

Departamento de Economía

Tipo de documento: Tesis de maestría



Maestría en Economía

Lecciones de la hiperinflación

Un marco bayesiano para el estudio de creencias y costos políticos de la dominancia monetaria

Autoría: Mazzitelli, Franco

Fecha: 2025

¿Cómo citar este trabajo?

Mazzitelli, F. (2025). "Lecciones de la hiperinflación. Un marco bayesiano para el estudio de creencias y costos políticos de la dominancia monetaria". [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13577>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la **Universidad Torcuato Di Tella** bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

Lecciones de la hiperinflación

Un marco bayesiano para el estudio de creencias y
costos políticos de la dominancia monetaria

Tesis de Maestría en Economía

Alumno Franco Mazzitelli
Legajo 23C3897
Tutor Andrés Neumeyer
Fecha 15 de junio de 2025

El trabajo puede encontrarse en inglés
y en su versión más reciente [en este sitio](#).

Resumen

Este trabajo investiga cómo los responsables de la política económica aprenden de episodios de alta inflación para elegir entre regímenes de dominancia monetaria y dominancia fiscal, donde solo el primero conlleva costos políticos. Inspirado en Buera et al. (2011), construyo un marco de aprendizaje bayesiano en el que los responsables de la política actualizan sus creencias sobre los resultados inflacionarios específicos de cada régimen en base a datos observados. Utilizando un panel de seis países latinoamericanos de 1961 a 2024, estimo la dinámica de las creencias mediante un filtro de Kalman y recupero la estructura de los costos políticos a través de un modelo Probit. Los resultados muestran que los episodios de hiperinflación aceleran el aprendizaje a favor de la dominancia monetaria. Sin embargo, elevados costos políticos relacionados con déficits fiscales altos, estancamiento o bajos precios internacionales, por ejemplo, pueden retrasar o impedir los cambios de régimen. Estos hallazgos resaltan que tanto la experiencia como las condiciones favorables son clave para sostener la estabilidad de precios.

Índice

1. Introducción	2
2. Un modelo de aprendizaje	2
2.1. El modelo	2
2.2. Actualización de las creencias mediante un filtro de Kalman	4
2.3. Inferencia bayesiana mediante estimación de máxima verosimilitud	5
2.4. Calibración de las distribuciones a priori y consideraciones sobre los datos	7
3. Aprendizaje del trauma	9
3.1. Determinación de la dominancia monetaria y fiscal	9
3.2. Evolución de las creencias a posteriori sobre π^L, π^H	11
3.3. Medición de los costos políticos	12
4. Conclusión	18

1. Introducción

Milton Friedman afirmó célebremente que «la inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario». Esta visión fue posteriormente revisada por Thomas Sargent, quien afirmó que «la inflación sostenida y elevada es siempre y en todo lugar un fenómeno fiscal, en el que el banco central es un cómplice monetario». A esto se podría añadir: «Pero esto es algo que los países tienen que aprender». En este trabajo formalizo cómo los responsables de la política económica aprenden de episodios de alta inflación qué políticas son efectivas para lograr la estabilidad de precios, y examino las condiciones que obstaculizan la implementación de esas políticas.

Buera, Monge-Naranjo y Primiceri (2011) modelaron la lenta difusión global de políticas orientadas al mercado mediante un marco de aprendizaje bayesiano en el que los responsables de la política aprenden qué régimen —orientación de mercado o intervención estatal— genera mayor crecimiento, siendo la orientación de mercado el único que conlleva costos políticos. Desarrollé un marco similar, en el que los responsables de la política económica persiguen baja inflación y eligen entre el régimen de dominancia fiscal o el régimen de dominancia monetaria, con costos políticos únicamente en este último. Dirijo mi atención a la historia de seis grandes economías latinoamericanas con al menos un episodio de hiperinflación entre 1961 y 2024: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Perú y Venezuela.

La contribución de este trabajo es triple. Primero, cuantifico la evolución de las creencias sobre los resultados inflacionarios específicos de cada régimen mediante un filtro de Kalman aplicado a datos de inflación a nivel país. Segundo, estimo los costos políticos latentes de adoptar el régimen de dominancia monetaria, identificando sus principales determinantes. Tercero, revelo cómo las presiones fiscales, el crecimiento económico, la alineación geopolítica y las condiciones globales influyen en la probabilidad de adopción de un régimen. Este marco aporta conocimientos sobre la economía política de la estabilización de la inflación: incluso cuando los responsables de la política creen que el régimen de dominancia monetaria es efectivo, pueden evitarlo si los costos políticos percibidos son demasiado altos.

Con ello, esta tesis se basa en la literatura sobre credibilidad de la inflación, retraso en la estabilización (Alesina y Drazen, 1991), dominancia fiscal (Leeper, 1991; Woodford, 1995), aprendizaje bayesiano aplicado a la política (Buera et al., 2011) y añade la propuesta de Dornbusch (1985) de una teoría positiva de la credibilidad y la estabilización. Los resultados sugieren que alcanzar y mantener la dominancia monetaria requiere una experiencia traumática, un entorno político favorable o ambos.

2. Un modelo de aprendizaje

2.1. El modelo

Los responsables de la política económica eligen entre dos regímenes para minimizar la inflación. Los regímenes pueden ser de dominancia fiscal o de dominancia monetaria, pero solo este último conlleva costos políticos. Formalmente, la función de pérdida del responsable de la política en el

país i es:

$$\min_{\theta_{i,t} \in \{0,1\}} E_{i,t-1} [\pi_{i,t} + \theta_{i,t} C_{i,t}] \quad (1)$$

donde $E_{i,t-1}[\cdot]$ es la expectativa tomada en el tiempo $t - 1$, $\pi_{i,t}$ es la inflación observada en el tiempo t , $\theta_{i,t} = 1$ corresponde al régimen de dominancia monetaria, $\theta_{i,t} = 0$ corresponde al régimen de dominancia fiscal, y C_t representa los costos políticos que se activan únicamente cuando $\theta_{i,t} = 1$. Estos costos pueden entenderse como el temor a una recesión causada por el ajuste fiscal, internalizado por el responsable de la política que busca preservar su popularidad o evitar el sufrimiento a corto plazo de la población. La función de pérdida no depende de períodos futuros, lo cual equivale a asumir que los responsables de la política permanecen en el poder durante un solo período.

El régimen es observable y depende de $b_{i,t}$, la razón del cambio nominal en los préstamos del Banco Central al gobierno¹ $\Delta B_{i,t}$ normalizada por la base monetaria del período anterior $M_{i,t-1}$:

$$b_{i,t} = \frac{\Delta B_{i,t}}{M_{i,t-1}} = \frac{B_{i,t} - B_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$$

Sea \bar{b}_i el umbral prudente de dicha razón, por encima del cual el régimen pasa de dominancia monetaria a dominancia fiscal:

$$\theta_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{cuando } b_{i,t} \leq \bar{b}_i, \quad \text{régimen de dominancia monetaria} \\ 0 & \text{cuando } b_{i,t} > \bar{b}_i, \quad \text{régimen de dominancia fiscal} \end{cases} \quad (2)$$

En un régimen de dominancia fiscal, el Tesoro decide exógenamente la trayectoria futura de los presupuestos fiscales e impone la cantidad de señoreaje que el Banco Central se verá obligado a recolectar, perdiendo independencia para alcanzar sus propios objetivos monetarios (Sargent & Wallace, 1981). Así, un régimen de dominancia fiscal conduce finalmente a un aumento de la oferta monetaria, ya que el Banco Central compra los bonos del gobierno que el sector privado no demanda. Detectar dicho régimen únicamente observando las tasas de crecimiento de agregados como la base monetaria o M1 puede resultar engañoso, pues estas pueden aumentar por una mayor demanda de dinero o pueden ser dirigidas a corto plazo por el Banco Central. En cambio, encontré que la razón $b_{i,t}$ es más reveladora del régimen, pues valores persistentemente altos de $b_{i,t}$ señalan una sobreacumulación de deuda pública por parte del Banco Central y constituyen una señal de financiamiento del déficit. Dejo que el umbral \bar{b}_i sea positivo pero bajo, para evitar clasificar erróneamente movimientos habituales causados por operaciones de mercado abierto.

El problema de minimización está sujeto al proceso de inflación percibida por los responsables de la política:

$$\pi_{i,t} = \pi^H(1 - \theta_{i,t}) + \pi^L\theta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{de modo que } \pi_{i,t} = \begin{cases} \pi^L + \varepsilon_{i,t} & \text{régimen de dominancia monetaria} \\ \pi^H + \varepsilon_{i,t} & \text{régimen de dominancia fiscal} \end{cases}$$

Aquí, π^L y π^H representan los parámetros desconocidos de la tasa de inflación en estado estacionario en cada régimen. Se emplean superíndices L de bajo y H de alto porque, en teoría, el régimen de dominancia fiscal debería generar una inflación más alta, pero esto es algo que los responsables de

¹Ver definición exacta en el Apéndice B.

la política deberán aprender. Finalmente, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]$ es un vector aleatorio de choques exógenos a la tasa de inflación que se asume incorrelado en el tiempo pero posiblemente correlacionado entre países a través de los elementos fuera de la diagonal de la matriz de covarianza Σ , de modo que $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$.

Los valores verdaderos de los parámetros π^L, π^H son desconocidos para los responsables de la política. Por lo tanto, parten de distribuciones a priori y actualizan sus creencias tras la llegada de nueva información en un marco bayesiano. Para cada período t , las distribuciones a posteriori se convierten en las distribuciones a priori del siguiente período, comenzando con las distribuciones a priori $\hat{\pi}_{i,0}^L, \hat{\pi}_{i,0}^H$ para $t = 1$. La matriz de covarianza del término de error Σ se asume perfectamente conocida.

Incluso si el responsable de la política eventualmente aprende qué régimen genera menor inflación (capturado por un diferencial de creencias positivo $\hat{\pi}_{i,t}^H - \hat{\pi}_{i,t}^L$), aún puede optar por no adoptar el régimen de dominancia monetaria si los costos políticos $C_{i,t}$ son elevados. Estos costos son directamente observables para los responsables de la política, pero no para los investigadores, por lo que se requiere estimación basada en variables observables. Por ello, supongo que los costos políticos están regidos por el siguiente proceso:

$$C_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

donde $X_{i,t} \in \mathbb{R}^k$ es un vector de variables económicas y políticas observables, como el PBI per cápita, la ideología del partido gobernante, el índice de democracia o el déficit fiscal. El vector $\beta = [\beta^1, \beta^2, \dots, \beta^k]$ contiene los coeficientes que acompañan a las variables observables, los cuales se asume afectan a los países de manera similar. Finalmente, $\beta_{i,0}$ es el costo político fijo específico de cada país, mientras que $\mu_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,\mu}^2)$ es un choque de costos políticos aleatorio y específico de cada país.

Al combinar (1) y (3) se obtiene una regla de decisión simple: los responsables de la política adoptarán el régimen de dominancia monetaria si las ganancias esperadas en términos de menor inflación superan los costos políticos:

$$\theta_{i,t} = 1 \quad \text{si } E_{i,t-1}(\pi^H) - E_{i,t-1}(\pi^L) > C_{i,t} \quad (5)$$

2.2. Actualización de las creencias mediante un filtro de Kalman

Sea $\Pi \in \mathbb{R}^{2n}$ el vector de parámetros de inflación desconocidos para cada uno de los n países y dos regímenes:

$$\Pi \equiv [\pi_1^H, \dots, \pi_n^H, \pi_1^L, \dots, \pi_n^L]'$$

Inicialmente, los responsables de la política parten de una densidad a priori gaussiana para el vector aleatorio Π , de modo que $\Pi \sim N(\hat{\Pi}_0, P_0^{-1})$. Aquí, $\hat{\Pi}_0 \in \mathbb{R}^{2n}$ es el vector de medias a priori para ambos regímenes y para cada país, mientras que la matriz de covarianza a priori es la inversa de la matriz de precisión a priori $P_0^{-1} \in \mathbb{R}^{2n \times 2n}$. Asumo la siguiente estructura para las distribuciones a priori:

$$\hat{\Pi}_0 = [\pi_{1,0}^H, \dots, \pi_{n,0}^H, \pi_{1,0}^L, \dots, \pi_{n,0}^L]' \quad P_0^{-1} = I_2 \otimes (V \cdot R \cdot V) \quad (6)$$

La matriz de precisión a priori tiene dos componentes principales: la matriz $V = \text{diag}(\nu_i) \in \mathbb{R}^{n \times n}$ captura la incertidumbre acerca de los efectos de cada régimen en la inflación y afecta la velocidad de aprendizaje. Una alta incertidumbre en las distribuciones a priori del responsable de la política i implica que la llegada de nueva información tendrá un gran impacto en las medias a posteriori. La matriz $R \in \mathbb{R}^{n \times n}$ es la matriz de correlaciones a priori, con 1s en los elementos diagonales y un parámetro de correlación a priori ρ en los elementos fuera de la diagonal, idéntico para cada par de países, de modo que $R_{i,j} = \rho \quad \forall i \neq j$. La estructura de Kronecker asume que, inicialmente, los responsables de la política asignan correlación cero y el mismo grado de incertidumbre al impacto de ambos regímenes en la inflación.

Dado que asumo que (i) la información llega de forma secuencial, (ii) Π tiene una distribución gaussiana y (iii) el conocimiento sobre Σ es perfecto, al aplicar la regla de Bayes se obtiene un proceso sencillo para actualizar las creencias mediante distribuciones a priori conjugadas.

Sea $\theta_t \in \mathbb{R}^n$ el vector de ceros y unos que refleja la elección del régimen observado para cada país en el tiempo t , de modo que $\theta_t = [\theta_{1,t}, \dots, \theta_{n,t}]'$. Sea $\Theta_t \in \mathbb{R}^{n \times 2n}$ la matriz que organiza la información sobre los regímenes de forma conveniente, de modo que $\Theta_t = [\text{diag}(\theta_{i,t}), \text{diag}(1 - \theta_{i,t})]$. La matriz de precisión se actualiza de manera sencilla mediante el siguiente proceso:

$$P_t = P_{t-1} + \Theta_t^T \Sigma^{-1} \Theta_t \quad (7)$$

Sea $\mathbf{\Pi}_t \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ el vector con la inflación observada en el tiempo t para cada uno de los n países, $\hat{\Pi}_t \in \mathbb{R}^{2n \times 1}$ el vector de creencias a posteriori y $\hat{\Pi}_{t-1} \in \mathbb{R}^{2n \times 1}$ el vector de creencias a priori, iguales a los a posteriori del período anterior. La media de las creencias se actualiza de forma directa mediante un filtro de Kalman:

$$\hat{\Pi}_t = \hat{\Pi}_{t-1} + \underbrace{P_t^{-1} \Theta_t' \Sigma^{-1}}_{\text{ganancia de Kalman}} \left(\underbrace{\mathbf{\Pi}_t - \Theta_t \hat{\Pi}_{t-1}}_{\text{error de pronóstico}} \right) \quad (8)$$

De este modo, los responsables de la política aprenden de los errores de pronóstico, principalmente de sus propios errores, pero también de los de otros países. Estos efectos de aprendizaje entre países están contenidos en la ganancia de Kalman y dependen de ρ y de los elementos fuera de la diagonal en la matriz de covarianza de choques de inflación Σ .

2.3. Inferencia bayesiana mediante estimación de máxima verosimilitud

Con el filtro de Kalman, la trayectoria de las creencias desconocidas $\left[\{\hat{\pi}_{i,t}^L\}_{i=0}^n, \{\hat{\pi}_{i,t}^H\}_{i=0}^n \right]_{t=0}^T$ se reduce a solo dos vectores de incógnitas: $\{\hat{\pi}_{i,0}^L\}_{i=0}^n, \{\hat{\pi}_{i,0}^H\}_{i=0}^n$, ya que el resto de las estimaciones a posteriori se obtiene fácilmente con información observable sobre inflación y regímenes. Así, ahora paso a la derivación de la función de verosimilitud, que proporcionará las estimaciones a posteriori de los parámetros desconocidos restantes contenidos en el vector α :

$$\alpha = \{ \{ \hat{\pi}_{i,0}^L \}_{i=0}^n, \{ \hat{\pi}_{i,0}^H \}_{i=0}^n, \{ \nu_i \}_{i=0}^n, \{ \sigma_{i,\mu} \}_{i=0}^n, \{ \beta_i^0 \}_{i=0}^n, \beta, \rho \}$$

Estos parámetros desconocidos son:

$\hat{\pi}_{i,0}^L$	Creencias iniciales sobre la inflación bajo un régimen de dominancia monetaria
$\hat{\pi}_{i,0}^H$	Creencias iniciales sobre la inflación bajo un régimen de dominancia fiscal
ν_i	Desviación estándar de las creencias iniciales sobre cualquiera de los dos regímenes
$\sigma_{i,\mu}$	Desviación estándar del choque aleatorio de costos políticos
β_i^0	Costo político fijo específico de cada país
β^1, \dots, β^k	Coefficientes comunes que acompañan a las variables de costos políticos
ρ	Correlación a priori de los efectos inflacionarios de un régimen dado en diferentes países

Denotemos el conjunto de datos completo $D^T = \{\mathbf{\Pi}_t, \theta_t, X_t\}_{t=1}^T$, que contiene la información observable sobre inflación, regímenes y características políticas y económicas. Dada la creencia a priori de que los parámetros desconocidos se distribuyen según $p(\alpha)$, la probabilidad de observar los datos D^T dado un valor particular de α es $\mathcal{L}(D^T | \alpha)$, conocida como la función de verosimilitud. Al aplicar la regla de Bayes, la densidad posterior sobre los parámetros desconocidos α tras observar D^T es proporcional a la distribución a priori multiplicada por la función de verosimilitud:

$$p'(\alpha | D^T) \propto \mathcal{L}(D^T | \alpha) \cdot p(\alpha)$$

Sea D_t el conjunto de datos en el período t y D^t los datos disponibles hasta el período t . Dado que los datos llegan de forma secuencial, la función de verosimilitud $\mathcal{L}(D^T | \alpha)$ puede expresarse como:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(D^T | \alpha) &= \mathcal{L}(D_1 | \alpha) \times \mathcal{L}(D_2 | D^1, \alpha) \times \dots \times \mathcal{L}(D_T | D^{T-1}, \alpha) \\ &= \mathcal{L}(D_1 | \alpha) \times \prod_{t=2}^T \mathcal{L}(D_t | D^{t-1}, \alpha) \end{aligned}$$

El factor $\mathcal{L}(D_t | D^{t-1}, \alpha)$ puede descomponerse además en

$$\mathcal{L}(D_t | D^{t-1}, \alpha) = \mathcal{L}(\mathbf{\Pi}_t | \theta_t, X_t, D^{t-1}) \mathcal{L}(\theta_t | X_t, D^{t-1}, \alpha) \mathcal{L}(X_t | D^{t-1}),$$

donde el primer factor es la densidad de la inflación observada condicionada a las elecciones de régimen conocidas, las covariables políticas y los datos pasados; el segundo factor es la densidad de la elección política binaria que, como se sugiere en la ecuación (5), depende de las creencias actualizadas a partir de datos pasados y de los costos políticos X_t parametrizados por α ; y el tercer factor es la densidad de las covariables, consideradas exógenas. Dado que α solo aparece en $\mathcal{L}(\theta_t | X_t, D^{t-1}, \alpha)$, condensé el primer y tercer factor en una constante c y reformulé la función de verosimilitud de observar los datos, dada α , como:

$$\mathcal{L}(D^T | \alpha) = c \cdot \left[\mathcal{L}(\theta_1 | X_1, \alpha) \prod_{t=2}^T \mathcal{L}(\theta_t | X_t, D^{t-1}, \alpha) \right]$$

Puesto que asumo que las decisiones de política son independientes entre países una vez condicionadas a los regímenes y las covariables políticas, la función de verosimilitud de observar toda la historia puede descomponerse adicionalmente en la probabilidad conjunta de observar la historia de cada país $i = 1, \dots, n$:

$$\mathcal{L}(D^T | \alpha) = c \cdot \prod_{i=1}^n \left[\mathcal{L}(\theta_{i,1} | X_{i,1}, \alpha) \prod_{t=2}^T \mathcal{L}(\theta_{i,t} | X_{i,t}, D^{t-1}, \alpha) \right] \quad (9)$$

Recordando la regla de decisión de regímenes de los responsables de la política de (5), y que el choque de costos políticos sigue una distribución normal $\mu_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,\mu}^2)$, surge una estructura Probit para la función de verosimilitud de $\theta_{i,t}$:

$$\begin{aligned}\theta_{i,t} &= 1\{E_{i,t-1}(\pi^H) - E_{i,t-1}(\pi^L) > C_{i,t}\} \\ \theta_{i,t} &= 1\{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L > \beta_i^0 + \beta X_{i,t} + \mu_{i,t}\} \\ \theta_{i,t} &= 1\{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L - \beta_i^0 - \beta X_{i,t} > \mu_{i,t}\} \\ P(\theta_{i,t} = 1) &= \Phi\left(\frac{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L - \beta_i^0 - \beta X_{i,t}}{\sigma_{i,\mu}}\right)\end{aligned}\tag{10}$$

donde $\Phi(\cdot)$ denota la función de distribución acumulada de la normal estándar. En consecuencia, la densidad condicional $\mathcal{L}(\theta_{i,t} | X_{i,t}, D^{t-1}, \alpha)$ se convierte en:

$$\begin{aligned}\mathcal{L}(\theta_{i,t} | X_{i,t}, D^{t-1}, \alpha) &= \\ \Phi\left(\frac{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L - \beta_i^0 - \beta X_{i,t}}{\sigma_{i,\mu}}\right)^{\theta_{i,t}} &\times \left(1 - \Phi\left(\frac{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L - \beta_i^0 - \beta X_{i,t}}{\sigma_{i,\mu}}\right)\right)^{1-\theta_{i,t}}\end{aligned}\tag{11}$$

que corresponde al modelo Probit bayesiano que estimaré utilizando un método de Monte Carlo de cadenas de Markov (MCMC).

2.4. Calibración de las distribuciones a priori y consideraciones sobre los datos

El conjunto de datos

El conjunto de datos $D^T = \{\mathbf{\Pi}_t, \theta_t, X_t\}_{t=1}^T$ contiene información para un panel de 64 años (1961–2024) y seis grandes países de América Latina con al menos un episodio de hiperinflación: Argentina (ARG), Bolivia (BOL), Brasil (BRA), Chile (CHL), Perú (PER) y Venezuela (VZL).

Una consideración central es la medida que elegí para la inflación observada en el vector $\mathbf{\Pi}_t$: fin de período, variación interanual, transformada a promedio compuesto mensual. Por ejemplo, 0,21 % mensual equivale a 2,5 % anual, mientras que 1,53 % mensual equivale a 20 % anual. Esta transformación cumple dos propósitos: reducir la escala de las variables sin pérdida de información y capturar cómo, en épocas de alta volatilidad nominal, los agentes acortan su horizonte de planificación y toman decisiones basadas en la inflación mensual en lugar de la anual.

Distribuciones a priori

Defino distribuciones a priori no informativas y distribuciones a priori informativas para los parámetros desconocidos del vector α . Con el fin de replicar el estado de conocimiento de los responsables de la política, para las distribuciones a priori informativas solo utilizo datos de 1939 a 1960. Sin embargo, por robustez, en el Apéndice A pruebo varios ejercicios de robustez con calibraciones alternativas de las distribuciones a priori de ρ , ν_i y $\pi_{i,0}^H - \pi_{i,0}^L$, y observo que diferentes creencias a priori conducen a trayectorias convergentes, lo que significa que las distribuciones a priori informativas tienen un impacto nulo en el proceso de aprendizaje.

- Para las creencias a priori sobre la inflación bajo dominancia monetaria y dominancia fiscal, establezco $\hat{\pi}_{i,0}^L \sim N(0,0038, 0,0043^2) \forall i = 1, \dots, n$ y $\hat{\pi}_{i,0}^H \sim N(0,0197, 0,0048^2) \forall i = 1, \dots, n$. Obtengo el percentil 10, 50 y 90 del panel de inflación 1939–1960 para las economías latino-americanas y calculo la media y desviación estándar de las normales de modo que $P(p_{0,1} < \pi_{i,0}^L < p_{0,5}) = 92\%$ y $P(p_{0,5} < \pi_{i,0}^H < p_{0,9}) = 92\%$.
- La incertidumbre de las creencias $\nu_i \sim h(0,02028)$ para $i = 1, \dots, n$, distribución mitad-normal, de modo que $E[\nu_i]$ coincide con la desviación estándar de la inflación en el panel 1939–1960, igual a 1,6 p.p. mensual.
- Choque de costos políticos $\sigma_{\mu,i} \sim h(0,0558)$ para $i = 1, \dots, n$, distribución mitad-normal. Aunque este choque es específico de cada país, asigno la misma distribución a priori para todos. Fijo la a priori según la regla: si el responsable de la política cree que la dominancia fiscal aumentaría la inflación mensual promedio en 3 p.p. (con costos políticos en 0), el régimen de dominancia monetaria se adoptará con probabilidad 75%. Esto se deriva de la ecuación (11):

$$P(\theta_{i,t} = 1) = \phi\left(\frac{\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L - \beta_i^0 - \beta X_{i,t}}{\sigma_{i,\mu}}\right) \quad \text{de modo que} \quad \phi\left(\frac{0,03}{E[\sigma_{\mu,i}]}\right) = \phi\left(\frac{0,03}{0,0445}\right) = 0,75.$$

- Los coeficientes de costos políticos β^1, \dots, β^k reciben distribuciones a priori no informativas, tales que $\beta^j \sim N(0, 1) \forall j = 1, \dots, k$.
- Los costos políticos fijos específicos de cada país β_i^0 también reciben distribuciones a priori no informativas $\beta_i^0 \sim N(0, 1) \forall i = 1, \dots, n$.
- La correlación ρ es el coeficiente que parametriza la correlación a priori de las creencias iniciales, idéntica para cada par de países. Fijo una a priori no informativa centrada en una correlación pequeña de 0,1. Extraigo $u \sim \text{Beta}(11, 9) \in (0, 1)$ y defino $\rho = 2u - 1$, de modo que $\rho \in (-1, 1)$ y $E[\rho] = E[2u - 1] = 2 \cdot \frac{9}{9+11} - 1 = 0,1$.

La matriz de covarianza

Finalmente, se asume que el conocimiento sobre la matriz de covarianza de choques de inflación es perfecto, por lo que la estimé directamente a partir del panel ejecutando la regresión $\pi_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \theta_{i,t} + r_{i,t}$ para $i = 1, \dots, n$, obteniendo los residuos $\hat{r}_{i,t} = \pi_{i,t} - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 \theta_{i,t}$ y calculando los elementos de la matriz de covarianza $\hat{\Sigma}$, tal que $\hat{\Sigma}_{i,j} = \text{Cov}(\hat{r}_i, \hat{r}_j) \forall i, j \in \{1, \dots, n\}$. Sin embargo, incluir las estimaciones de los elementos fuera de la diagonal plantea problemas, como explico a continuación.

Primero, dado que estimo $\hat{\Sigma}$ con datos de muestra pequeña, corro el riesgo de introducir no solo correlaciones espurias, sino también un comportamiento indeseado de anticipación para nuestros responsables de la política en el marco de aprendizaje bayesiano. Con los elementos diagonales, revelo a los responsables de la política una medida de volatilidad que afecta levemente su velocidad de aprendizaje. Con los elementos fuera de la diagonal, revelo información sobre co-movimientos de choques futuros que aplanan sus trayectorias de creencias, reduciendo significativamente el mecanismo de aprendizaje general, como se muestra en el Apéndice A.

En una nota teórica, cuando la inflación inicial es muy volátil, los choques domésticos dominan los movimientos de precios observados, dificultando aislar los choques de oferta global. Por ejemplo, con una inflación mensual de 10 %, el ruido idiosincrático puede enmascarar el impacto inflacionario de un pico en los precios del petróleo, mientras que con una inflación mensual de 0,1 %, las grandes desviaciones probablemente sean de origen externo. Por lo tanto, para priorizar los choques idiosincráticos sobre los co-movimientos potencialmente espurios, impongo

$$\Sigma = \text{diag}\left(T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{r}_{i,t}^2\right),$$

dejando ρ , la correlación a priori de las creencias contenida en $P_0^{-1} = I_2 \otimes VRV$, como el mecanismo restante para los efectos de contagio entre países. Para un análisis de robustez, véase el Apéndice A.

3. Aprendizaje del trauma

En esta sección empleo el marco de aprendizaje bayesiano para abordar dos objetivos de investigación principales. Primero, examino cómo los episodios de hiperinflación afectan las creencias de los responsables de la política económica bajo el proceso de inflación percibida asumido en la ecuación (3) y el mecanismo de actualización a posteriori subrayado en la ecuación (8). Segundo, cuantifico los costos políticos que surgen cuando los diferenciales de creencias $\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L$ no corresponden con el régimen observado $\theta_{i,t}$, tal como implica la ecuación (10).

3.1. Determinación de la dominancia monetaria y fiscal

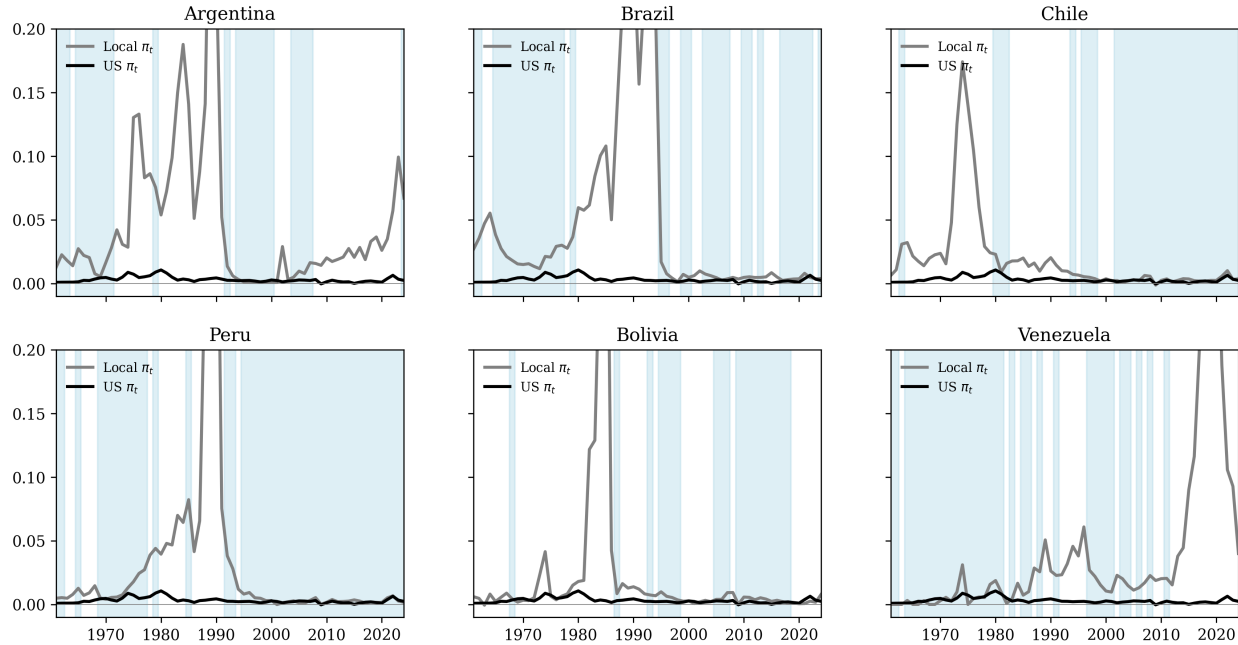
El régimen es observable con datos de $\Delta B_{i,t}$, el cambio en los reclamos nominales del Banco Central sobre la deuda pública. Normalizar $\Delta B_{i,t}$ por la base monetaria rezagada $M_{i,t-1}$ produce la razón $b_{i,t}$, que determina el régimen $\theta_{i,t}$ mediante la comparación con umbrales específicos por país e invariables en el tiempo \bar{b}_i definidos en la ecuación (2). Estos umbrales se calibraron para minimizar las clasificaciones erróneas de actividad normal del Banco Central como dominancia fiscal, teniendo en cuenta el comportamiento de $b_{i,t}$ durante los episodios de estabilización. Específicamente, establezco $\bar{b}_i = 7,0\%$ para todos los países, excepto Brasil, donde $\bar{b}_{BRA} = 60\%$. En el Apéndice A presento ejercicios de robustez y muestro que, para diferentes calibraciones del umbral, se mantiene el patrón de las trayectorias de creencias inferidas.

La Figura (1) muestra el régimen observado (áreas sombreadas), la tasa de inflación promedio mensual de las economías latinoamericanas seleccionadas y la serie correspondiente para EE.UU.

Dos observaciones iniciales: primero, el indicador de régimen no muestra comportamiento de estado absorbente; segundo, si bien la dominancia fiscal coincide con todos los episodios de hiperinflación, la dominancia monetaria no coincide con todos los períodos de convergencia con la inflación de EE.UU. En Buera et al. (2011), la orientación de mercado (análogo a $\theta_{i,t} = 1$) se define mediante múltiples criterios —aranceles bajos, barreras no arancelarias mínimas, distorsiones cambiarias limitadas por controles de capital y ausencia de planificación central socialista—, lo que resulta en reversiones

Figura 1: Inflación y régimen observado

Las áreas sombreadas indican el régimen de dominancia monetaria.



infrecuentes de régimen. Por el contrario, mi regla para determinar $\theta_{i,t}$ produce cambios de régimen más frecuentes, lo que permite que el modelo sea sensible a acciones monetarias contemporáneas.

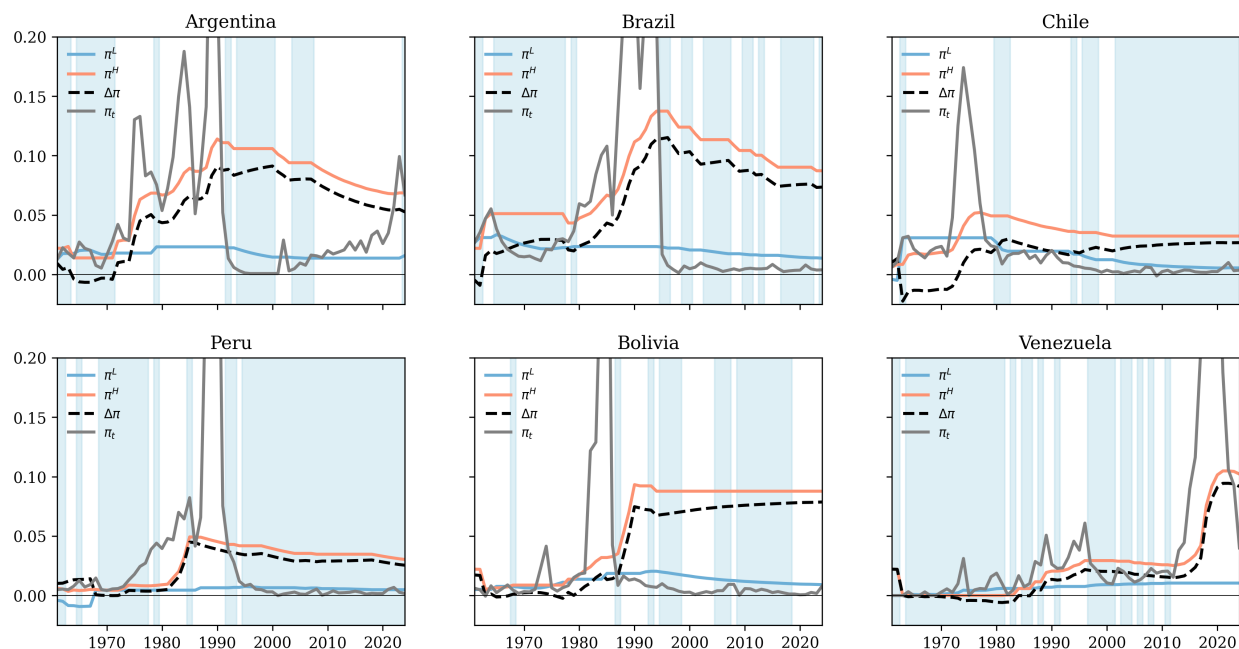
La aparente volatilidad de los regímenes fiscal y monetario parece contradecir la noción estructural encontrada en la literatura. Estos regímenes se definen en función de características institucionales duraderas, como la independencia del Banco Central para fijar sus propios objetivos o una medida de sostenibilidad fiscal intertemporal. Definir $\theta_{i,t}$ comparando $b_{i,t}$ con un umbral conlleva ventajas y limitaciones. Por un lado, el enfoque es transparente, fácilmente reproducible y dinámico, lo que permite capturar los cambios de política de manera contemporánea y no solo una vez que los factores institucionales están arraigados. En la mayoría de los casos, la reforma legal es la consecuencia y no la causa de una estabilización exitosa. Cambios terminológicos —como etiquetar los regímenes “alta emisión para necesidades fiscales” y “baja emisión para necesidades fiscales” en lugar de dominancia fiscal y monetaria— no alterarían ni las hipótesis del modelo ni sus conclusiones empíricas. En cuanto a las limitaciones, el aumento resultante en la frecuencia de cambios de régimen reduce la precisión predictiva del modelo. No obstante, el objetivo principal es dilucidar el proceso de aprendizaje inflacionario, inferir los determinantes de los costos políticos y, mediante su conjunción, entender los riesgos de reversión de políticas en América Latina, como ha ocurrido en Argentina, Venezuela y, más recientemente, Bolivia.

3.2. Evolución de las creencias a posteriori sobre π^L, π^H

La Figura (2) ilustra la evolución de las estimaciones a posteriori de las tasas de inflación en estado estacionario, π^L, π^H . El mecanismo del filtro de Kalman reproduce un proceso de aprendizaje basado en prueba y error al actualizar las creencias en respuesta a los errores de pronóstico.

Figura 2: **Inflación, creencias y régimen observado**

Las áreas sombreadas indican el régimen de dominancia monetaria.



De este proceso de aprendizaje surgen cuatro conclusiones principales. Primero, la propia experiencia de cada país predomina sobre la información entre países al conformar las creencias. Aunque impongo una matriz de covarianza diagonal para los choques de inflación, persisten leves derrames a través de la correlación a priori ρ ; por ejemplo, Perú sigue actualizando las creencias sobre π^H a pesar de mantener el régimen de dominancia monetaria desde mediados de los años noventa. Segundo, el aprendizaje avanza de forma lenta y ruidosa, por lo que los cambios de régimen aislados ejercen solo efectos marginales en las trayectorias de creencias, justificando de este modo mi definición de dominancia fiscal. Tercero, los diferenciales de creencias se atenúan con el tiempo: Argentina, tras tres episodios de hiperinflación, retomó la dominancia fiscal en la década de 2000 y vio cómo su creencia a posteriori para π^H disminuía de 11,1 % mensual en 1991 (254 % anual) a 6,9 % en 2024 (123 % anual), aunque manteniéndose por encima del punto de partida de 2,1 % (28 % anual). Por último, a pesar de la elevada inflación de Venezuela en la década posterior a 1985, la ausencia de un episodio de hiperinflación parece haber limitado el aprendizaje, resultando en una dominancia fiscal persistente acompañada de costos políticos crecientes, tema al que paso ahora.

3.3. Medición de los costos políticos

Ahora presento las estimaciones a posteriori de los coeficientes desconocidos mediante la función de verosimilitud Probit de la ecuación (11), explorando múltiples especificaciones de la función de costos políticos. El Cuadro (1) resume las covariables candidatas en el vector $X_{i,t}$, que abarcan información sobre el entorno económico, cultural y político.

Cuadro 1: **Covariables políticas potenciales en la matriz X_t**

Variable	Descripción	Fuente
primdeficit	Déficit fiscal primario. % del PBI; valor positivo = déficit.	IMF WEO, Nicolini & Kehoe (2017)
prev_growth	Tendencia de crecimiento preexistente. Crecimiento real del PBI interanual, moneda local, promedio compuesto de t-5 a t-1.	World Bank, IMF WEO, Penn World Table
relgdp	PBI relativo. Cociente entre el PBI per cápita doméstico y el de EE.UU., en USD constantes.	Maddison 2022, IMF WEO
export_price	Precios de exportación (índice). Desviación logarítmica respecto al promedio de largo plazo para el índice. Desviación logarítmica respecto a la tendencia (filtro HP, $\lambda = 6,25$) para el ciclo.	IMF (Gruss, Kebhaj 2019)
fed_rate	Tasa de la Reserva Federal de los EE.UU. Tasa efectiva.	Board of Governors of the Fed (US)
polity	Índice de democracia. Democracia plena (10), dem (6–9), anocracia abierta (1–5), anocracia cerrada (–5–0), autocracia (–10–6).	Polity Project
left	Gobierno de izquierda. Igual a 1 si el gobierno es de tendencia izquierdista al ganar las elecciones o asumir el poder.	Herre (2023)
un_votes	Alineación con EE.UU. Proporción de votos en la Asamblea General de la ONU coincidentes con EE.UU. (incluye abstenciones).	United Nations, Rudakov

Para identificar los co-movimientos de variables a través del panel antes de la estimación, la Figura (3) presenta correlaciones en ventana expansiva entre las variables de costos políticos y el régimen de dominancia monetaria observado. Como era de esperar, un mayor PBI relativo (relgdp), un mayor crecimiento del PBI (prev_lag) y una mayor alineación con EE.UU. (un_votes) se correlacionan positivamente con la dominancia monetaria, mientras que déficits fiscales elevados (primdeficit) y tasas altas de la Reserva Federal de los EE.UU. (fed_rate) se correlacionan negativamente. Las correlaciones de los precios de exportación (export_price) y la calidad democrática (polity) muestran

patrones menos claros a lo largo del tiempo. En cuanto a los gobiernos de izquierda (left), la correlación es negativa especialmente durante las décadas de 1960 y 1970, y tiende a acercarse a cero con el tiempo, reflejando un proceso de aprendizaje o una disminución de los costos políticos. En palabras del expresidente de la Fed, Ben S. Bernanke:

«Sin embargo, el hecho de que la administración de centroizquierda de Lula en Brasil haya podido apoyar políticas monetarias y fiscales disciplinadas sin una pérdida significativa de popularidad es en sí testimonio del grado en que dichas políticas están siendo más ampliamente aceptadas en la región.» Ben S. Bernanke, febrero de 2005, *Inflation in Latin America: A New Era?*

Finalmente, en la Figura (3) incluí el diferencial de creencias rezagado $\hat{\pi}_{i,t-1}^H - \hat{\pi}_{i,t-1}^L$ (belief_lag). Aunque su correlación fluctúa, el belief_lag exhibe una relación positiva con la dominancia monetaria al final de la muestra, como se esperaba.

Figura 3: **Correlación en ventana expansiva con dominancia monetaria**
Ventana expansiva que comienza en 1961 y termina en t .

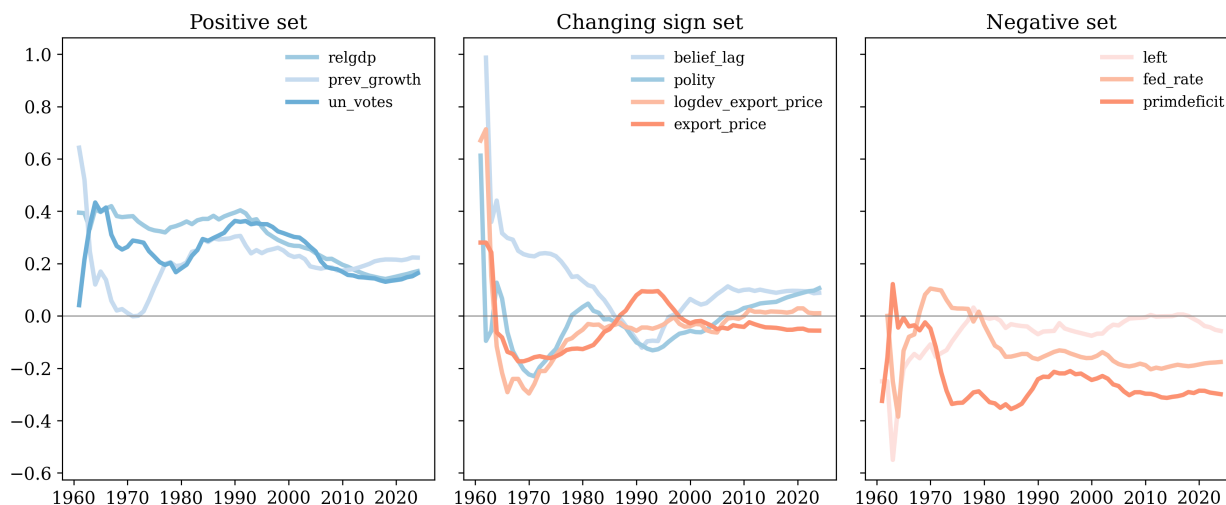


Table (2) reporta las estimaciones a posteriori de media y desviación estándar para siete especificaciones del modelo de la Sección 2. La especificación M5 se selecciona como modelo preferido en función de la significancia de los coeficientes y la log-verosimilitud relativa. Table (3) cuantifica el impacto de un cambio de una desviación estándar en cada covariable sobre la probabilidad de adoptar el régimen de dominancia monetaria, manteniendo constantes los demás factores. Para este ejercicio, supongo una economía promedio en un estado neutral —donde las creencias igualan a los costos políticos—, de modo que la probabilidad inicial de cualquiera de los dos regímenes sea del 50%. A continuación, calculo choques de una desviación estándar para cada covariable en el panel, de modo que el vector de variables políticas pase de neutral X_t^0 a sometido a choque X_t^1 , y reporto el cambio en la probabilidad

$$P(\theta_{i,t} = 1 | X_{i,t}^1) - P(\theta_{i,t} = 1 | X_{i,t}^0),$$

que es el cambio máximo posible.

Estos resultados corroboran los patrones observados en la Figura (3) mientras descomponen los efectos de las variables con patrones menos claros. Bajo la especificación M5, un aumento de una desviación estándar en el déficit fiscal primario (3,4 p.p. del PBI) reduce la probabilidad de dominancia monetaria en aproximadamente 14,2 p.p., mientras que un aumento de una desviación estándar en la tendencia de crecimiento preexistente (2,7 p.p.) incrementa dicha probabilidad en alrededor de 8,5 p.p. Este hallazgo coincide con la idea de que los responsables de la política económica evitan ajustes fiscales y recesiones porque infligen un dolor a corto plazo a la población (y por tanto reducen su popularidad).

Además, una mayor alineación geopolítica con los EE.UU. atenúa aún más los costos políticos. Este efecto probablemente refleja el cambio regional del nacionalismo económico a políticas económicas liberales durante los años noventa, coincidiendo con programas de estabilización exitosos. No obstante, canales alternativos —como un mayor acceso a redes de seguridad financiera internacional— también pueden subyacer a esta relación. Cuantitativamente, un aumento de una desviación estándar (16,1 p.p.) en la alineación de votos en la Asamblea General de la ONU con EE.UU. corresponde a un aumento de aproximadamente 11,6 p.p. en la probabilidad de observar dominancia monetaria. La experiencia de Argentina a principios de la década de 1990 ejemplifica esta dinámica, tras décadas de patrones de votación divergentes que reflejaban la distancia geopolítica.

Cuadro 2: Estimaciones de la media a posteriori bajo diferentes especificaciones de los costos políticos

Desviación estándar (d.e.) entre paréntesis. El intervalo de credibilidad excluye el cero en los percentiles 2 % (***) , 5 % (**), 10 % (*) y 20 % (·)

	M1	M2	M3	M4	*M5*	M6	M7
Déficit fiscal primario	0.475*** (0.194)	0.545*** (0.236)	0.736*** (0.273)	0.990*** (0.251)	0.941*** (0.258)	0.735*** (0.262)	0.586*** (0.234)
Tendencia de crecimiento preexistente	-0.996*** (0.225)	-0.949*** (0.208)	-0.846*** (0.238)	-0.922*** (0.244)	-0.706*** (0.220)	-0.863*** (0.245)	-0.898*** (0.261)
Precios de exportación (índice)		-0.016 (0.015)	-0.054*** (0.023)	-0.070*** (0.021)	-0.054*** (0.021)	-0.022 (0.017)	-0.023* (0.015)
Precios de exportación (ciclo)			0.121** (0.057)	0.139*** (0.055)	0.117** (0.056)		
Tasa de la Reserva Federal de los EE.UU.						0.502*** (0.228)	0.630*** (0.208)
Gobierno de izquierda				0.032** (0.015)			
Alineación con EE.UU.					-0.002*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	
Índice de democracia							0.001 (0.001)
ρ	-0.218 (0.2149)	-0.080 (0.235)	-0.059 (0.244)	0.129 (0.178)	-0.074 (0.269)	-0.105 (0.260)	-0.083 (0.239)
n	384	384	384	384	384	384	384
Efectos fijos país	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Verosimilitud	-225	-228	-226	-225	-220	-220	-221

Cuadro 3: Efecto máximo de las variables políticas sobre $P(\theta_{i,t} = 1)$ para el país promedio

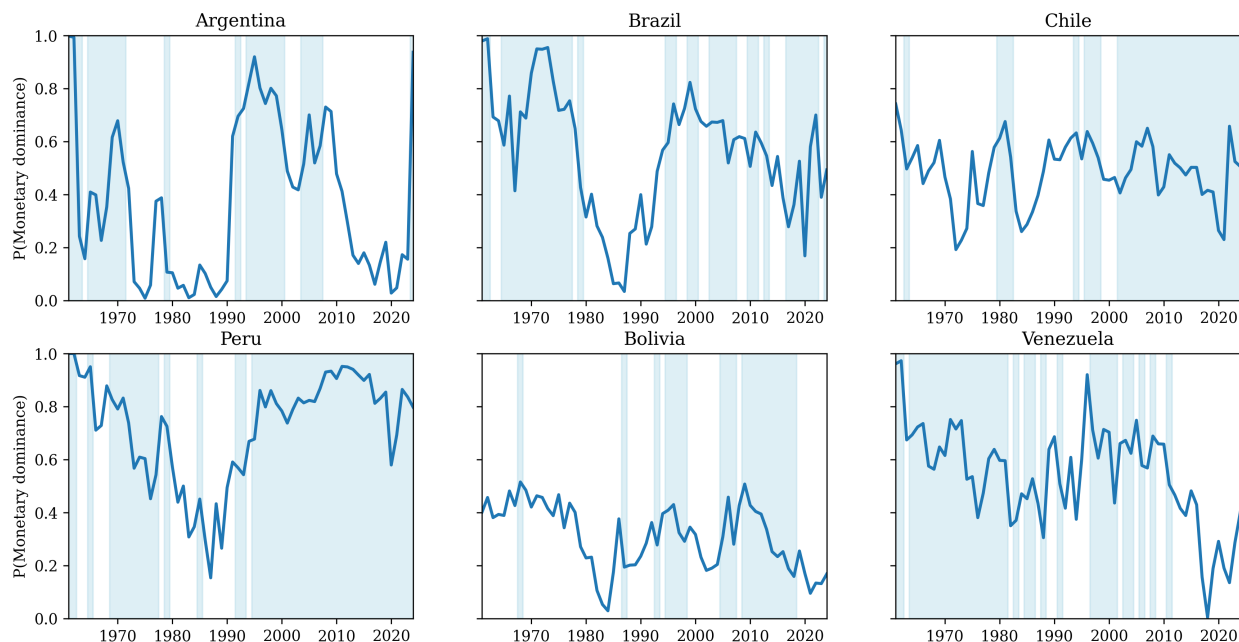
Descripción	Choque	Cambio en $P(\theta_{i,t} = 1)$		
		M4	*M5*	M7
Déficit fiscal primario	1 d.e. = 3.4 p.p.	-14.4 p.p.	-14.2 p.p.	-8.9 p.p.
Tendencia de crecimiento preexistente	1 d.e. = 2.7 p.p.	+10.7 p.p.	+8.5 p.p.	+10.7 p.p.
Precios de exportación (índice)	1 d.e. = 38.6 p.p.	+11.6 p.p.	+9.4 p.p.	+4.0 p.p.
Precios de exportación (ciclo)	1 d.e. = 12.5 p.p.	-7.6 p.p.	-6.6 p.p.	
Tasa de la Reserva Federal de los EE.UU.	100 puntos base			-2.8 p.p.
Alineación con EE.UU.	1 d.e. = 16.1 p.p.		+11.6 p.p.	
Índice de democracia	1 d.e. = 6.9			-2.2 p.p.
Gobierno de izquierda	Cambio a la izquierda	-13.6 p.p.		
Promedio de σ_μ		0.091	0.088	0.087

Para los países que transitan a administraciones de gobierno de izquierda mientras se encuentran en el “estado neutral”, el modelo predice una disminución de 13,6 p.p. en la probabilidad de dominancia monetaria. Este resultado se explica probablemente por la incidencia de Argentina y Venezuela, con correlaciones muestrales de $-0,36$ y $-0,21$, respectivamente, entre gobiernos de izquierda en el poder y dominancia monetaria.

En la mayoría de las especificaciones, el parámetro de correlación a priori de las creencias ρ es negativo, aunque no estadísticamente significativo, reforzando la relevancia de la volatilidad interna cuando se trata de inflación.

En la Figura (4) utilizo la especificación M5 para predecir los regímenes. El modelo demuestra un ajuste satisfactorio para Argentina, Brasil, Perú y Venezuela, aunque se ajusta menos bien para Bolivia y Chile. Sin embargo, el objetivo no es pronosticar, sino descubrir las estructuras latentes y comunes de costos políticos que influyen en la elección de régimen de los responsables de la política económica en América Latina. Si el objetivo fuera maximizar la precisión, esto podría lograrse permitiendo que las variables políticas tengan coeficientes específicos por país y modificando la definición de $\theta_{i,t}$ para evitar cambios de régimen frecuentes.

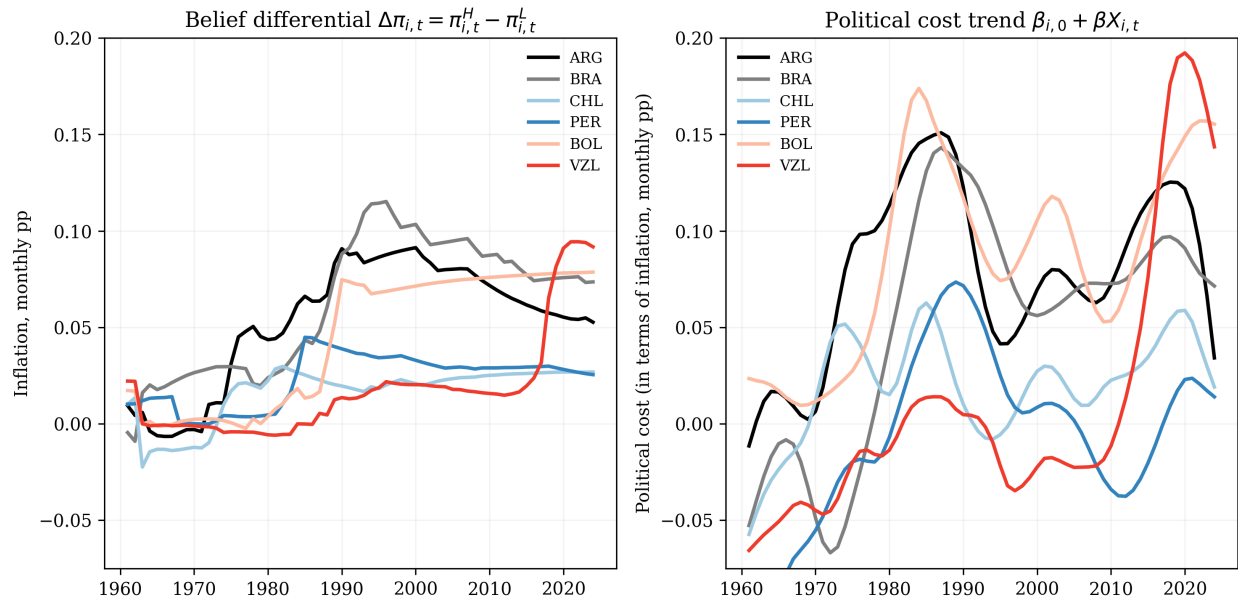
Figura 4: **Probabilidad de observar dominancia monetaria según el entorno político**
 Usando estimaciones a posteriori del modelo M5



En la Figura (5) presento la evolución de las creencias y la tendencia de los costos políticos revelados para las seis economías latinoamericanas. El panel izquierdo muestra cómo los diferenciales de creencias se disparan con las experiencias de hiperinflación, pero disminuyen gradualmente en un proceso de *desaprendizaje*, a medida que los responsables de la política activan regímenes de dominancia fiscal sin picos de inflación. El panel derecho muestra la tendencia de los costos políticos. La forma de “U” visible compara los niveles actuales de costos políticos con los de los años ochenta.

Figura 5: Evolución de creencias y costos políticos

Usando estimaciones posteriores del modelo M5. Los costos políticos se filtran con $\lambda = 6,25$



Un análisis conjunto de estos paneles resalta los dilemas que enfrentan los responsables de la política. El caso de Argentina ilustra que unos costos políticos suficientemente elevados pueden sostener un régimen de dominancia fiscal estable a pesar del aprendizaje derivado de experiencias pasadas de hiperinflación. Por el contrario, el caso de Venezuela combina un aprendizaje limitado del pasado —explicado por una tradición de inflación baja a moderada— con un aumento drástico de los costos políticos —impulsado por grandes déficits fiscales, estancamiento económico y bajos precios del petróleo. En conclusión, tanto la experiencia de aprendizaje como unos bajos costos políticos son fundamentales para evitar el retroceso de las políticas.

4. Conclusión

Los episodios de hiperinflación dejan huellas duraderas en las creencias de los agentes sobre cuál es el conjunto correcto de políticas para reducir la inflación. Sin embargo, unos costos políticos elevados pueden impedir que los responsables de la política implementen esas políticas. Al formalizar la actualización de creencias con un marco de aprendizaje bayesiano, el modelo cuantifica los costos políticos latentes de la estabilización y aporta conocimientos sobre las condiciones bajo las cuales es probable que se preserve el régimen de dominancia monetaria. Estos conocimientos subrayan la necesidad de que los gobiernos latinoamericanos mantengan la disciplina fiscal, aseguren un sólido crecimiento económico y cultiven relaciones con las superpotencias internacionales, que pueden brindar apoyo cuando las condiciones financieras externas se endurezcan y los precios de exportación disminuyan.

Apéndice A. Ejercicios de robustez

Realizo ejercicios de robustez para las distribuciones a priori $\{\{\hat{\pi}_{i,0}^L\}_{i=0}^n, \{\hat{\pi}_{i,0}^H\}_{i=0}^n, \{\nu_i\}_{i=0}^n, \rho\}$ —que determinan P_0 y Π_0 —, la matriz de covarianza Σ y el umbral \bar{b}_i —que determina el régimen observado $\theta_{i,t}$. Evaluó la robustez trazando el diferencial a posteriori de creencias $\hat{\pi}_{i,t}^H - \hat{\pi}_{i,t}^L$ bajo diferentes calibraciones, variando un parámetro a la vez.

Para el ejercicio, defino una calibración de referencia con distribuciones a priori cercanas a las medias de las distribuciones supuestas: $\pi_{i,0}^L = 0,005$, $\pi_{i,0}^H = 0,021$, $\nu_i = 0,02$, $\rho = 0,1 \quad \forall i = 1, \dots, n$. Genere vectores con distribuciones a priori alternativas (la de referencia en negrita):

- $\pi_{i,0}^H - \pi_{i,0}^L \in [0,016, 0,025, 0,05, 0,075, 0,1] \quad \forall i = 1, \dots, n$
- $\rho \in [-0,5, -0,1, 0,0, \mathbf{0,1}, 0,5]$
- $\nu_i \in [0,02, 0,05, 0,1, 1] \quad \forall i = 1, \dots, n$

Además, evaluó la robustez de la Σ de referencia, la matriz de covarianza de los errores de inflación, que ingresa como Σ^{-1} en la actualización de P_t y $\hat{\Pi}_t$ en las ecuaciones (7) y (8). Esto no es una distribución a priori, sino un parámetro de conocimiento perfecto para los responsables de la política. A continuación explico cómo derivé las distintas matrices:

- *Resid* se estima directamente del panel completo ejecutando la regresión $\pi_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \theta_{i,t} + r_{i,t}$ para $i = 1, \dots, n$, extrayendo los residuos $\hat{r}_{i,t}$ y calculando los elementos de la matriz de covarianza como $\hat{\Sigma}_{i,j} = \text{Cov}(\hat{r}_i, \hat{r}_j)$ para $i, j = 1, \dots, n$.
- **Referencia** es la diagonal de *Resid*, con varianzas $T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{r}_{i,t}^2$ en los elementos diagonales y 0 en los fuera de la diagonal.
- *Cov_pos*: contiene 0.01 en los elementos diagonales y 0.001 en los fuera de la diagonal.
- *Cov_neg*: contiene 0.01 en los elementos diagonales y -0.001 en los fuera de la diagonal.

En las Figuras (6) y (7), los gráficos de las filas 1, 2 y 4 muestran cómo el diferencial a posteriori de creencias $\hat{\pi}_{i,t}^H - \hat{\pi}_{i,t}^L$ converge bajo diferentes calibraciones en los primeros períodos —lo cual indica que existe poco beneficio en proporcionar distribuciones a priori informativas para $\pi_{i,0}^L$, $\pi_{i,0}^H$, ν_i , ρ .

Los gráficos de la fila 3 muestran que la definición de Σ tiene un impacto marcado en la trayectoria de las creencias, ya que la matriz se usa en cada período para derivar los posteriores, mientras que las distribuciones a priori pierden peso con la llegada de información —especialmente cuando los errores de pronóstico son grandes. El propósito de agregar *Cov_pos* y *Cov_neg* no calibradas es mostrar el efecto que la correlación de choques positiva y negativa tiene en las creencias, asumiendo la misma varianza para todos los países (1%). La correlación positiva (rojo) reduce el diferencial de creencias, mientras que la correlación negativa (celestes) lo incrementa. La línea azul oscuro muestra las trayectorias bajo la matriz de covarianza estimada completa *Resid*, que incluye los elementos fuera de la diagonal medidos, capturando la correlación de choques de inflación en toda la muestra entre países. Las trayectorias se aplanan para Argentina, Brasil, Perú y Bolivia, y permanecen sin

cambios en Chile. En el caso de Venezuela, el proceso de aprendizaje es más pronunciado en los picos de inflación de los años ochenta y noventa. Sin embargo, dado que esta fuente de correlación puede ser espuria, elijo tratar los choques como no correlacionados.

Figura 6: Evolución de los diferenciales de creencias bajo calibraciones alternativas para $\pi_{i,0}^L$, $\pi_{i,0}^H$, ρ , ν , Σ en Argentina, Brasil y Chile

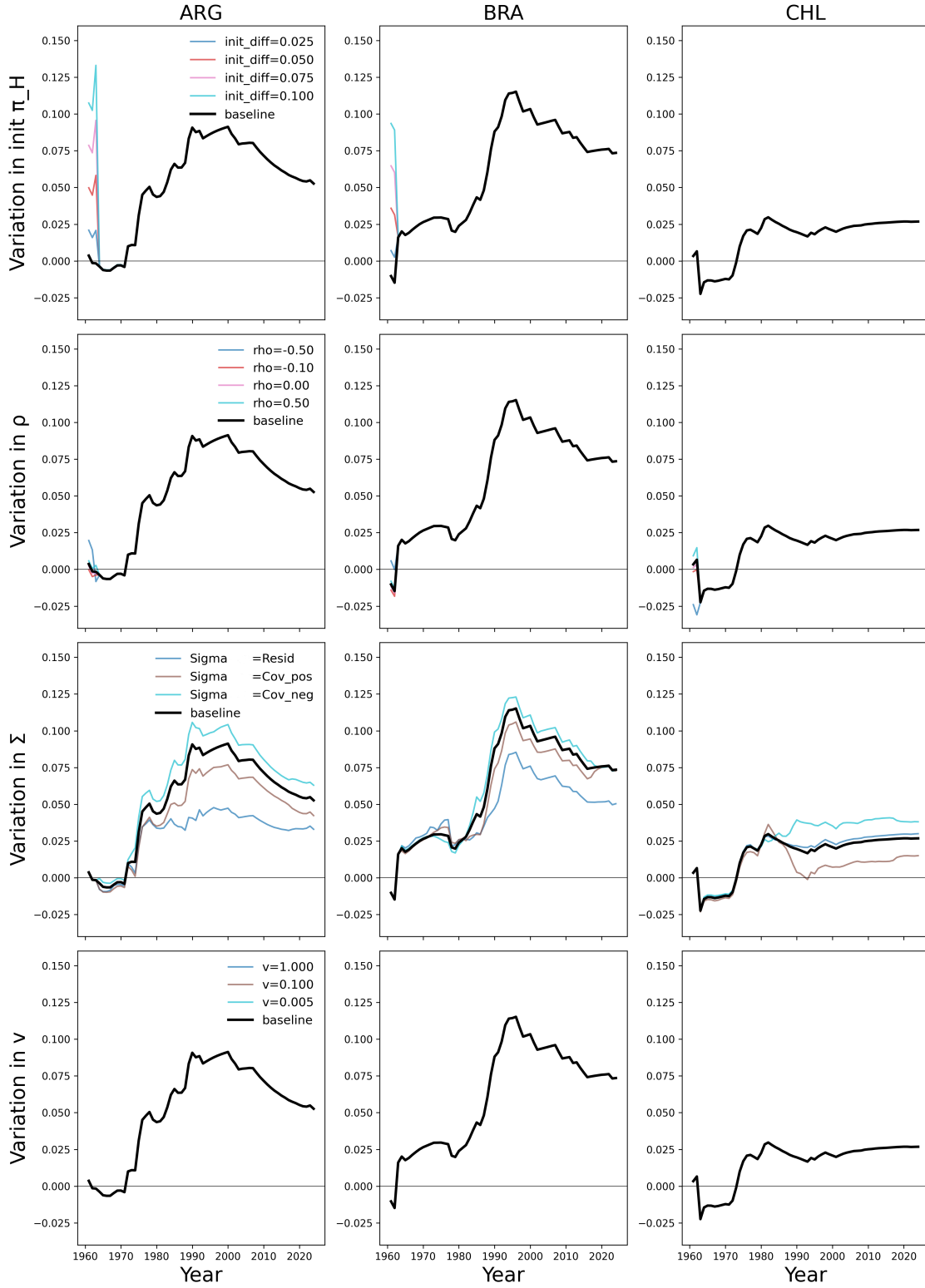
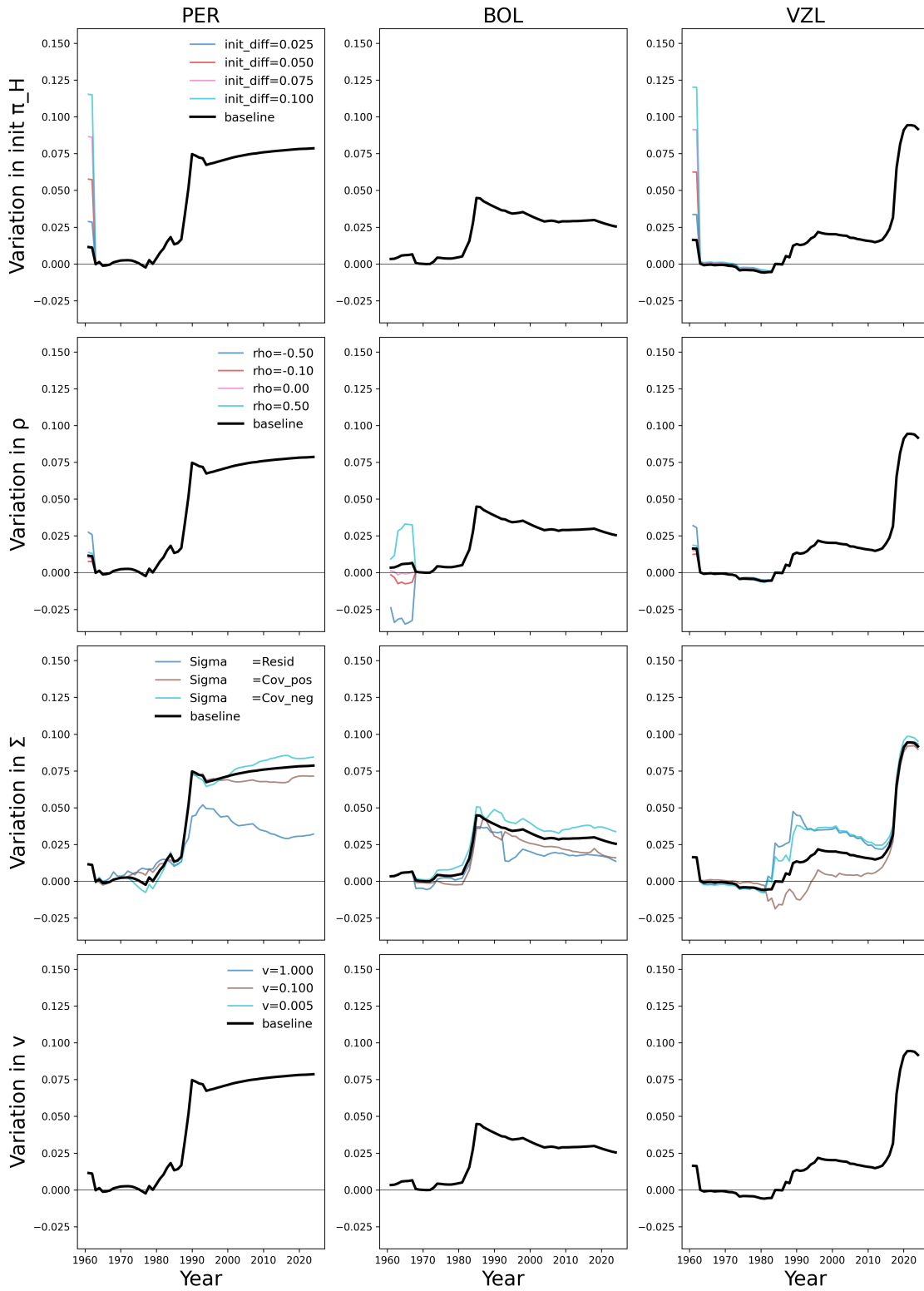
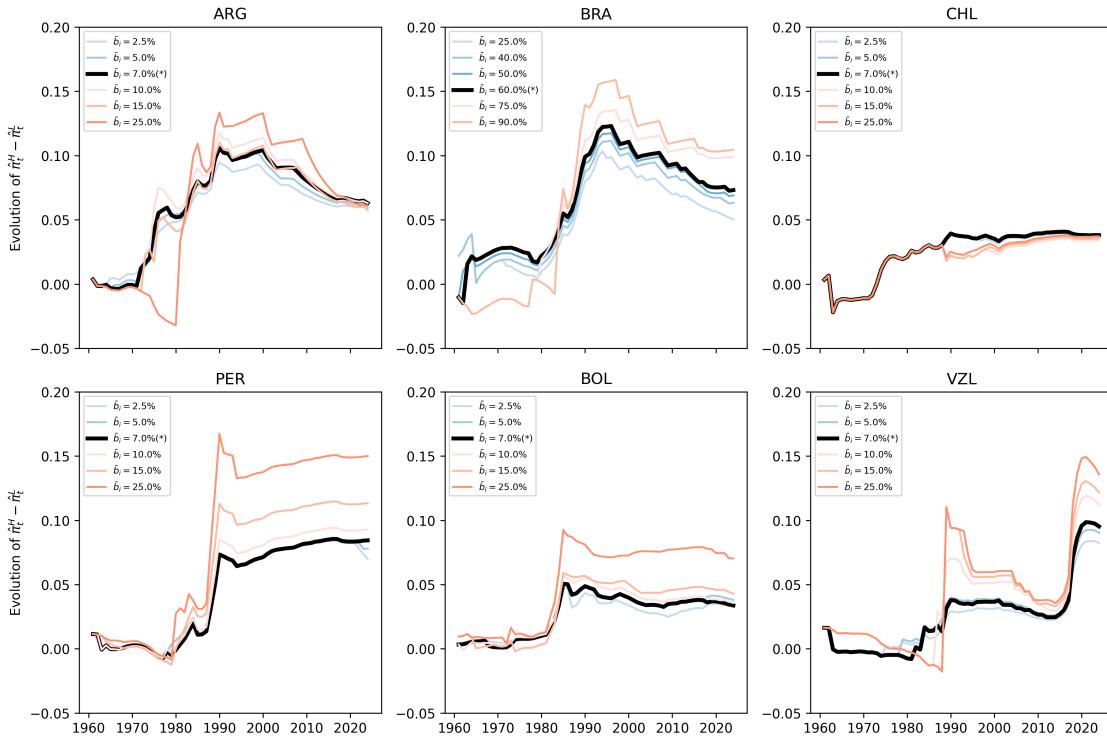


Figura 7: Evolución de los diferenciales de creencias bajo calibraciones alternativas para $\pi_{i,0}^L$, $\pi_{i,0}^H$, ρ , ν , Σ en Perú, Bolivia y Venezuela



Finalmente, la Figura (8) muestra el diferencial de creencias bajo umbrales alternativos para la dominancia monetaria. Las trayectorias conservan la estructura, salvo por el pico de los años noventa en Venezuela con umbrales superiores al 10% y la caída en Argentina a finales de los setenta con $\bar{b}_{ARG} = 25\%$. En conclusión, cambiar el umbral genera efectos de escala, con escaso impacto en las conclusiones.

Figura 8: Evolución de los diferenciales de creencias bajo calibraciones alternativas para \bar{b}_i , que afectan a $\theta_{i,t}$



Fuentes de datos

Cuadro 4: Variables en el conjunto de datos completo D^T

Variables para los vectores Π_t y θ_t		
Variable	Descripción	Fuente
Créditos del Banco Central al gobierno, $B_{i,t}$.	Cuentas monetarias y financieras: posición neta del Banco Central frente al gobierno central, en moneda nacional.	FMI (International Financial Statistics)
Base monetaria, $M_{i,t}$.	Cuentas monetarias y financieras: agregados monetarios, definiciones nacionales de dinero, base monetaria, en moneda nacional.	FMI (International Financial Statistics); Nicolini & Kehoe (2017) para años faltantes; Banco Central de Bolivia para datos restantes faltantes.
Inflación, $\pi_{i,t}$.	Variación interanual del IPC al fin de período.	Nicolini & Kehoe (2017) para 1961–2016; FMI para 2017–2024.
Variables en la matriz X_t		
Variable	Descripción	Fuente
Déficit fiscal primario.	% del PBI; valor positivo = déficit.	FMI (World Economic Outlook Database) para 1980–2024; Nicolini & Kehoe (2017) para 1961–1979; Anuario de Estadísticas del Perú (1918–1971) para datos faltantes de principios de los 60.
Tendencia de crecimiento preexistente. PBI relativo.	Crecimiento real interanual del PBI, moneda local, promedio compuesto de t-5 a t-1. Cociente del PBI per cápita doméstico respecto al de EE.UU., en USD constantes.	Banco Mundial para 1961–2023; FMI (World Economic Outlook Database) para 2024; Penn World Table para 1956–1960. Maddison para 1961–2022; FMI (World Economic Outlook Database) para 2023–2024.
Precios de exportación (índice).	Desviación logarítmica respecto al promedio de largo plazo.	IMF (Gruss, Kebhaj 2019) Terms of trade
Precios de exportación (ciclo).	Desviación logarítmica respecto a la tendencia (filtro HP, $\lambda = 6,25$).	IMF (Gruss, Kebhaj 2019) Terms of trade
Tasa de la Reserva Federal de los EE.UU.	Tasa efectiva.	Board of Governors of the Fed (EE.UU.)
Índice de democracia.	Polity IV.	Polity Project
Gobierno de izquierda.	Base de datos con la ideología de los líderes.	Herre (2023). Identifying Ideologues: A Global Dataset on Political Leaders, 1945–2020.
Alineación con EE.UU.	Proporción de votos en la Asamblea General de la ONU coincidentes con EE.UU. (incluye abstenciones).	Naciones Unidas, Rudakov

Bibliografía

- Alesina, A. & Drazen, A. (1991). *Why Are Stabilizations Delayed?* American Economic Review, 81(5), 1170–1188.
- Bernanke, B.S. (2005). *Inflation in Latin America: A New Era?* Stanford Institute for Economic Policy Research Economic Summit.
- Bernanke, B.S., & Mishkin, F.S. (1997). *Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?* Journal of Economic Perspectives, 11(2), 97–116.
- Blinder, A. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. MIT Press.
- Buera, F. J., Monge-Naranjo, A., & Primiceri, G. E. (2011). *Learning the Wealth of Nations*. Econometrica, 79(1), 1–45.
- Dornbusch, R. (1988). *Notes on Credibility and Stabilization*. NBER Working Paper No. 2791.
- Dornbusch, R., & Edwards, S. (1990). *The Macroeconomics of Populism in Latin America*. University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1989). *The Quantity Theory of Money*. In J. Eatwell, M. Milgate, & P. Newman (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*.
- Heymann, D., & Leijonhufvud, A. (1995). *High Inflation*. Oxford University Press.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). *Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*. Journal of Political Economy, 85(3), 473–492.
- Leeper, E. M. (1991). *Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies*. Journal of Monetary Economics, 27(1), 129–147.
- Primiceri, G. E. (2006). *Why Inflation Rose and Fell: Policymakers’ Beliefs and U.S. Postwar Stabilization Policy*. Quarterly Journal of Economics, 121(3), 867–901.
- Sargent, T. J. (1999). *The Conquest of American Inflation*. Princeton University Press.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). *Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5(3), 1–17.
- Woodford, M. (1995). *Price-Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 43, 1–46.