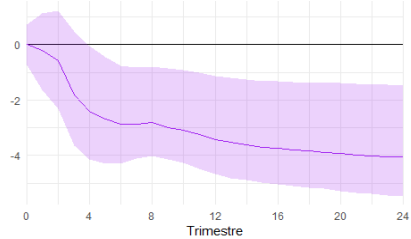


Figura 8D: shock de desempleo, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

**Figura 9. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de desempleo**

Figura 9A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

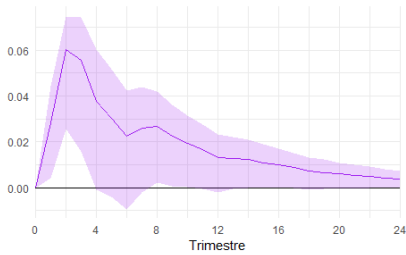


Figura 9B: shock de inflación, FIR

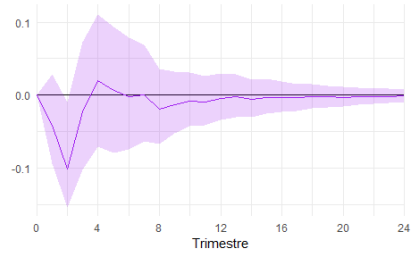


Figura 9C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

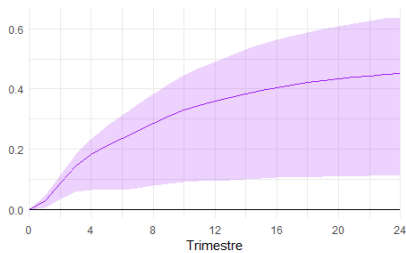
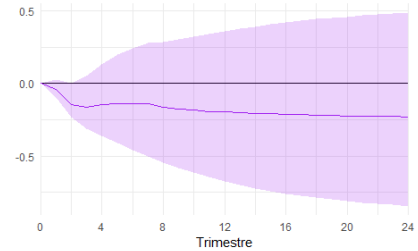


Figura 9D: shock de inflación, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el año del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

#### **IV.5 Análisis de robustez IV. Distinto ordenamiento de Cholesky**

Como último análisis de robustez, modificamos el ordenamiento de Cholesky que en este caso es el siguiente:  $u_t \rightarrow inf_t \rightarrow tcn_t$ . El ordenamiento se justifica a partir de la literatura de medición del cociente de sacrificio que utiliza modelos VAR. Sin perjuicio de ello, cabe aclarar que diversos estudios empíricos emplean el producto en vez de la tasa de desempleo como primera variable (ver, entre otros, Cecchetti y Rich, 2001; Dramani y Thiam, 2012; Durand et al., 2008 y Reyes Pena, 2003). La tasa de desempleo se trata de una variable real por lo que afecta a las variables nominales, pero no es afectada por ellas en forma contemporánea. Esto implica que en el ordenamiento siempre la ubicamos en primer lugar y, por lo tanto, el orden alternativo que nos queda es alterar el orden de las otras dos variables.

Los resultados aparecen en las figuras 10 y 11, y son muy similares al modelo base. En particular el efecto de un shock de desempleo sobre la inflación es virtualmente idéntico a 7,5 pp, aunque el efecto de inverso no es estadísticamente significativo.

---

**Figura 10. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.**  
**Variable respuesta: Tasa de inflación**

Figura 10A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

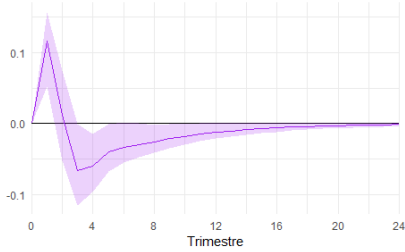


Figura 10B: shock de desempleo, FIR

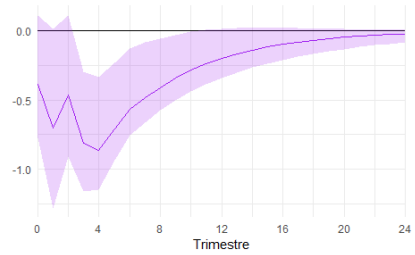


Figura 10C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

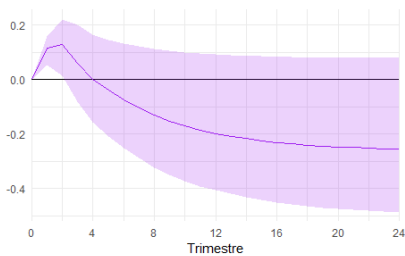
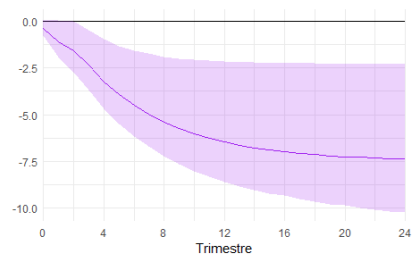


Figura 10D: shock de desempleo, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

**Figura 11. Funciones impulso respuesta absoluta y acumulada.  
Variable respuesta: Tasa de desempleo**

Figura 11A: shock de tipo de cambio nominal, FIR

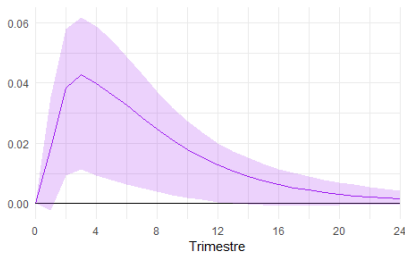


Figura 11B: shock de inflación, FIR

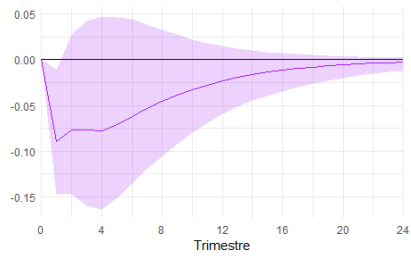


Figura 11C: shock de tipo de cambio nominal, FIR acumulada

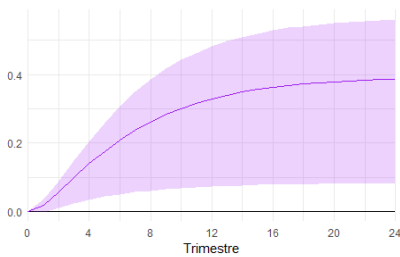
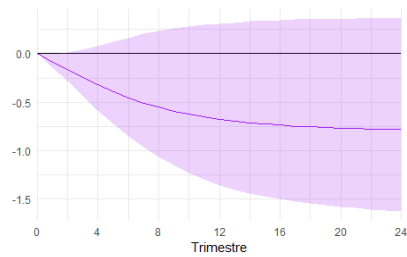


Figura 11D: shock de inflación, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el año del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*

## V. Conclusiones

El presente trabajo contribuye a la evidencia empírica sobre estimaciones de curvas de Phillips en Argentina. Concretamente, se incorpora al conjunto de resultados existentes en la literatura la idea de que la relación negativa y significativa entre tasa de inflación y desempleo en nuestro país se manifiesta únicamente luego de incorporar el tipo de cambio nominal como variable endógena del modelo VAR durante el período 2003-2022.

Los principales hallazgos de la investigación muestran que en el modelo base utilizado un aumento de 1 pp en la tasa de desempleo conlleva una caída acumulada (en 24 trimestres) de la inflación trimestral de 7,5 pp; en contraste, un aumento de 1 pp en la tasa de inflación tiene un impacto negativo en el desempleo de 1 pp aunque no es significativa estadísticamente.

Diferentes chequeos de robustez confirman la validez de nuestros hallazgos. Primero se corrobora que los resultados se mantienen si se usa una variable de agregados monetarios (M2) como determinante adicional de la inflación. Segundo, los principales resultados se mantienen en términos cualitativos si se cambia el desempleo por el crecimiento del producto. De esta manera, también agregamos una estimación del cociente de sacrificio para Argentina en línea con la literatura basada en modelos VAR estructurales. Tercero, la evidencia aquí presentada también tiene validez al emplear una muestra más acotada del período previa al quiebre estructural del primer trimestre del 2018. Finalmente, los resultados son robustos a distintos ordenamientos de la matriz de Cholesky.

En términos de política macroeconómica, la gestión de gobierno debe monitorear de cerca el cociente de sacrificio, ya que el mismo refleja un costo productivo y social significativo a la hora de diseñar un programa de estabilización integral de la inflación en Argentina y puede, de ser lo suficientemente severo, minar el éxito de la estrategia antiinflacionaria adoptada en caso de acrecentar desmedidamente las tensiones sociales ligadas a eventos recesivos profundos, aumentos notorios del desempleo y mayor desigualdad.

**Contribución de autoría**

Conceptualización, Curación de datos, Análisis formal, Investigación, Metodología, Administración del proyecto, Recursos, Software, Supervisión, Validación, Visualización, Redacción – borrador original, Redacción – revisión y edición: Nicolás Bertholet, Gabriel Montes-Rojas y Fernando Toledo.

---

---

## VI. Referencias bibliográficas

- Autor, D., Dube A., & McGrew. A. (2023). The unexpected compression: Competition at work in the low, *NBER Working Paper* 31010.
- Ball, L. (1994). What determines the sacrifice ratio? In Mankiw, G. (ed.): *Monetary Policy*, Chapter 5, 155-193. The University of Chicago Press.
- Beccarini, A., & Gros, D. (2008). At what cost price stability? New Evidence about the Phillips curve in Europe and the United States, *CEPS Working Document* No. 302.
- Bems, R., Caselli, F., Grigoli, F., & Gruss, B. (2021). Expectations' anchoring and inflation persistence, *Journal of International Economics*, 132.
- Bernanke, B., & Blanchard, O. (2024). An analysis of Pandemic-era inflation in 11 economies, *Hutchins Center Working Paper*, # 91.
- Bertholet, N. (2023). Devaluaciones contractivas en América Latina: un análisis de los casos de Argentina, Chile y Colombia (1950-2019). Trabajo Final de Posgrado, Universidad de Buenos Aires: [http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-2820\\_BertholetN.pdf](http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-2820_BertholetN.pdf)
- Bonam, D., de Hann, J. & van Limbergen, D. (2018). Time-varying wage Phillips curves in the euro area with a new measure for labor market slack, *De Nederlandse Bank NV Working Paper*, No. 587.
- Campos, L. (2023). Short- and long-run effects of devaluations: Evidence from Argentina. *Journal of Iberian and Latin American Economic History*, 41(2), 213-241.
- Cecchetti, S. G., & Rich, R. W. (2001). Structural estimates of the U.S. sacrifice ratio. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(4), 416-427.
- Christopher, M. (2023). A traditional nominal wage Phillips curve: Theory and evidence, *Economic Record*, 99(324), 108-121.
- Cuñado, J., & Pérez de Gracia, F. (2003). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65-83.
- D'Amato, L., & Garegnani, L. (2009). Short-run dynamics of inflation: Estimating a hybrid new-keynesian phillips curve for Argentina (1993-2007). *Ensayos Económicos*, 55.
- D'Amato, L., Gómez Aguirre, M., Garegnani, L., Krysa, A., & Libonatti, L. (2018). Forecasting inflation in Argentina: A comparison of different models, *Economic Research Working Papers*, 81. Banco Central de la República Argentina.
-

- De la Vega, P., Zack, G., Calvo, J. y Libman, E. (2024). Determinantes de la inflación en Argentina, 2004-2022. *Ensayos Económicos*, 83. Banco Central de la República Argentina.
- Durand J. J., Huchet-Bourdon M., & Licheron, J. (2008). Sacrifice ratio dispersion within the Euro zone: What can be learned about implementing a single monetary policy? *Int Rev Appl Econ*, 22(5), 601-621.
- Dramani, L., & Thiam, I. (2012). Sacrifice ratio in West African Economic and Monetary Union (WAEMU). *Journal of Contemporary Management*, 61-70.
- Forbes, K., Gagnon, J., & Collins, C. (2021). Pandemic inflation and nonlinear, global Phillips curves. <https://cepr.org/voxeu/columns/pandemic-inflation-and-nonlinear-global-phillips-curve>
- Frenkel, R., & Friedheim, D. (2017). Inflation in Argentina during the 2000s. *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(1), 43-60.
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in Latin America. *World Development*, 34(4), 631-646.
- Galí, J., & Gambertti, L. (2019). Has the U.S. wage Phillips curve flattened? A semi-structural exploration. *NBER Working Paper*, 25476.
- Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gómez, J., & Julio J. M. (2003). Transmission mechanisms and inflation targeting: The case of Colombia's disinflation. *Revista de Análisis Económico*, 18(2), 109-133.
- Gordon, R. T. (2011). The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation. *Económica*, 78(309), 10-50.
- Hazell, J., Herreño, J., Nakamura, E., & Steinsson, J. (2022). The slope of the Phillips curve: Evidence from U.S. states, *Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1299-1344.
- Lütkepohl, H., & Kraetzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- McLeay, M., & S. Tenreyro, S. (2020). Optimal inflation and the identification of the Phillips curve. *NBER Macroeconomics Annual*, 34. The University of Chicago Press Journals.
- Montes Rojas, G., & Bertholet, N. (2023). When are devaluations more contractionary? A quantile VAR model estimation for Argentina. In Toledo, F. and L.P. Rochon (eds.): *Monetary Policy Challenges in Latin America*, Chapter 8, 132-149, Edward Elgar, Cheltenham.
-

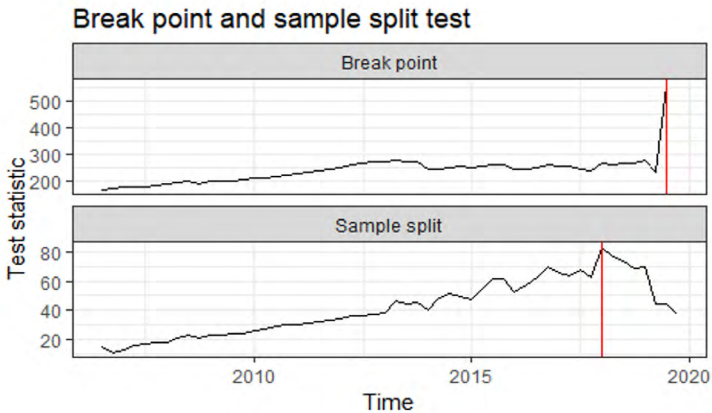
- 
- Montes Rojas, G., & Toledo, F. (2022). External shocks and inflationary pressures in Argentina: A post-Keynesian-structuralist empirical approach, *Review of Political Economy*, 34(4), 789-806.
- Morra, F. (2021). Inflación crónica: patrones macroeconómicos y procesos de desinflación. [Tesis de Doctorado en Economía]. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. <https://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/125210>
- Palazzo, G., & Rapetti, M. (2017). Real exchange rate and export performance in Argentina, 2002-2008. *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(1): 75-94.
- Pazos, F. (1969). *Medidas para detener la inflación crónica en América Latina*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957, *Económica*, 25(100), 283-299.
- Rapetti, M. (2016). The real exchange rate and economic growth: Some observations on the possible channels. In *Macroeconomics and Development: Roberto Frenkel and the Economics of Latin America*, 250-268. Columbia University Press.
- Razmi, A., Rapetti, M., & Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), 151-169.
- Reyes Pena, J. D. (2003). The cost of disinflation in Colombia: A sacrifice ratio approach, *Archivos de Economía*, 3579. Departamento Nacional de Planeación.
- Rudd, J., & Whelan, K. (2007). Modeling inflation dynamics: A critical review of recent research, *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 155-170.
- Trajtenberg, L., Valdecantos, S. y Vega, D. (2015). Los Determinantes de la inflación en América Latina: Un estudio empírico del período 1990-2013. En *Estructura Productiva y Política Macroeconómica. Enfoques Heterodoxos desde América Latina*, editado por A. Bárcena, A. Prado y M. Abeles, 163-190. CEPAL.
- Zack, G., Montané M. y Kulfas, M. (2017). Una aproximación a las causas del proceso inflacionario argentino reciente, *Serie Documentos de Trabajo del IIEP*, 19.
- Zhang, L. (2005). Sacrifice ratios with long-lived effects, *International Finance*, 8(2), 231-262.
-

## ANEXO

**Test de Chow de cambio estructural**

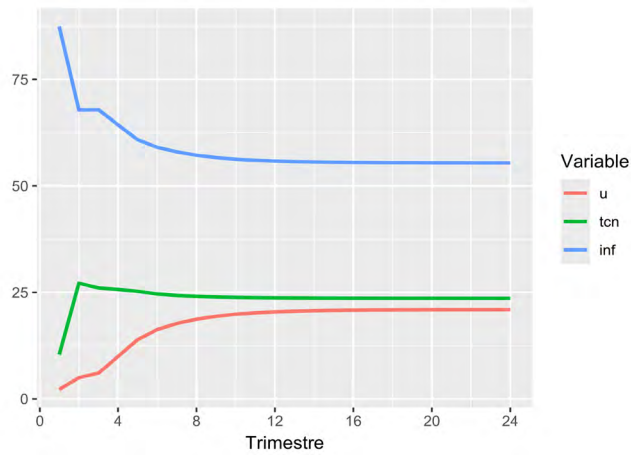
El test de Chow se utiliza como un test de división de la muestra (*Sample-split test*) y de punto de quiebre (*Break-point test*) (ver explicación en Lütkepohl y Kraetzig, 2004). Para ello, se necesita estimar un modelo VAR y validar el supuesto punto de quiebre estructural o de división de la muestra. El punto de división de la muestra se encuentra en el primer trimestre de 2018, ya que es el que arroja el estadístico más alto del test y resulta estadísticamente significativo.

Test	Test statistic	95% critical value	p-value
Break-point Test:	265.84	290.15	0.54
Sample-split test	83.21	65.06	<2e-16 ***

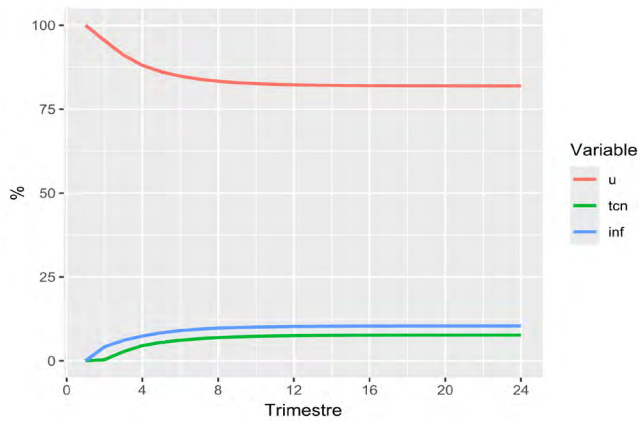


**Figura A1. Descomposición de varianza, modelo base. Tasa de inflación y desempleo**

### Tasa de inflación



### Tasa de desempleo



**Figura A2. Modelo VAR sin incluir tipo de cambio nominal**

Figura A2.A: shock de desempleo sobre inflación, FIR

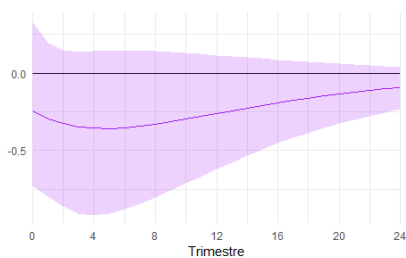


Figura A2.B: shock de inflación sobre desempleo, FIR

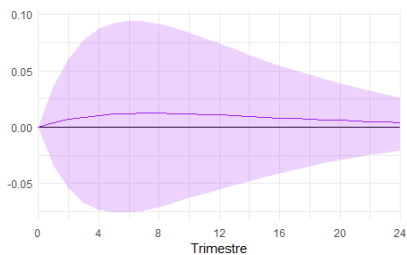


Figura A2.C: shock de desempleo sobre inflación, FIR acumulada

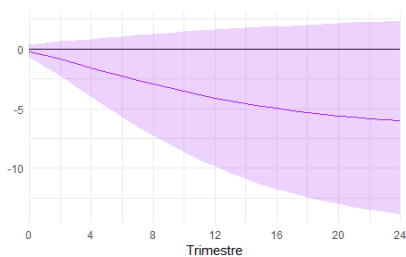
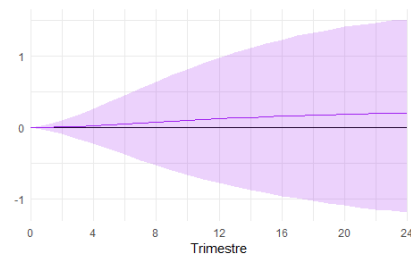


Figura A2.D: shock de inflación sobre desempleo, FIR acumulada



*Nota:  $t=0$  es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta de la inflación a los diferentes shocks.*