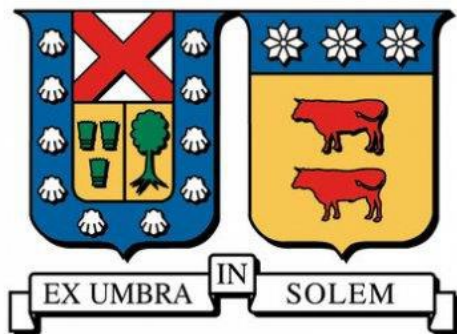




UNIVERSIDAD TÉCNICA FEDERICO SANTA MARÍA

DEPARTAMENTO DE INDUSTRIAS

**ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA LEY DE OKUN EN CHILE, BRASIL Y ESTADOS
UNIDOS (2000-2024): DIFERENCIAS ESTRUCTURALES Y ECONÓMICAS**

TESIS PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL

AUTOR

BASTIÁN VALENZUELA URZÚA

PROFESOR GUÍA

PEDRO FERNANDEZ DE LA REGUERA

PROFESOR CORREFERENTE

JAVIER SCAVIA DAL POZZO

SANTIAGO DE CHILE,

NOVIEMBRE, 2025



CONSTANCIA DE VALIDACIÓN Y CONFIDENCIALIDAD DE MONOGRAFÍA A REPOSITORIO ACADÉMICO

1.- IDENTIFICACIÓN DEL TRABAJO ACADÉMICO

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

Título del trabajo: ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA LEY DE OKUN EN CHILE, BRASIL Y ESTADOS UNIDOS (2000-2024):
DIFERENCIAS ESTRUCTURALES Y ECONÓMICAS

Nombre del candidato(a): Bastián Brian Valenzuela Urzúa

Carrera / Grado: Ingeniería Civil Industrial

Campus: Vitacura

Departamento: Industrias

2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Pedro Fernández de la Reguera Bastidas, en mi calidad de profesor(a) guía/director(a) del trabajo académico mencionado anteriormente **DEJO CONSTANCIA** que:

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

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

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

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

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

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

4.- FIRMAS

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

Fecha: 09 diciembre 2025

Firma:

Estudiante o Candidato(a):

Fecha: 09-12-2025 **Firma:**

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

Índice

1. Resumen.....	4
2. Introducción	5
2.1. Objetivos.....	8
3. Revisión de la literatura	9
4. Materiales Y Métodos	12
5.1. Marco muestral y fuente de datos.....	14
5.2. Formulaciones de la Ley de Okun.....	16
5.3. Modelo base.....	18
5.4. Modelo con variables ficticias (dummies).....	20
5.7. Resultados esperados.....	25
5. Resultados y Discusión	26
5.1. Análisis preliminar de las variables.....	26
5.2. Aplicación de modelos	29
5.2.1. Modelo M0 – Primeras diferencias	32
5.2.2. Modelo M1 – Brecha oficial.....	34
5.2.3. Modelo M2a – Brecha HP ($\lambda = 6.25$)	36
5.2.4. Modelo M2b – Brecha HP ($\lambda = 100$).....	38
5.2.5. Síntesis comparativa de modelos.....	40
5.2.6. Robustez a tendencia y crisis.....	44
5.3. Análisis complementario: variables estructurales	49
5.3.1. Productividad e informalidad	50
5.3.2. Políticas activas de empleo y protección social.....	50
5.3.3. Flexibilidad laboral y regulación.....	51
5.3.4. Variables macroestructurales complementarias	51
5.4. Implicancias macroeconómicas de los resultados.....	55
5.4.1. Eficiencia del crecimiento y dinámica del desempleo	56
5.4.2. Política fiscal y gestión del ciclo.....	57
5.4.3. Crisis, resiliencia y no linealidad cíclica.....	58
5.4.4. Estabilidad estructural y sostenibilidad del crecimiento	58
5.4.5. Síntesis macroeconómica comparada	59
6. Conclusión.....	60
7. Referencias	65

8. Anexos.....	69
Anexo A: Resultados econométricos detallados – Modelos M0-M2.	69
Anexo B: Resultados del modelo estructural con dummies e interacciones (M3a-M3b).	86

1. Resumen

Esta investigación analiza la relación entre el ciclo económico y el desempleo en Chile, Brasil y Estados Unidos durante 2000–2024, con el fin de evaluar la vigencia empírica de la Ley de Okun en contextos estructurales distintos. Para ello se estiman modelos econométricos en primeras diferencias y en brechas, utilizando datos anuales y series suavizadas mediante el filtro Hodrick–Prescott. Asimismo, se incorporan episodios de crisis para examinar si las perturbaciones severas modifican la sensibilidad del desempleo frente al ciclo.

Los resultados muestran que la intensidad del coeficiente de Okun varía entre países, influida por factores como productividad, informalidad, flexibilidad laboral y capacidad institucional. La evidencia obtenida permite comprender mejor cómo las diferencias estructurales condicionan la respuesta del empleo ante fluctuaciones económicas y ofrece elementos útiles para el diseño de políticas orientadas a un crecimiento más inclusivo y sostenible.

2. Introducción

¿Por qué algunas economías logran transformar el crecimiento en más empleo, mientras que otras, aun expandiéndose, mantienen tasas de desempleo persistentemente elevadas? Esta pregunta, tan simple en apariencia, ha acompañado por décadas a la macroeconomía y refleja una tensión central entre el dinamismo económico y el bienestar laboral. En el trasfondo de esta inquietud se encuentra la Ley de Okun, una de las regularidades empíricas más reconocidas en el estudio del ciclo económico, que sugiere una relación inversa entre la evolución del producto y la del desempleo.

Desde que Arthur Okun presentó esta idea en 1962, la relación entre crecimiento y desempleo se ha convertido en una herramienta fundamental para interpretar el desempeño de los mercados laborales y el efecto de las políticas económicas. No obstante, la evidencia disponible muestra que su comportamiento dista de ser uniforme. En algunos países la relación es fuerte y relativamente estable, mientras que en otros es débil o presenta variaciones importantes a lo largo del tiempo. Esta diversidad plantea una pregunta esencial para quienes estudian la macroeconomía: hasta qué punto la Ley de Okun se mantiene vigente en contextos institucionales y estructurales distintos.

El caso de las economías emergentes es especialmente ilustrativo. Factores como la informalidad laboral, las rigideces contractuales, la baja productividad y las brechas en protección social dificultan que el crecimiento económico se traduzca en mejoras sostenidas del empleo. En este aspecto, Chile y Brasil ofrecen dos ejemplos contrastantes dentro de América Latina, mientras que Estados Unidos constituye un punto de comparación valioso debido a su mayor flexibilidad laboral y a la estabilidad de su estructura productiva. Analizar estas tres economías permite comprender cómo elementos estructurales influyen en la intensidad de la relación entre crecimiento económico y desempleo.

A partir de estas consideraciones surge la pregunta central que guía esta investigación: cómo varía la elasticidad desempleo producto en Chile, Brasil y Estados Unidos entre los años 2000 y 2024, y qué factores estructurales explican las diferencias que se observan en esta relación. La relevancia de esta pregunta no solo es académica. También tiene implicancias directas para el diseño de políticas públicas orientadas a promover un crecimiento capaz de mejorar de manera efectiva las condiciones del mercado laboral.

Para abordar esta problemática, se utiliza un conjunto de modelos econométricos diseñados para capturar tanto los movimientos de corto plazo como las tendencias de largo plazo del producto y del desempleo. El análisis comienza con un modelo en primeras diferencias que permite observar la sensibilidad inmediata del desempleo frente a cambios en el crecimiento económico. Luego se avanza hacia formulaciones basadas en brechas que distinguen el componente estructural del ciclo económico y permiten evaluar la relación entre el producto y el desempleo en torno a niveles potenciales o naturales. Con el fin de mejorar la comparabilidad entre países y probar la robustez de los resultados, se aplican también técnicas de suavizamiento como el filtro Hodrick Prescott con distintos parámetros.

Dado que episodios excepcionales pueden alterar temporalmente la relación entre crecimiento y desempleo, la investigación incorpora variables ficticias que identifican periodos de crisis como la recesión global de 2009, la recesión brasileña de 2015 y 2016 y la pandemia del COVID 19. Esto permite evaluar si la Ley de Okun mantiene su estabilidad en contextos de perturbaciones severas o si presenta cambios significativos en su intensidad durante estos episodios.

Además del componente estadístico, la tesis integra un análisis interpretativo centrado en variables estructurales como la informalidad, la productividad, la flexibilidad laboral y la capacidad institucional para enfrentar fluctuaciones del ciclo económico. Este enfoque

complementario permite comprender no solo si la Ley de Okun se verifica empíricamente en cada país, sino también por qué su magnitud puede diferir de manera tan marcada entre economías que enfrentan desafíos y trayectorias de desarrollo diferentes.

En suma, esta investigación busca ofrecer evidencia comparada, actualizada y metodológicamente consistente sobre la relación entre crecimiento económico y desempleo en Chile, Brasil y Estados Unidos. El propósito es aportar una comprensión más profunda de la eficacia del crecimiento para reducir el desempleo y proporcionar elementos útiles para la formulación de políticas orientadas a promover un desarrollo económico que sea inclusivo, estable y capaz de mejorar de forma sostenida las condiciones del mercado laboral.

2.1. Objetivos

Objetivo general

Comparar la validez empírica de la Ley de Okun en Chile, Brasil y Estados Unidos entre 2000 y 2024, identificando diferencias en la relación crecimiento-desempleo y sus determinantes estructurales.

Objetivos específicos

- I. Estimar el coeficiente de Okun (β) en cada país mediante el modelo en primeras diferencias y la versión GAP, considerando su magnitud, signo y significancia estadística.
- II. Analizar la estabilidad de los parámetros estimados mediante la aplicación del filtro Hodrick–Prescott con distintos grados de suavizado, con el fin de evaluar la robustez de los resultados frente a diferentes métodos de estimación de tendencias.
- III. Incorporar variables que identifiquen episodios de crisis, como la recesión global de 2009, la recesión brasileña de 2015–2016 y la pandemia del COVID-19, con el propósito de examinar si estos eventos modifican la sensibilidad del desempleo frente al ciclo económico.
- IV. Interpretar las diferencias estructurales entre países en términos de productividad, informalidad, regulación laboral y protección social, y analizar cómo estos factores condicionan la magnitud del coeficiente de Okun y la persistencia del desempleo.
- V. Evaluar las implicancias macroeconómicas de los resultados obtenidos, considerando la eficiencia del crecimiento para reducir el desempleo y la capacidad de los mercados laborales para absorber perturbaciones cíclicas en distintos contextos institucionales.

3. Revisión de la literatura

Origen del problema: crecimiento y desempleo

El punto de partida del problema radica en que el crecimiento del PIB no siempre se traduce en reducciones proporcionales del desempleo, especialmente en economías emergentes donde prevalecen la informalidad y las rigideces laborales. La formulación original de Okun en los años sesenta estableció una relación negativa entre producto y desempleo para Estados Unidos, relación que pronto se convirtió en herramienta habitual de diagnóstico en macroeconomía aplicada. Este desequilibrio entre teoría del ciclo, políticas de estabilización y resultados efectivamente observados en los mercados laborales ha motivado una amplia literatura dedicada a cuantificar la elasticidad desempleo-producto y a explicar por qué su magnitud varía entre países y a lo largo del tiempo.

En América Latina esta cuestión adquiere relevancia adicional. La coexistencia de crecimiento con niveles persistentes de desempleo ha llevado a cuestionar la intensidad y estabilidad de la Ley de Okun en contextos caracterizados por informalidad elevada, productividad limitada y esquemas de protección social incompletos. En este contexto, la presente tesis se inserta en dicha preocupación, comparando la experiencia de Chile y Brasil con la de Estados Unidos para evaluar cómo las diferencias estructurales influyen en la capacidad del crecimiento para reducir el desempleo.

Evidencia empírica

La literatura para economías avanzadas concluye que la Ley de Okun constituye una regularidad empírica útil, aunque no exacta. Los coeficientes típicos se sitúan en torno a $-0,3$ cuando se expresan en términos de brechas y muestran una estabilidad moderada en el tiempo. Estudios como los de Ball, Leigh y Loungani documentan que, en Estados Unidos y

Europa, las variaciones del producto explican una parte relevante de la dinámica del desempleo, y que la relación se describe de manera más robusta mediante brechas que mediante simples tasas de crecimiento. Asimismo, trabajos comparativos como los de Moosa muestran variaciones sistemáticas en el coeficiente entre países, asociadas a diferencias en flexibilidad laboral, protección al empleo y estructura productiva, reforzando la interpretación del coeficiente de Okun como indicador de “eficiencia laboral” del crecimiento.

En América Latina la evidencia es más heterogénea. En promedio, los coeficientes son menores y más volátiles que en economías avanzadas. Investigaciones como las de Porras-Arena y Martín-Román encuentran coeficientes significativos pero reducidos, y señalan que en muchos casos el ajuste cíclico se manifiesta en dimensiones como la calidad del empleo o los salarios, más que en el desempleo abierto. Esto se explica por la relevancia de la informalidad y el autoempleo, que amortiguan la respuesta del desempleo ante fluctuaciones del producto. Estudios específicos para México, Chile y otros países de la región confirman la existencia de la relación, pero subrayan su dependencia de factores institucionales, segmentación laboral y la debilidad de las políticas activas de empleo.

Métodos utilizados para estudiar la Ley de Okun

La literatura ha empleado diversos enfoques metodológicos para estimar la elasticidad desempleo-producto. Tanto las especificaciones en primeras diferencias como las formulaciones basadas en brechas han sido ampliamente utilizadas, cada una con distintos supuestos sobre la dinámica del ciclo económico. En los últimos años se ha incrementado el uso de estimaciones del producto potencial y del desempleo estructural, así como del filtro Hodrick-Prescott con parámetros ajustados a series anuales, siguiendo recomendaciones como las de Ravn y Uhlig. En conjunto, estos métodos han permitido avanzar desde

estimaciones simples hacia marcos más coherentes con la teoría del ciclo y con el comportamiento de largo plazo de las variables económicas.

La literatura reciente también ha incorporado análisis de estabilidad y no linealidad, mediante la inclusión de variables ficticias para crisis o modelos con umbrales, con el fin de capturar ajustes asimétricos en periodos de perturbaciones severas. Este tipo de enfoques permite evaluar si la sensibilidad del desempleo al ciclo se mantiene constante o si varía significativamente en función del entorno macroeconómico.

Aunque se ha documentado ampliamente la vigencia de la Ley de Okun en economías avanzadas y se han realizado caracterizaciones agregadas para América Latina, persiste una brecha en estudios que comparen directamente países emergentes como Chile y Brasil con una economía desarrollada bajo un marco metodológico homogéneo y datos recientes. Gran parte de la literatura existente presenta diferencias en frecuencia de datos, periodos analizados o técnicas de estimación, lo que dificulta atribuir las divergencias observadas a verdaderas diferencias estructurales.

Esta tesis contribuye a cubrir esa brecha mediante un análisis comparado para el periodo 2000-2024, que emplea métodos consistentes entre países y define las brechas de producto y desempleo de manera uniforme. Esto permite atribuir las diferencias en los coeficientes estimados a elementos estructurales, más que a decisiones metodológicas o de medición. A su vez, la integración de dimensiones como productividad, informalidad, regulación laboral y protección social articula la evidencia econométrica con debates actuales sobre calidad institucional y diseño de políticas en economías emergentes.

4. Materiales Y Métodos

El presente estudio se centra en el análisis de la relación entre el crecimiento económico y la tasa de desempleo en Chile, Brasil y Estados Unidos durante el período 2000-2024. La elección de estos países responde a criterios de diversidad estructural, disponibilidad de datos y relevancia tanto regional como global. Este horizonte temporal permite capturar distintas fases del ciclo económico, tales como expansiones sostenidas, periodos de recesión y eventos externos de alto impacto como la crisis financiera global de 2008, y la pandemia del COVID-19.

A través de esta comparación, se busca identificar si el crecimiento observado en cada país ha sido suficiente, en relación con su nivel potencial, para generar efectos sostenidos sobre el desempleo. En este marco, la metodología contempla la estimación secuencial de la Ley de Okun, iniciando con un modelo en primeras diferencias y continuando con las versiones de brechas construidas a partir de datos oficiales y del filtro Hodrick–Prescott.

La selección del período de estudio tiene por objetivo observar la evolución coyuntural de cada economía e identificar patrones estructurales que expliquen el comportamiento del desempleo frente a las fluctuaciones del producto interno bruto (PIB) en contextos económicos diversos. Para ello, la metodología contempla estimaciones econométricas clásicas con el objetivo de explorar la relación entre producto y desempleo en el corto y largo plazo. Particularmente, se evalúa el efecto de las desviaciones del PIB y del desempleo respecto de sus niveles potenciales estimados, a través del análisis de brechas como variable clave.

El análisis se basa en datos anuales, con el propósito de suavizar las fluctuaciones estacionales y concentrarse en las tendencias de mediano y largo plazo. Esta periodicidad también se ajusta a la disponibilidad y comparabilidad de las series históricas para ambos indicadores principales. Las series de tiempo se obtienen desde fuentes oficiales y reconocidas internacionalmente: el Banco Mundial (WDI), el Banco Central de Chile, la Federal Reserve (FRED) para Estados Unidos y el IPEA para Brasil. Estas instituciones proveen estimaciones consistentes del PIB real, del PIB potencial y de las tasas de desempleo. En cuanto a la tasa natural de desempleo (NAIRU), se utilizó la serie NROU de la FRED para Estados Unidos, que provee estimaciones anuales continuas. Para Chile, los valores provienen de las estimaciones publicadas por el Banco Central de Chile en la minuta *Holguras en el mercado laboral* citada en el IPoM diciembre 2024; y para Brasil, de las proyecciones del Banco Itaú contenidas en el informe *Macro Visão – NAIRU* (2025). Ambos países carecen de series oficiales anuales continuas, por lo que se utilizaron valores referenciales por tramo temporal (2000–2024) derivados de dichas fuentes.

Como ejercicio de sensibilidad, se replica el análisis utilizando brechas simétricas derivadas del filtro Hodrick–Prescott anual ($\lambda = 6,25$ y 100), aplicadas tanto al PIB como a la tasa de desempleo. Esto permite contrastar la estabilidad de los parámetros estimados bajo distintos métodos de suavizado de las tendencias y verificar que las conclusiones no dependan del origen ni de la técnica de estimación del componente potencial.

El modelo principal adoptado corresponde a la formulación de brechas de la Ley de Okun, que relaciona la desviación del desempleo respecto de su nivel natural con la brecha del producto respecto de su nivel potencial. Además, se incluye un modelo preliminar en primeras diferencias como referencia empírica.

Para garantizar la solidez de los resultados, se incorpora una extensión metodológica que incluye dummies de crisis (2009; 2015–2016 en Brasil; 2020–2021), aplicadas a los modelos de brechas con el fin de examinar la estabilidad de los coeficientes y la influencia de choques externos. Estas pruebas de robustez estructural permiten evaluar si la relación entre producto y desempleo es estable o depende de episodios específicos.

5.1. Marco muestral y fuente de datos

Se utiliza información anual para Chile, Brasil y Estados Unidos en el período 2000–2024, obtenida de fuentes oficiales e internacionales: Banco Mundial (*World Development Indicators*, WDI), OCDE, FMI, bancos centrales y oficinas estadísticas nacionales. Los datos del PIB real y de la tasa de desempleo provienen del Banco Mundial (WDI), mientras que las estimaciones del PIB potencial se obtienen de fuentes oficiales: Banco Central de Chile (*Informe de Política Monetaria*, IPoM), *Federal Reserve* (serie GDPPOT) para Estados Unidos y del Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) para Brasil. Las variables principales son expresadas en niveles de brecha, de modo que ambas se centran en su equilibrio de largo plazo, eliminando tendencias determinísticas y capturando la componente cíclica del ciclo económico y del mercado laboral.

- **Brecha del desempleo (GAP_U):** definida como $GAP_U = U_t - U_t^*$, donde U_t es la tasa de desempleo efectiva (promedio anual, % de la fuerza laboral) y U_t^* representa la NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), la tasa de desempleo compatible con inflación estable.

Las brechas de desempleo se construyen a partir de las estimaciones de la NAIRU publicadas o reportadas por organismos oficiales. Debido a la falta de series anuales continuas para Chile y Brasil, se utilizaron valores referenciales derivados del Banco

Central de Chile (2024) y del Banco Itaú (2025), mientras que para Estados Unidos se empleó la serie institucional NROU publicada por la *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED).

- **Brecha del producto (GAP_Y):** calculada como $GAP_Y = Y_t - Y_t^*$, donde Y_t corresponde al logaritmo del PIB real en niveles y Y_t^* a su nivel potencial.

Estas dos variables (GAP_U y GAP_Y) son la base conceptual de la versión GAP de la Ley de Okun. Dado que las estimaciones anuales de la tasa natural de desempleo (NAIRU) están disponibles de manera continua para Estados Unidos y en valores puntuales o aproximados para Chile y Brasil, se emplean dichas estimaciones para construir las brechas iniciales de desempleo y producto utilizadas en la estimación principal de la Ley de Okun. Posteriormente, como ejercicio de contraste metodológico, se replica el análisis aplicando el filtro Hodrick–Prescott anual para estimar U_t^* y Y_t^* en los tres países, con el propósito de verificar la sensibilidad de los resultados frente al método de estimación de las tendencias estructurales.

Para complementar la interpretación, se incorporan variables estructurales de carácter descriptivo, agrupadas en cuatro dimensiones, según su naturaleza económica:

- i) **Productividad e informalidad:** Incluye la **productividad laboral** (PIB por ocupado, variable cuantitativa) y la **informalidad laboral** (variable mixta, cuantitativa por tasa y cualitativa por segmentación del mercado). Ambas condicionan la capacidad de transformar crecimiento en empleo formal.
- ii) **Políticas activas de empleo y protección social:** Comprende el **gasto público en políticas activas del mercado laboral (LMP)** (variable cuantitativa expresada como porcentaje del PIB) y las **prestaciones por desempleo**,

consideradas variables mixtas por combinar cobertura (cuantitativa) y diseño institucional (cualitativo). Estas políticas incluyen programas de capacitación, subsidios y asistencia al desempleo que, según la OCDE (2023), mejoran la respuesta del empleo ante fluctuaciones del producto y reducen la duración del desempleo. En economías con menor gasto o cobertura, como Brasil y parcialmente Chile, la elasticidad del desempleo frente al crecimiento es más limitada, a diferencia de Estados Unidos, donde una protección más amplia amortigua los efectos de los shocks económicos (Blanchard & Katz, 1997).

- iii) **Flexibilidad laboral y regulación:** Considera la **protección laboral** y los **esquemas de contratación temporal**, variables cualitativas y mixtas que determinan la capacidad de ajuste del empleo frente al ciclo económico. Una regulación más estricta tiende a reducir la elasticidad del desempleo respecto al PIB (Moosa, 1997), mientras que la alta temporalidad incrementa la flexibilidad pero eleva la rotación (OECD, 2021).
- iv) **Variables macroestructurales complementarias:** Agrupa la **inversión extranjera directa (IED)**, la **deuda pública**, el **gasto público total**, la **población económicamente activa (PEA)**, su **tasa de crecimiento** y la **demanda externa**. Estas variables, todas cuantitativas, reflejan la capacidad fiscal, demográfica y productiva de cada economía, y sirven para contextualizar las diferencias estructurales observadas entre países.

5.2. Formulaciones de la Ley de Okun

La Ley de Okun describe empíricamente la relación negativa entre el crecimiento del producto interno bruto (PIB) y el desempleo. Desde su formulación inicial en 1962, surgieron

variantes con distintos supuestos y énfasis (unas más cíclicas, otras con foco estructural) para capturar cómo el crecimiento impacta el empleo en diferentes contextos. A continuación, se sintetizan las principales formulaciones, en orden de complejidad, y se justifica la elección metodológica utilizada.

Modelo de diferencias simples

La versión más básica de la Ley de Okun estima la relación contemporánea entre la variación anual del desempleo y el crecimiento efectivo:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t$$

Aquí, ΔY_t representa el crecimiento del PIB real entre dos periodos consecutivos (en p.p.), ΔU_t la variación anual de la tasa de desempleo (en p.p), $\beta < 0$ se interpreta como la sensibilidad cíclica del desempleo y α captura la deriva media cuando $Y_t = 0$. Esta versión identifica el efecto cíclico directo, pero no distingue si el crecimiento es suficiente (vs. potencial) para reducir el desempleo de manera sostenida, por lo que puede sobrestimar la elasticidad en economías con rigideces e informalidad (Knotek, 2007).

Modelo con brechas estructurales (gap)

Trabaja con desviaciones respecto de los niveles de equilibrio del desempleo y del producto:

$$(U_t - U_t^*) = \alpha + \beta(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t$$

donde U_t^* es la NAIRU y Y_t^* el PIB potencial (no observables). Se espera $\beta < 0$: una brecha positiva del producto ($GAP_Y \equiv Y_t - Y_t^* > 0$) implica presión a la baja sobre la brecha de desempleo ($GAP_U \equiv U_t - U_t^*$). Este enfoque incorpora explícitamente la dimensión estructural: solo el crecimiento por encima del potencial genera reducciones persistentes del desempleo respecto de su nivel natural. En la tesis, este es el modelo principal (ver Sección 4.2). La NAIRU y el PIB potencial se toman de fuentes oficiales cuando están disponibles;

posteriormente, se contrasta la robustez estimando U_t^* y Y_t^* con filtro HP anual ($\lambda = 6,25$ y 100). Esta formulación, utilizada entre otros por Ball, Leigh y Loungani (2017), integra la dimensión estructural al reconocer que sólo el crecimiento por encima del potencial produce caídas persistentes en U_t (Blanchard & Johnson, 2013).

Modelos dinámicos multiecuacionales (VAR, VECM, paneles dinámicos)

Permiten rezagos, retroalimentaciones y cointegración:

$$\Delta u_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta g_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

Requieren series extensas y mayor potencia estadística; exceden el alcance empírico principal de esta tesis.

Justificación del modelo adoptado

Se adopta la versión estructural de brechas de la Ley de Okun por tres razones: (i) alinea el análisis con la pregunta central de la investigación (si el crecimiento por sobre el potencial reduce el desempleo respecto de su nivel natural); (ii) permite incorporar simultáneamente la NAIRU y el PIB potencial, utilizando datos oficiales y estimaciones complementarias (BCCh, CBO/FRED, IPEA) o bien estimándolos; y (iii) facilita la comparación internacional bajo un marco parsimonioso y estructuralmente consistente.

5.3. Modelo base

El modelo se estima en niveles de brecha, donde la variable dependiente es la diferencia entre la tasa de desempleo efectiva y su nivel natural ($U_t - U_t^*$), y la variable explicativa principal corresponde a la brecha del producto ($Y_t - Y_t^*$).

La ecuación general del modelo base se expresa como:

$$(U_t - U_t^*) = \alpha + \beta(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t$$

Donde:

- α : intercepto, que captura desalineamientos estructurales entre ambas brechas.
- β : coeficiente de Okun, que mide la elasticidad del desempleo respecto a las fluctuaciones del producto en torno a su nivel potencial.
- ε_t : término de error aleatorio.

Se espera que $\beta < 0$ y estadísticamente significativo, lo que indicaría que una brecha positiva del producto (crecimiento por sobre el potencial) reduce el desempleo respecto de su nivel natural, y viceversa. Esta formulación se alinea con los enfoques estructurales propuestos por Ball, Leigh y Loungani (2013), Blanchard y Johnson (2013) y Moosa (1997), quienes aplican modelos de brechas para capturar la relación de equilibrio entre las variables reales del mercado laboral y del producto.

El modelo se estima inicialmente utilizando las brechas construidas con los valores de PIB potencial y NAIRU reportados por fuentes institucionales: Banco Central de Chile (2024), Congressional Budget Office y FRED (EE. UU.), e IPEA (Brasil).

En una segunda etapa, se replica la estimación reconstruyendo Y_t^* y U_t^* mediante el filtro de Hodrick–Prescott (HP) aplicado a las series anuales del PIB real y de la tasa de desempleo, con el propósito de contrastar la sensibilidad de los parámetros frente al método de estimación del componente estructural. Este filtro permite descomponer las series como:

$$Y_t = Y_t^* + c_t, \quad U_t = U_t^* + h_t$$

donde Y_t^* y U_t^* son las tendencias estructurales (potencial y NAIRU) y c_t, h_t las componentes cíclicas. El parámetro de suavizamiento $\lambda = 6.25$ se emplea para datos anuales, conforme a Ravn & Uhlig (2002), y se amplía a $\lambda = 100$ como prueba adicional de sensibilidad. Este procedimiento permite verificar si los resultados dependen del método de estimación

del componente estructural o se mantienen consistentes frente a distintas definiciones del equilibrio macroeconómico.

5.4. Modelo con variables ficticias (dummies)

El análisis de robustez final evalúa la estabilidad del coeficiente de Okun (β) frente a episodios excepcionales, tales como crisis financieras o sanitarias, que pueden alterar temporalmente la relación entre el ciclo económico y el desempleo. Para ello, se incorpora un único modelo extendido con variables ficticias (dummies) que permiten capturar simultáneamente cambios en el nivel y en la pendiente de la relación estimada.

El modelo general se expresa como:

$$GAP_U = \alpha + \beta GAP_Y + \sum_k \gamma_k D_{k,t} + \sum_k \delta_k (GAP_Y \cdot D_{k,t}) + \varepsilon_t$$

Donde:

- $D_{k,t}$: variables ficticias que toman el valor 1 durante episodios de crisis o recesión (2009–2011, 2015–2016 en Brasil, y 2020–2021), y 0 en el resto de los años.
- γ_k : coeficiente que mide el cambio de nivel del desempleo estructural durante cada episodio.
- δ_k : coeficiente de interacción que permite variaciones en la pendiente de la relación durante dichos periodos.
- ε_t : término de error aleatorio con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

La significancia de las interacciones se evalúa mediante una prueba de Wald sobre $H_0: \delta_k = 0$, verificando si la Ley de Okun se mantiene estable o presenta asimetrías cíclicas. Este modelo se estima sobre la base HP ($\lambda = 6.25$) para asegurar coherencia con la especificación principal (M2a) y también se replica con $\lambda = 100$ (M2b) como ejercicio de robustez. De esta forma, las variables ficticias de crisis (dummies) y sus interacciones se

incorporan en ambas versiones del modelo estructural, permitiendo identificar si la relación crecimiento–desempleo varía en intensidad o dirección durante periodos de crisis.

5.5. Extensión con variables estructurales (uso contextual)

Para interpretar las diferencias observadas entre países, se incorporan evidencias descriptivas y correlaciones simples basadas en las cuatro dimensiones estructurales descritas en la **Sección 4.1**: productividad e informalidad laboral; políticas activas de empleo y protección social; flexibilidad laboral y regulación; y variables macroestructurales complementarias. Estas variables no se incluyen en la ecuación principal para evitar sesgos de endogeneidad derivados del tamaño muestral; su propósito es contextualizar los resultados econométricos y respaldar la comparación estructural desarrollada en el capítulo 5.

5.6. Diagnóstico y validez del modelo

El diagnóstico busca verificar que los estimadores obtenidos mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) cumplan con las propiedades de consistencia, eficiencia y no sesgo del teorema de Gauss–Markov, asegurando así la validez estadística e inferencial de los resultados. Las pruebas se aplican de forma individual por país y para cada especificación (M0–M3), de modo de confirmar la robustez interna de los coeficientes estimados.

1. Linealidad de la forma funcional y exogeneidad condicional

El modelo es lineal en los parámetros y asume $E(\varepsilon_t | GAP_Y) = 0$. Se incluye intercepto (media de residuos = 0 por construcción) y se inspeccionan residuos vs. ajustados y Q–Q para descartar patrones sistemáticos. Ante derivas o episodios atípicos, se recurre a la extensión con dummies de crisis, evitando reespecificaciones ad hoc.

2. Homocedasticidad

Hipótesis: $H_0 : Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$ vs. $H_1 : Var(\varepsilon_i) = f(X_i)$

Dóctimas: Breusch–Pagan / Cook–Weisberg, y, de ser necesario, White.

Criterio y corrección: si se rechaza H_0 , se concluye heterocedasticidad y se reportan errores estándar robustos (White) sin modificar los coeficientes; opcionalmente se verifica con Newey–West. Esta estrategia es apropiada en datos anuales y heterogeneidad estructural entre países

3. No autocorrelación serial

Hipótesis: $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s$.

Dóctimas: Durbin-Watson (DW) (evalúa autocorrelación de primer orden; referencia $d \approx 2$) y Breusch-Godfrey (LM test) (permite detectar autocorrelación de orden superior).

Cuando se incumple (véase **Figura 4.5-1**), los MCO siguen insesgados, pero pierden eficiencia y los errores estándar (y pruebas t/F) resultan inválidos.

En caso de autocorrelación residual, se utilizan errores robustos de Newey–West para preservar la validez inferencial.

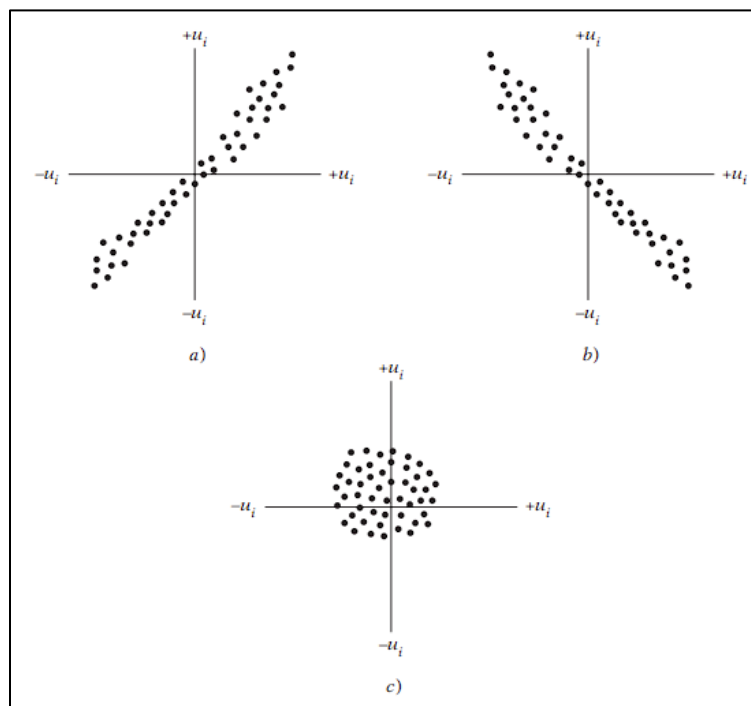


Figura 4.5-1: Patrones de correlaciones entre los residuos, a) correlación serial positiva b) correlación serial negativa, c) correlación cero. Extraído de Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5ª ed., p. 67).

4. Normalidad de los residuos.

La normalidad no es requisito para que MCO sea insesgado, pero mejora la precisión de t/F con N pequeño. Se verifica mediante histogramas y prueba asimetría–curtosis sktest; desviaciones leves no afectan la inferencia al utilizar errores robustos.

5. Observaciones influyentes.

En el modelo con dummies (M3) se examinan medidas de *leverage* y distancia de Cook, considerando influyentes aquellas observaciones con valores superiores a $4/n$. Estas pruebas permiten identificar años críticos que podrían afectar la estabilidad del modelo, como 2009 o 2020–2021. En dichos casos, las observaciones se mantienen y su efecto se controla explícitamente mediante las variables ficticias de crisis incluidas en la especificación.

6. Multicolinealidad (aplicable al modelo con dummies)

La versión extendida incorpora términos correlacionados, como la brecha del producto $(Y_t - Y_t^*)$ y su interacción con las variables ficticias de crisis $((Y_t - Y_t^*) \times D_t)$, dentro de una ecuación donde la variable dependiente es la brecha del desempleo $(U_t - U_t^*)$. Para descartar problemas de colinealidad se calcula el **factor de inflación de la varianza (VIF)**, considerando valores inferiores a 10 como umbral aceptable. En caso de colinealidad elevada, se prioriza la versión más parsimoniosa del modelo, preservando la estabilidad e interpretabilidad del coeficiente β .

7. Estabilidad paramétrica y robustez a crisis

La estabilidad de los parámetros α y β se evalúa mediante pruebas de Wald aplicadas a las variables ficticias y a sus interacciones con la brecha del producto en el modelo con

dummies. Este contraste permite identificar si la sensibilidad del desempleo frente al ciclo económico varía significativamente durante los principales episodios de crisis (2009–2011, 2015–2016 en Brasil y 2020–2021).

8. Estacionariedad.

El uso simultáneo de brechas del producto y del desempleo mitiga los riesgos de no estacionariedad, dado que ambas series reflejan componentes cíclicos alrededor de sus tendencias. No obstante, se aplica la prueba aumentada de Dickey–Fuller (ADF) a $(Y_t - Y_t^*)$ y $(U_t - U_t^*)$ para confirmar su estacionariedad.

Prueba / Indicador	Objetivo	Ámbito	Criterio de validación
Durbin-Watson (DW)	Autocorrelación (AR (1)) en residuos	Gauss-Markov	$\approx 2 \rightarrow$ sin autocorrelación
Breusch-Godfrey (BG)	Autocorrelación de orden > 1	Gauss-Markov	$p > 0,05 \rightarrow$ sin AR de orden superior
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg (BP/CW)	Homocedasticidad de los errores	Gauss-Markov	$p > 0,05$ no se rechaza varianza constante
White	Heterocedasticidad general	Gauss-Markov	$p > 0,05 \rightarrow$ sin heterocedasticidad
Skewness-Kurtosis (sktest)	Normalidad de los residuos	Adicional	Valor $p > 0,05 \rightarrow$ no se rechaza normalidad
Q-Q plot / Histograma	Simetría y forma de errores	Adicional	Puntos $\approx$ diagonal / campana simétrica
Wald (individual y conjunto)	Significancia conjunta (dummies/interacciones)	Especificación estructural	$p < 0,05 \rightarrow$ efecto conjunto significativo
VIF (Variance Inflation Factor)	Multicolinealidad	Diagnóstico multicolineal	$5 < VIF \leq 10 \rightarrow$ sin multicolinealidad severa
Leverage y Cook's Distance	Observaciones influyentes	Diagnóstico de estabilidad	Cook's $D < 4/n$; leverage $< 2p/n$
ADF (Dickey-Fuller Aum.)	Estacionariedad de series	Series temporales	$p < 0,05$: serie estacionaria

Tabla 4.6-2: Resumen de los criterios de diagnóstico aplicados para evaluar la validez estadística, inferencial y estructural de los modelos estimados (M0–M3). Elaboración propia.

En conjunto, se espera linealidad, independencia y homocedasticidad en la mayoría de las especificaciones, y que β mantenga signo, magnitud y significancia estables entre modelos.

El uso de brechas, contrastes de diagnóstico y errores robustos garantiza la validez de la inferencia estadística y la estabilidad del coeficiente de Okun en cada país.

5.7. Resultados esperados

Se espera corroborar una relación inversa y estadísticamente significativa entre las brechas del producto y del desempleo, es decir, $\beta < 0$, confirmando la validez empírica de la Ley de Okun en su versión estructural. Esto implica que una expansión por encima del PIB potencial reduce el desempleo por debajo de su nivel natural.

A nivel comparado, se anticipa que:

- **Estados Unidos** exhiba la mayor elasticidad $|\beta|$ y mejor ajuste (R^2), reflejando un mercado laboral más flexible y con menores fricciones;
- **Chile** muestre una respuesta intermedia, coherente con su estructura laboral parcialmente formalizada; y
- **Brasil** presente la menor sensibilidad, debido a mayores niveles de informalidad y rigidez estructural.

Asimismo, se prevé que las pruebas de Wald indiquen cambios significativos de pendiente únicamente durante la crisis del COVID-19 (2020–2021), mientras que la relación entre brechas permanecería estable en el resto del periodo.

El modelo se considera estadísticamente válido cuando no presenta autocorrelación ni heterocedasticidad significativas, los residuos se aproximan a la normalidad y el R^2 refleja un ajuste adecuado.

En definitiva, el enfoque estructural con brechas y dummies busca no solo confirmar la vigencia de la Ley de Okun, sino también identificar asimetrías cíclicas y diferencias estructurales entre economías con distintos grados de flexibilidad, productividad e informalidad laboral.

5. Resultados y Discusión

5.1. Análisis preliminar de las variables

El análisis preliminar se centra en la evolución de dos variables macroeconómicas fundamentales: la brecha del producto ($Y_t - Y_t^*$) y la brecha del desempleo ($U_t - U_t^*$), construidas a partir de las series de PIB real y tasa de desempleo.

Para este análisis se utilizó información anual del período 2000–2024 para Brasil, Chile y Estados Unidos. Los datos del PIB real, del PIB potencial y de la tasa de desempleo, así como las estimaciones de la NAIRU, provienen de fuentes oficiales e internacionales, cuyos detalles se presentan en la sección 4.1.

A continuación, se presentan las variables base utilizadas para la construcción de las brechas, correspondientes a los tres países analizados:

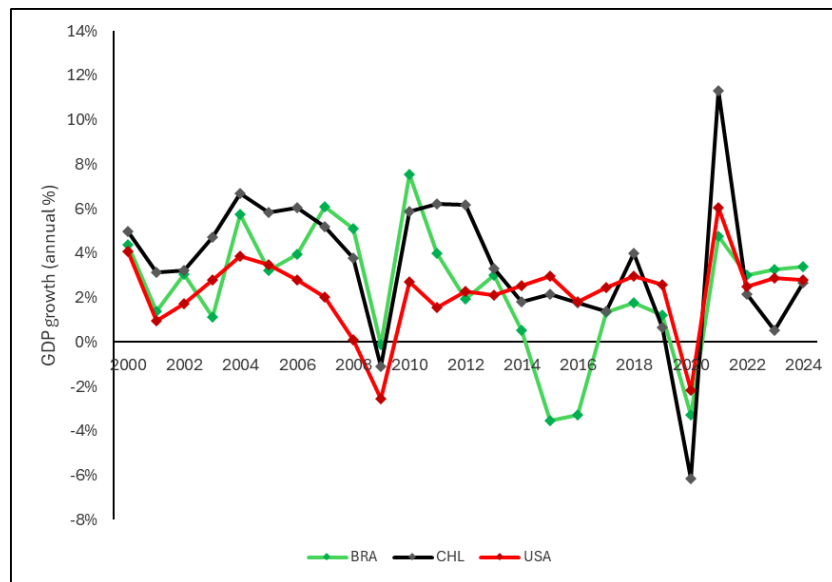


Figura 5.1-1: Crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) anual (%) para Brasil, Chile y Estados Unidos, 2000-2024, elaboración propia con datos de World Bank Group.

Desde una perspectiva descriptiva de la **Figura 5.1-1**, la evolución del crecimiento efectivo presenta trayectorias heterogéneas entre países. Chile muestra una etapa de fuerte dinamismo entre 2004 y 2012, interrumpida por crisis externas e internas. Brasil evidencia alta

volatilidad, destacando las caídas pronunciadas de 2009, 2015-2016 y 2020. Estados Unidos mantiene una trayectoria más estable, aunque con impactos visibles en 2009 y 2020.

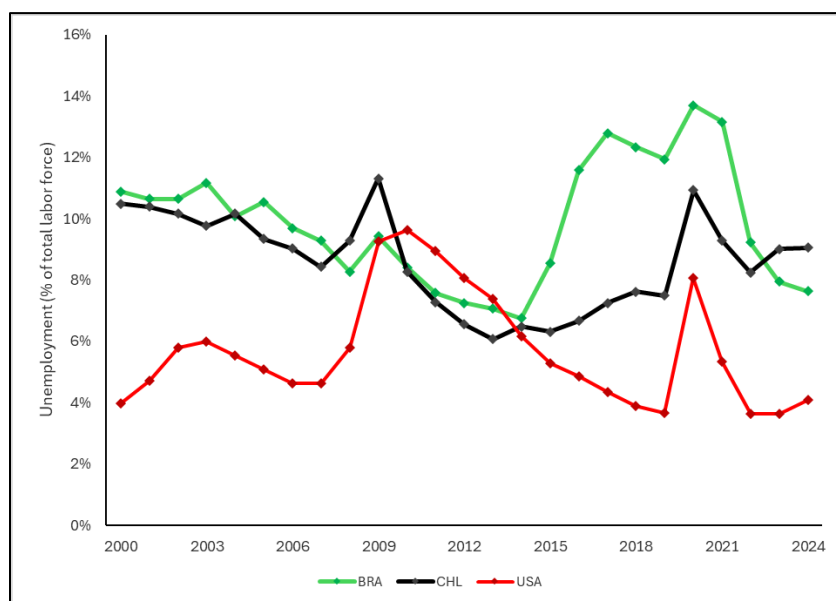


Figura 5.1-2: Tasa de desempleo anual (%) para Brasil, Chile y Estados Unidos, 2000-2024, elaboración propia con datos de World Bank Group.

En cuanto al desempleo, reflejado en la **Figura 5.1-2**, también se observan diferencias marcadas. Estados Unidos tiene en promedio las tasas más bajas, reflejo de un mercado laboral flexible. Brasil mantiene niveles persistentemente altos, producto de rigideces estructurales, informalidad y debilidad institucional. Chile se ubica en una posición intermedia, con tasas moderadas pero sensibles a shocks externos.

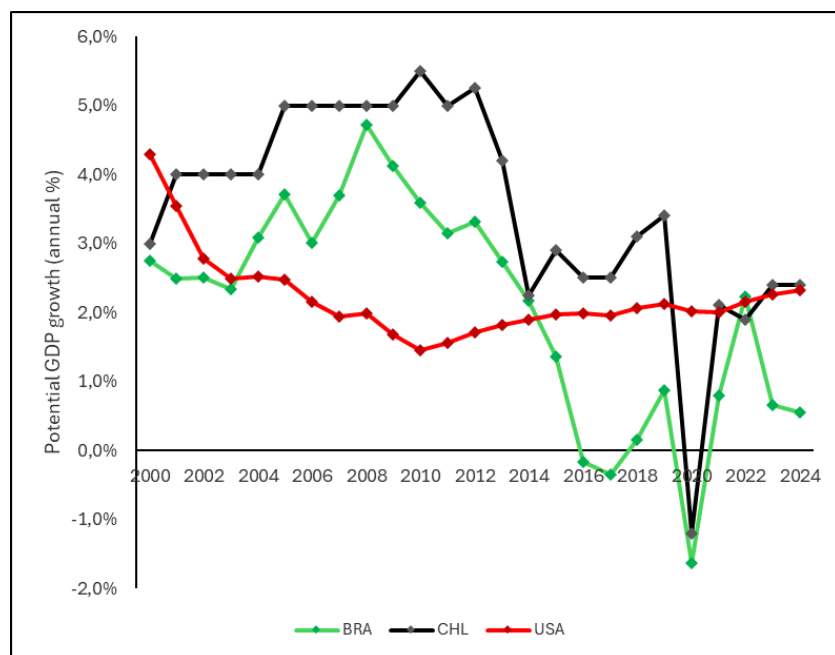


Figura 5.1-3: Tasa de crecimiento potencial del Producto Interno Bruto (PIB) anual (%) para Brasil, Chile y Estados Unidos, 2000-2024, elaboración propia con datos de Banco central para Chile, FRED para Estados Unidos y del IPEA para Brasil.

El crecimiento potencial (**Figura 5.1-3**) presenta trayectorias más estables y suavizadas respecto del PIB efectivo, lo que refleja su carácter estructural. Chile muestra un dinamismo relativamente mayor hasta 2012, convergiendo en años recientes hacia niveles cercanos al 2 %. Brasil evidencia un deterioro sostenido a partir de 2014, coincidente con su crisis política y fiscal. En Estados Unidos, el crecimiento potencial se mantiene estable en torno al 2 %, en línea con una economía madura y con menor margen de expansión estructural. Estas diferencias anticipan brechas del producto que varían en magnitud y persistencia entre países: más amplias y duraderas en Brasil, moderadas en Chile y de rápida corrección en Estados Unidos. El uso de la brecha del producto como variable explicativa central permite capturar de manera más precisa los desajustes cíclicos, eliminando tendencias de largo plazo y concentrando el análisis en las desviaciones del nivel de actividad respecto a su potencial. Este enfoque resulta coherente con la formulación teórica de Okun (1962) y con la evidencia contemporánea (Ball, Leigh y Loungani, 2017), que sostiene que solo cuando la producción

supera su nivel potencial ($Y_t > Y_t^*$) se generan reducciones sostenidas en el desempleo respecto de su nivel natural.

Los eventos coyunturales también ayudan a contextualizar las variaciones observadas. En Chile, destacan el superciclo del cobre, la crisis financiera global y la recuperación posterior a la pandemia. En Brasil, la recesión de 2015–2016 constituye el episodio más prolongado de pérdida de producto, mientras que en Estados Unidos la Gran Recesión y la crisis sanitaria del COVID-19 representan los mayores desvíos respecto al equilibrio. En todos los casos, las fluctuaciones de las brechas confirman la naturaleza inversa de la Ley de Okun.

El diagnóstico preliminar evidencia que la relación entre la brecha del producto y la brecha del desempleo es claramente negativa, aunque su intensidad depende del contexto estructural y de la flexibilidad del mercado laboral de cada país. Este análisis descriptivo constituye la base para la estimación econométrica desarrollada en las siguientes secciones, donde se cuantifica la sensibilidad del desempleo respecto de las fluctuaciones cíclicas del producto.

5.2. Aplicación de modelos

La estimación de la Ley de Okun se llevó a cabo en dos etapas complementarias. Primero, se aplicó un modelo en primeras diferencias como referencia empírica, donde la variable dependiente corresponde a la variación anual de la tasa de desempleo (ΔU_t) y la variable explicativa al crecimiento del PIB real (ΔY_t). Este modelo permite observar la sensibilidad contemporánea del desempleo ante cambios en el crecimiento económico, sirviendo como punto de comparación con la versión estructural.

Posteriormente, se estimó el modelo estructural de brechas, que constituye la formulación principal de esta investigación. En esta especificación, la variable dependiente corresponde a la brecha del desempleo ($U_t - U_t^*$) y la variable explicativa a la brecha del producto ($Y_t -$

Y_t^*). La ecuación general del modelo, presentada en la sección 4.2, se estima mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) utilizando datos anuales del período 2000–2024.

Las estimaciones incluyen el coeficiente de Okun (β), el coeficiente de determinación (R^2) y el coeficiente de correlación (r) entre las brechas. De forma complementaria, se evaluó la robustez de los resultados replicando las estimaciones con componentes estructurales U_t^* y Y_t^* obtenidos mediante el filtro Hodrick–Prescott ($\lambda = 6.25$ y 100).

Previo a las estimaciones, se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey–Fuller Aumentada (ADF) sobre las brechas del producto y del desempleo, con el objetivo de confirmar su estacionariedad.

País	Tipo de brecha	Variable	Estadístico t	Valor p	Resultado	Conclusión
EE.UU.	Oficial	gapY_off_usa	−3.17	0.010	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_off_usa	−1.33	0.412	No rechaza H_0	No estacionaria
	HP ($\lambda = 6.25$)	gapY_hp6_usa	−2.89	0.043	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_hp6_usa	−3.11	0.027	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
	HP ($\lambda = 100$)	gapY_hp100_usa	−1.68	0.261	No rechaza H_0	No estacionaria
		gapU_hp100_usa	−1.94	0.161	No rechaza H_0	No estacionaria
Brasil	Oficial	gapY_off_bra	−2.62	0.074	Borderline (10%)	Parcialmente estacionaria
		gapU_off_bra	−1.40	0.440	No rechaza H_0	No estacionaria
	HP ($\lambda = 6.25$)	gapY_hp6_bra	−3.61	0.007	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_hp6_bra	−5.01	0.000	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
	HP ($\lambda = 100$)	gapY_hp100_bra	−1.01	0.633	No rechaza H_0	No estacionaria
		gapU_hp100_bra	−1.70	0.219	No rechaza H_0	No estacionaria
Chile	Oficial	gapY_off_chl	−4.54	0.001	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_off_chl	−1.69	0.290	No rechaza H_0	No estacionaria
	HP ($\lambda = 6.25$)	gapY_hp6_chl	−4.72	0.001	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_hp6_chl	−4.66	0.001	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
	HP ($\lambda = 100$)	gapY_hp100_chl	−3.02	0.036	Rechaza H_0	Estacionaria (I(0))
		gapU_hp100_chl	−2.57	0.105	Borderline (10%)	Parcialmente estacionaria

Tabla 5.2-1: Resultados de la prueba de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentada (ADF). Contrasta la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria (no estacionariedad). Los valores críticos al 5% se aproximan a -2.9 para las series anuales. Los resultados muestran que las brechas obtenidas mediante el filtro Hodrick–Prescott con $\lambda = 6.25$ son estacionarias en los tres países tanto para el producto como para el desempleo, validando su uso en la estimación principal de la Ley de Okun. En contraste, las brechas oficiales y las calculadas con $\lambda = 100$ presentan evidencia parcial o nula de estacionariedad, por lo que se consideran solo como ejercicios de robustez.

Los resultados evidenciaron que las brechas obtenidas mediante el filtro Hodrick–Prescott con $\lambda = 6.25$ son estacionarias en los tres países ($p < 0.05$ en todas las series), lo que valida su uso en la estimación principal. En cambio, las brechas oficiales y las obtenidas con $\lambda = 100$ mostraron falta de estacionariedad en al menos una de las variables, especialmente en el desempleo de Estados Unidos y Brasil. Por ello, se selecciona el modelo con $\lambda = 6.25$ (M2a) como especificación base para la inferencia, mientras que las versiones alternativas se presentan únicamente con fines de comparación y robustez. Este resultado es coherente con la literatura empírica, que considera que los componentes cíclicos derivados del filtro Hodrick–Prescott tienden a cumplir los supuestos de estacionariedad necesarios para la estimación de la Ley de Okun.

Dado que el presente estudio trabaja con brechas del producto y del desempleo (es decir, con componentes cíclicos estacionarios ($I(0)$) por construcción), no corresponde aplicar pruebas de cointegración como la de Engle–Granger. Dicho test solo es pertinente cuando las variables se expresan en niveles y son integradas de orden uno ($I(1)$), condición que no se cumple en este caso. Por tanto, la verificación de estacionariedad mediante ADF es suficiente para garantizar la validez econométrica de los modelos de brechas estimados.

Los resultados principales de cada modelo (coeficientes, significancia, ajuste y diagnósticos) se presentan resumidos en las **secciones 4.2.1 a 4.2.4**, mientras que el detalle completo de las regresiones, valores estadísticos y gráficos generados en STATA se encuentra disponible en el **Anexo A**.

Este enfoque permite una lectura comparada entre países y versiones del modelo, asegurando transparencia metodológica y consistencia con los principios de verificación econométrica.

A continuación, se presentan los resultados obtenidos para cada país en ambos modelos lineales: el de diferencias (referencial) y el estructural de brechas (principal).

5.2.1. Modelo M0 – Primeras diferencias

La Tabla 5.2.1–M0 presenta los resultados de la estimación bajo la formulación en primeras diferencias, donde se relaciona la variación anual del desempleo (ΔU_t) con el crecimiento económico efectivo (ΔY_t). El coeficiente de Okun (β) resulta negativo y altamente significativo en los tres países analizados, coherente con la hipótesis de relación inversa entre crecimiento y desempleo propuesta originalmente por Okun (1962).

En términos de magnitud, Estados Unidos exhibe la elasticidad más pronunciada ($\beta = -0.6451, p < 0.001$), seguido por Brasil ($\beta = -0.3375, p < 0.001$) y Chile ($\beta = -0.3036, p < 0.001$). Ello indica que, ante un aumento de 1 punto porcentual en el crecimiento del PIB, el desempleo se reduce aproximadamente 0.65p.p. en Estados Unidos, 0.34p.p. en Brasil y 0.30p.p. en Chile. El ajuste del modelo es satisfactorio, con un R^2 de 68.7% para EE. UU., 49.3% para Brasil y 54.2% para Chile. Este valor de R^2 corresponde al cuadrado del coeficiente de correlación lineal entre las variables. En este caso, la correlación empírica estimada entre ΔU_t y ΔY_t es de -0.8291 en EE. UU., -0.7018 en Brasil y -0.7363 en Chile, lo cual denota una relación lineal negativa fuerte en Estados Unidos y moderadamente fuerte en los otros dos países.

Las pruebas de diagnóstico no evidencian heterocedasticidad (BP y White con $p > 0.6$) ni autocorrelación relevante (DW entre 1.7 y 2.8). En cuanto a la normalidad de los residuos, el *sktest* confirma una distribución aproximadamente normal para EE. UU. ($p = 0.4287$) y Chile ($p = 0.2366$), mientras que en Brasil se rechaza la hipótesis de normalidad ($p = 0.0001$), evidenciando una asimetría o curtosis residual más marcada. No obstante, dada la robustez del modelo y la estabilidad del coeficiente β , esta desviación no afecta sustantivamente la validez inferencial de los resultados, los cuales se mantienen consistentes bajo el supuesto de errores robustos.

Comparando entre países, destacan dos hechos: (i) $|\beta_{USA}| > |\beta_{CHL}| > |\beta_{BRA}|$ y (ii) el ajuste R^2 es sustancialmente mayor en EE. UU. Ambos resultados son consistentes con un mercado laboral más flexible, menor informalidad y mayor sincronización entre el ciclo económico y el empleo (Ball, Leigh & Loungani, 2017).

Métrica	USA	BRA	CHL
β (p)	-0.6451 (0.000)	-0.3375 (0.000)	-0.3036 (0.000)
EE(β)	0.0929	0.0555	0.0626
t	-6.94	-6.08	-4.85
α (p)	1.4246 (0.000)	0.6485 (0.009)	0.9880 (0.003)
R^2 (%)	68.7%	49.3%	54.2%
r	-0.8291	-0.7018	-0.7363
DW	1.7303	1.8098	2.7577
BP χ^2 (p)	0.0700 (0.7911)	0.1700 (0.6829)	0.0500 (0.8168)
White χ^2 (p)	0.2000 (0.9071)	0.2700 (0.8720)	0.0800 (0.9627)
BG χ^2 (p)	0.3860 (0.5345)	0.1960 (0.6577)	3.8390 (0.0501)
sktest p	0.4287	0.0001	0.2366

Tabla 5.2.1–M0: Resultados econométricos del modelo M0 (2000–2024). Fuente: Elaboración propia. El modelo M0 estima la relación $\Delta U_t - \Delta Y_t$ (diferencias simples), mostrando un β significativamente negativo en los tres países y sin evidencia relevante de heterocedasticidad ni autocorrelación.

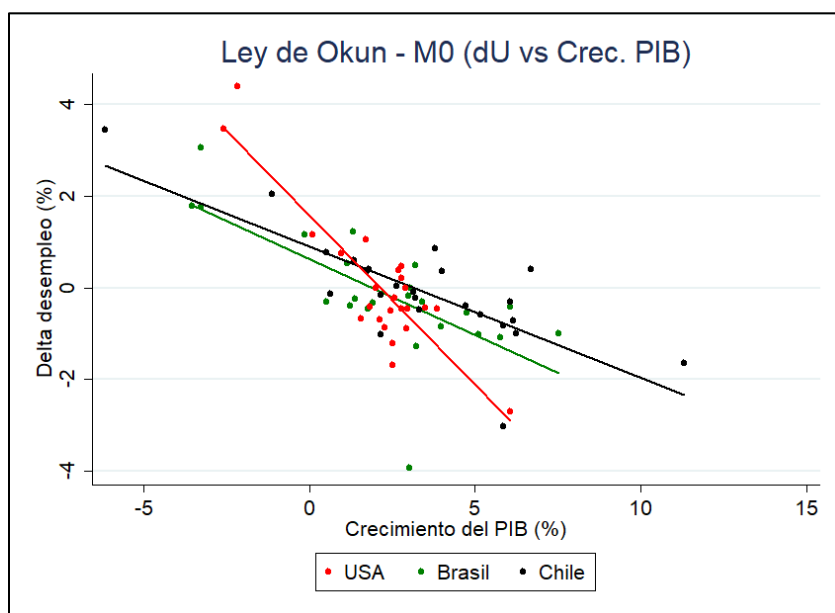


Figura 5.2.1.2–M0: Ley de Okun en primeras diferencias. La figura muestra una relación negativa entre crecimiento del PIB y variación del desempleo en los tres países. La pendiente es más pronunciada en Estados Unidos, mientras que Chile y Brasil presentan respuestas más moderadas. Este modelo capta la relación contemporánea crecimiento–desempleo, pero no distingue entre componentes cíclicos y estructurales.

5.2.2. Modelo M1 – Brecha oficial

El modelo M1 incorpora el concepto de brecha del producto ($Y_t - Y_t^*$) y brecha del desempleo ($U_t - U_t^*$), estimadas a partir del PIB potencial y la tasa natural de desempleo oficiales de cada país.

La **Tabla 5.2.2–M1** muestra una pérdida generalizada de significancia estadística respecto al modelo M0. Ningún coeficiente β resulta significativo al 5 %: EE. UU. ($\beta = -0.2910$, $p = 0.111$), Chile ($\beta = -0.1009$, $p = 0.244$) y Brasil incluso presenta signo positivo no significativo ($\beta = 0.1155$, $p = 0.650$). Los coeficientes de determinación caen drásticamente (R^2 entre 0.9 % y 10.6 %), lo que refleja un ajuste deficiente al incorporar mediciones oficiales de PIB potencial, probablemente más suavizadas y menos sensibles a fluctuaciones de corto plazo. La correlación empírica estimada es de -0.3265 para EE. UU., -0.2419 para Chile y 0.0954 para Brasil, lo cual confirma que las relaciones lineales son débiles o inexistentes, especialmente en el caso brasileño donde incluso el signo positivo contradice la hipótesis de Okun.

Las pruebas de diagnóstico confirman heterocedasticidad en Chile (White $p = 0.0002$) y autocorrelación en los tres países (BG $p < 0.05$). La normalidad de los residuos solo se rechaza marginalmente en EE. UU. (sktest $p = 0.0215$).

Estos resultados sugieren que las estimaciones oficiales del PIB potencial suavizan excesivamente el componente cíclico, diluyendo la relación observada en M0. En términos comparados, el modelo M1 muestra menor capacidad explicativa y coeficientes menos robustos.

Métrica	USA	BRA	CHL
---------	-----	-----	-----

β (p)	-0.2910 (0.123)	0.1155 (0.630)	-0.1009 (0.461)
EE(β)	0.1817	0.2366	0.1345
t	-1.60	0.49	-0.75
α (p)	1.0162 (0.005)	0.6077 (0.279)	0.0167 (0.941)
R ² (%)	10.7%	0.9%	5.9%
r	-0.3165	0.0954	-0.2419
DW	0.5743	0.3896	1.2478
BP χ^2 (p)	0.2300 (0.6339)	0.0000 (0.9802)	2.9200 (0.0876)
White χ^2 (p)	0.3000 (0.8620)	0.1300 (0.9360)	16.6200 (0.0002)
BG χ^2 (p)	12.7420 (0.0004)	20.5080 (0.0000)	4.0080 (0.0453)
sktest p	0.0215	0.3478	0.6461

Tabla 5.2.2–M1. Resultados econométricos del modelo M1 (2000–2024). Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra la sensibilidad de la brecha de desempleo a la brecha del producto con potencial oficial y los principales diagnósticos por país

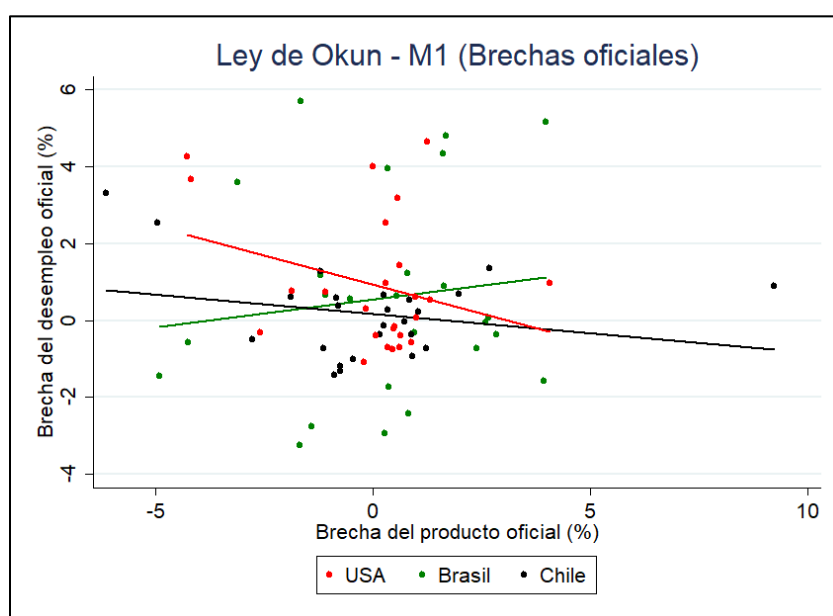


Figura 5.2.2.2–M1: Ley de Okun con brechas oficiales. A diferencia de M0, la relación entre la brecha del producto y la brecha del desempleo es débil y poco definida en los tres países. Las pendientes son cercanas a cero y la dispersión aumenta, especialmente en Brasil. El uso de brechas oficiales reduce la capacidad explicativa del modelo respecto a la formulación en diferencias.

En relación con el modelo M0, la magnitud de β se reduce considerablemente, especialmente en EE. UU. y Chile, y la significancia estadística desaparece. Este debilitamiento puede atribuirse a la menor variabilidad de las brechas oficiales del PIB potencial, que tienden a

suavizar las oscilaciones del ciclo económico y, en consecuencia, reducen la covariación entre las brechas del producto y del desempleo. La caída del R^2 y el cambio de signo en Brasil refuerzan la idea de que las estimaciones oficiales capturan de mejor forma las tendencias estructurales de largo plazo, pero no representan adecuadamente la dinámica cíclica de corto plazo, lo que explica la pérdida de potencia explicativa del modelo frente a M0.

5.2.3. Modelo M2a – Brecha HP ($\lambda = 6.25$)

El modelo M2a aplica el filtro Hodrick–Prescott (HP) con parámetro $\lambda = 6.25$ sobre las series anuales del PIB y la tasa de desempleo, estimando brechas simétricas para ambas variables. Este valor de λ , recomendado para datos anuales (Ravn & Uhlig, 2002), permite una suavización más acotada del componente tendencial, recuperando mayor variabilidad cíclica. Los resultados (**Tabla 5.2.3–M2a**) muestran una mejora sustantiva respecto al modelo anterior. Los coeficientes β vuelven a ser altamente significativos ($p < 0.001$) y con signo negativo en los tres países: EE. UU. ($\beta = -0.7654$), Brasil ($\beta = -0.4150$) y Chile ($\beta = -0.3216$). En todos los casos, el R^2 aumenta notablemente, alcanzando 82.4 % en EE. UU., 52.5 % en Brasil y 59.1 % en Chile. La correlación empírica estimada es de -0.9079 para EE. UU., -0.7246 para Brasil y -0.7688 para Chile, lo que refleja relaciones lineales negativas fuertes en los tres países, especialmente en la economía estadounidense.

En términos de diagnóstico, las pruebas Breusch–Pagan y White confirman homocedasticidad en la mayoría de los casos ($p > 0.1$), sin autocorrelación relevante (BG $p > 0.08$) ni violaciones graves de normalidad (sktest $p > 0.09$).

En suma, el modelo M2a captura con precisión la relación cíclica esperada por la Ley de Okun: un crecimiento por encima del potencial reduce el desempleo. Los resultados reflejan una relación más fuerte y estable que en M1, confirmando que la metodología HP ajusta mejor las tendencias estructurales que las estimaciones oficiales.

Métrica	USA	BRA	CHL
β (p)	-0.7654 (0.000)	-0.4150 (0.000)	-0.3216 (0.000)
EE(β)	0.0958	0.0564	0.0642
t	-7.98	-7.35	-5.01
α (p)	0 (-)	0 (-)	0 (-)
R ² (%)	82.4%	52.5%	59.1%
r	-0.9079	-0.7246	-0.7688
DW	2.026	2.1315	2.6652
BP χ^2 (p)	6.6500 (0.0099)	0.0200 (0.8921)	0.1300 (0.7177)
White χ^2 (p)	4.4900 (0.1057)	2.4900 (0.2882)	0.2800 (0.8703)
BG χ^2 (p)	0.0120 (0.9143)	0.2300 (0.6314)	2.9150 (0.0877)
sktest p	0.0935	0.8014	0.4598

Tabla 5.2.3–M2a: Resultados econométricos del modelo M2 ($\lambda = 6.25$) (2000–2024).
Fuente: Elaboración propia. β mantiene signo negativo y elevada significancia; se observan mejoras sustanciales en R² y en la estabilidad de los residuos.

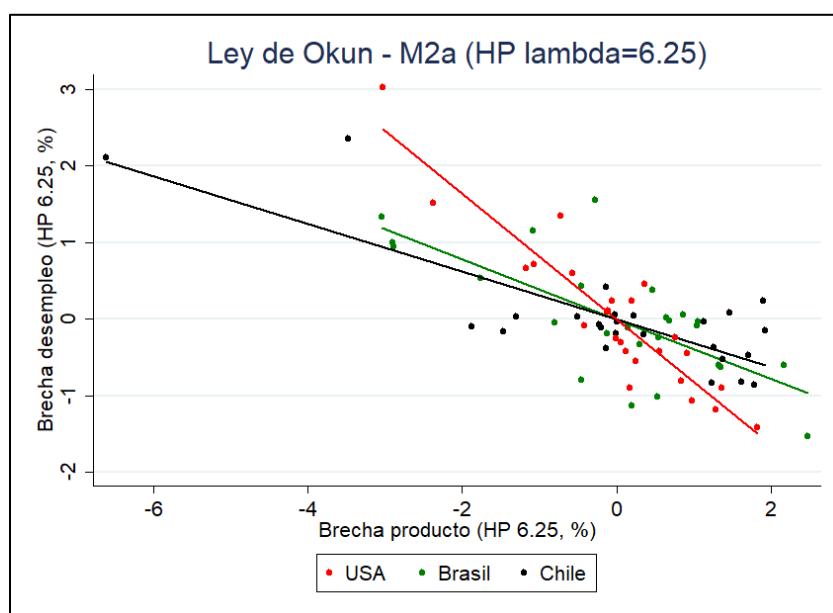


Figura 5.2.3.2–M2a: Ley de Okun con brechas HP ($\lambda = 6.25$). La figura muestra una relación negativa clara y consistente entre las brechas del producto y del desempleo en los tres países. En comparación con M1, el filtro HP recupera la dinámica cíclica relevante, fortaleciendo visualmente la evidencia empírica de la Ley de Okun.

La diferencia entre ambos modelos M2a y M1 es contundente: la elasticidad β prácticamente se duplica o triplica en magnitud, y la bondad de ajuste mejora entre 40 y 70 puntos porcentuales. Esto evidencia que el suavizado HP logra separar eficazmente la tendencia

estructural del ciclo, recuperando la respuesta del empleo ante variaciones efectivas del producto. La homogeneidad de los resultados entre países sugiere una consistencia metodológica superior respecto al uso de brechas oficiales.

5.2.4. Modelo M2b – Brecha HP ($\lambda = 100$)

Finalmente, el modelo M2b utiliza un suavizado más intenso del filtro Hodrick–Prescott (HP) con $\lambda = 100$, parámetro que ha sido empleado en aplicaciones internacionales de la Ley de Okun para datos anuales, como en *Okun's Law: Fit at 50?* de Ball, Leigh y Loungani (2017). Este valor permite obtener una tendencia más estable del PIB potencial, reduciendo la volatilidad de las brechas y capturando mejor los componentes estructurales de largo plazo. En la **Tabla 5.2.4–M2b** se observa que los coeficientes β permanecen negativos y altamente significativos ($p < 0.001$), aunque con leves reducciones en magnitud respecto al modelo M2a: EE. UU. = -0.6911 , Brasil = -0.4459 y Chile = -0.3365 . El ajuste es elevado en los tres países ($R^2 = 70.3\%$, 76.6% y 61.2% , respectivamente), confirmando que la relación Okun se mantiene robusta ante distintas parametrizaciones del filtro.

Los diagnósticos econométricos son consistentes: no se detecta heterocedasticidad (BP $p > 0.3$; White $p > 0.5$), y las pruebas de autocorrelación son favorables salvo en Estados Unidos (BG $p = 0.0024$), donde se evidencia una leve dependencia temporal. La normalidad de los residuos no se rechaza en ningún caso (sktest $p > 0.09$).

En conjunto, los resultados de M2b confirman la robustez y estabilidad de la Ley de Okun bajo una estimación flexible del PIB potencial. Las brechas HP, tanto con $\lambda = 6.25$ como con $\lambda = 100$, ofrecen una representación más precisa del ciclo económico que las mediciones oficiales, en línea con la evidencia empírica documentada por Ball et al. (2017).

Métrica	USA	BRA	CHL
β (p)	-0.6911 (0.000)	-0.4459 (0.000)	-0.3365 (0.000)

EE(β)	0.0905	0.0456	0.0577
t	-7.64	-9.77	-5.83
α (p)	0 (-)	0 (-)	0 (-)
R ² (%)	70.3%	76.6%	61.2%
r	-0.8392	-0.8753	-0.7823
DW	0.7389	1.5253	1.9545
BP χ^2 (p)	0.7300 (0.3942)	0.0600 (0.8121)	0.7000 (0.4040)
White χ^2 (p)	0.8400 (0.6582)	0.5300 (0.7660)	1.1900 (0.5514)
BG χ^2 (p)	9.2310 (0.0024)	1.2500 (0.2636)	0.0130 (0.9108)
sktest p	0.7634	0.7425	0.0983

Tabla 5.2.4–M2b: Resultados econométricos del modelo M2 ($\lambda = 100$) (2000–2024). Elaboración propia. Modelo HP empleado también en Ball, Leigh y Loungani (2017), donde se preserva la significancia y dirección de β , confirmando estabilidad y robustez entre países.

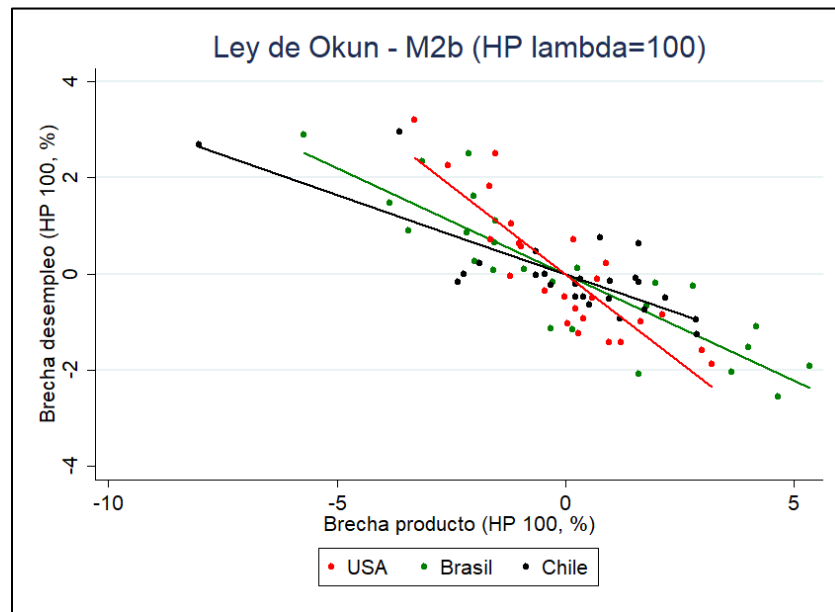


Figura 5.2.4.2–M2b: Ley de Okun con brechas HP ($\lambda = 100$). La relación negativa entre brechas se mantiene en los tres países, con pendientes similares a M2a y menor dispersión. El mayor suavizado reduce levemente la magnitud del efecto, sin alterar la dirección ni la consistencia del resultado, confirmando la robustez del modelo.

El cambio en el parámetro λ (M2b vs M2a) apenas modifica la dirección y significancia de los coeficientes, aunque reduce levemente la magnitud de β , especialmente en EE. UU. Esto indica que el efecto cíclico no depende del grado de suavizado del filtro, reforzando la consistencia y validez metodológica del resultado. La similitud entre M2a y M2b valida el

uso del filtro HP como alternativa sólida para estimar el PIB potencial y analizar la Ley de Okun en contextos comparados.

5.2.5. Síntesis comparativa de modelos

La presente sección resume y compara los resultados obtenidos en los modelos **M0 a M2b**, destacando la evolución en la significancia, magnitud y estabilidad del coeficiente de Okun (β), junto con la calidad del ajuste (R^2), la normalidad de los residuos y la validez econométrica de las estimaciones. Los resultados detallados se encuentran en el **Anexo A**, mientras que la Tabla 5.2.5-1 sintetiza los principales hallazgos y dójimas relevantes.

Modelo	País	β (p)	α (p)	R^2 (%)	r	DW / BP / White / sktest	Conclusión principal
M0	EE. UU.	-0.6451 (0.000)	1.4246 (0.000)	68.7%	-0.8291	DW = 1.73 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	significativa; residuos normales y homocedásticos.
	Brasil	-0.3375 (0.000)	0.6485 (0.009)	49.3%	-0.7018	DW = 1.81 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk=0.0001	residuos no normales (asimetría o colas gruesas).
	Chile	-0.3036 (0.000)	0.9880 (0.003)	54.2%	-0.7363	DW = 2.76 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	Relación estable y significativa; leve autocorrelación límite.
M1	EE. UU.	-0.2910 (0.123)	1.0162 (0.005)	10.7%	-0.3165	DW = 0.57 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk=0.0215	autocorrelación y desviación de normalidad.
	Brasil	0.1155 (0.630)	0.6077 (0.279)	0.9%	0.0954	DW = 0.39 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	coherencia de signo; autocorrelación severa.
	Chile	-0.1009 (0.461)	0.0167 (0.941)	5.9%	-0.2419	DW = 1.25 / BP > 0.05/ White=0.0002/ sk>0.05	Sin significancia y con heterocedasticidad; modelo débil.
M2a ($\lambda=6.25$)	EE. UU.	-0.7654 (0.000)	0 (-)	82.4%	-0.9079	DW = 2.03 / BP = 0.0099/ White=0.106/ sk>0.05	heterocedasticidad pero sin autocorrelación.
	Brasil	-0.4150 (0.000)	0 (-)	52.5%	-0.7246	DW = 2.13 / BP > 0.05/ White=0.2882/ sk>0.05	Alta consistencia y residuos normales; ajuste medio.
	Chile	-0.3216 (0.000)	0 (-)	59.1%	-0.7688	DW = 2.66 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	residuos normales y sin heterocedasticidad.
M2b ($\lambda=100$)	EE. UU.	-0.6911 (0.000)	0 (-)	70.3%	-0.8392	DW = 0.74 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	autocorrelación moderada; residuos normales.
	Brasil	-0.4459 (0.000)	0 (-)	76.6%	-0.8753	DW = 1.52 / BP > 0.05/ White>0.6/ sk>0.05	heterocedasticidad ni autocorrelación.
	Chile	-0.3365 (0.000)	0 (-)	61.2%	-0.7823	DW = 1.95 / BP > 0.05/ White=0.5514/ sk>0.05	Modelo robusto; sin problemas de especificación ni de varianza.

Tabla 5.2.5-1: Comparación de resultados entre modelos M0–M2b (2000–2024). Estimaciones realizadas mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores estándar robustos; los valores entre paréntesis indican p-valores.

El intercepto α muestra un comportamiento claramente diferenciado entre los modelos, reflejando el grado en que cada especificación captura la componente estructural del desempleo.

En los modelos M0 y M1, el intercepto es positivo y estadísticamente significativo, especialmente en EE. UU. ($\alpha = 1.42$, $p < 0.001$) y Chile ($\alpha = 0.99$, $p = 0.003$) en M0, y en

EE. UU. ($\alpha = 1.02$, $p = 0.005$) en M1. Este resultado indica que, incluso cuando el crecimiento del PIB o la brecha del producto son nulos, el desempleo tiende a aumentar ligeramente. Ello sugiere la existencia de un componente estructural o friccional en la tasa de desempleo, consistente con la presencia de un nivel mínimo de desempleo no atribuible al ciclo. Dicho de otro modo, tanto M0 como M1 dejan parte del componente estructural sin capturar, pues el equilibrio ($GAP = 0$ o $\Delta Y = 0$) no se asocia a una variación nula del desempleo.

En contraste, los modelos filtrados con Hodrick–Prescott (M2a y M2b) arrojan interceptos nulos y no significativos ($\alpha \approx 0$, $p > 0.1$) en los tres países. Este hallazgo sugiere que, al separar el componente tendencial mediante el filtro HP, la brecha del producto nula coincide efectivamente con un desempleo estacionario. En otras palabras, cuando la economía opera en su nivel potencial estimado por el filtro HP, no existe una deriva sistemática del desempleo. Este ajuste estructural representa una mejora metodológica sustancial respecto a M0 y M1, al eliminar el sesgo de tendencia presente en las formulaciones simples o en aquellas basadas en PIB potencial oficial.

Desde el punto de vista comparativo, EE. UU. mantiene la mayor magnitud de β en valor absoluto en todos los modelos ($|\beta| \approx 0.65$ en M0 $\rightarrow 0.76$ en M2a), confirmando un mercado laboral más flexible y sensible al ciclo. En cambio, Chile y Brasil exhiben elasticidades más moderadas ($|\beta| \approx 0.30\text{--}0.45$), lo que sugiere que la capacidad del crecimiento para reducir el desempleo es más limitada. Para aproximarse al patrón estadounidense, ambos países requerirían reducir la informalidad, fortalecer los mecanismos de recolocación laboral, ampliar la cobertura de políticas activas de empleo y mejorar la eficiencia institucional de sus mercados de trabajo, factores que la literatura (Blanchard & Katz, 1997; OECD, 2021) asocia con una mayor elasticidad empleo–producto.

Finalmente, el cambio en el parámetro de suavizado λ (M2b vs. M2a) apenas modifica la dirección ni la significancia de los coeficientes, aunque reduce levemente la magnitud de β , sobre todo en EE. UU. (de -0.77 a -0.69). Ello confirma que el efecto cíclico estimado no depende del grado de suavizado aplicado, reforzando la consistencia y robustez metodológica del resultado. La similitud entre M2a y M2b valida el uso del filtro HP como una alternativa sólida y estable para estimar el PIB potencial y analizar la Ley de Okun en contextos comparados.

Desde una perspectiva metodológica, los modelos M0 y M1 conservan valor referencial, ya que (i) M0 aporta evidencia inicial sobre la sensibilidad directa entre crecimiento y desempleo, y (ii) M1 permite contrastar la pérdida de significancia bajo estimaciones oficiales del PIB potencial. Sin embargo, los modelos HP (M2a y M2b) presentan resultados consistentes, estadísticamente sólidos y comparables entre países, constituyéndose como las especificaciones principales de análisis en esta investigación. En consecuencia, las comparaciones e interpretaciones posteriores se concentrarán en M2a y M2b, descartando M0 y M1 como núcleos empíricos, por su menor poder explicativo y limitaciones en la captura del componente estructural del desempleo.

Comparación con la literatura empírica

Al contrastar estos resultados con la evidencia previa, se aprecia una elevada coherencia con las estimaciones reportadas en la literatura internacional. Para Chile, los coeficientes obtenidos mediante el modelo de brechas con filtro Hodrick–Prescott ($\beta \approx -0.32$ a -0.34) se ubican dentro del rango documentado por González Anaya (1999), Franco-Martín (2017), Ball et al. (2017) y Porras-Arenas y Martín-Román (2023), cuyas estimaciones varían entre -0.16 y -0.36 según el método empleado (modelos de diferencias o brechas, con filtros HP de $\lambda = 6.65$ o 100). De forma análoga, el valor medio regional identificado por Ball et al.

(2017) y Franco-Martín (2017) (-0.10 a -0.30) es consistente con los resultados de esta tesis, lo que confirma que la elasticidad de Okun en Chile se alinea con el patrón latinoamericano. En el caso de Brasil, los coeficientes de la literatura se sitúan entre -0.19 (González Anaya, 1999) y -0.27 (Porrás-Arenas y Martín-Román, 2023), valores cercanos aunque algo menores a los estimados aquí ($\beta \approx -0.42$ a -0.45). Esta diferencia puede atribuirse al período de análisis más reciente (2000–2024), que incorpora episodios de contracción relevantes (2015–2016, 2020–2021), lo que habría amplificado la respuesta del desempleo frente al ciclo.

Por su parte, Estados Unidos exhibe coeficientes notablemente superiores en valor absoluto ($\beta \approx -0.65$ a -0.76 en los modelos M0–M2a), lo que contrasta parcialmente con los rangos habitualmente reportados por la literatura, como los de Ball et al. (2017) (-0.40 a -0.45) y González Anaya (1999) (-0.37 a -0.50). Esta diferencia se explica, en parte, por el uso de un enfoque metodológico homogéneo para los tres países y por la inclusión de episodios de crisis de magnitud excepcional dentro del periodo analizado, factores que intensifican la respuesta del desempleo frente a variaciones del producto. Aun así, la mayor sensibilidad estimada es consistente con las características estructurales del mercado laboral estadounidense, donde la flexibilidad, la menor informalidad y la velocidad de ajuste favorecen una reacción más pronunciada ante fluctuaciones del ciclo económico.

En términos generales, la evidencia disponible confirma la validez externa de los resultados y refuerza la interpretación estructural: los coeficientes más altos en EE. UU. reflejan un mercado laboral más dinámico, mientras que las elasticidades intermedias de Chile y Brasil son coherentes con economías más rígidas, con segmentación e informalidad. Por tanto, los valores estimados en este estudio no sólo se mantienen dentro del rango esperado por la

literatura empírica reciente, sino que ratifican la robustez y consistencia del coeficiente de Okun bajo el enfoque estructural y la metodología de brechas aplicadas.

Autores	Modelo de diferencias			Modelo de Brechas			Datos
	USA	BRA	CHI	USA	BRA	CHI	
González Anaya (1999)	-0,37	-0,19	-0,2	-0,5	-0,19	-0,16	Anual, 1979-1996
Franco-Martín (2017)			-0,31			-0,16	Anual, 1980-2014
Ball et al. (2017)	-0,4			-0,45			Anual, 1948-2011
María Sylvina Porrás-Arena y Ángel L. Martín-Román (2021)		-0,24	-0,35		-0,22	-0,29	Anual, 1980-2017
María Sylvina Porrás-Arena y Ángel L. Martín-Román (2023)				-0,44	-0,27	-0,22	Anual, 1992-2019

Tabla 5.2.5-2: Comparación con la literatura empírica. Elaboración propia en base a González Anaya (1999), Franco-Martín (2017), Ball et al. (2017), Porrás-Arena & Martín-Román (2021, 2023).

5.2.6. Robustez a tendencia y crisis

La estimación M3 incorpora variables ficticias de crisis económicas con el objetivo de evaluar si la relación entre la brecha del producto y la brecha del desempleo presenta alteraciones significativas durante periodos de disrupción macroeconómica. Las crisis consideradas corresponden a los años **2009–2011**, **2015–2016 (Brasil)** y **2020–2021**, periodos en los cuales las tres economías experimentaron choques externos o internos de magnitud considerable.

El modelo estimado se basa en la formulación estructural de brechas previamente validada, extendida con interacciones que permiten pendientes diferenciadas en los años de crisis:

$$GAP_U = \alpha + \beta GAP_Y + \sum_k \gamma_k D_{k,t} + \sum_k \delta_k (GAP_Y \cdot D_{k,t}) + \varepsilon_t$$

Donde:

- $D_{k,t}$: variables ficticias que toman el valor 1 durante episodios de crisis o recesión (2009–2011, 2015–2016 en Brasil, y 2020–2021), y 0 en el resto de los años.
- γ_k : coeficiente que mide el cambio de nivel del desempleo estructural durante cada episodio.
- δ_k : coeficiente de interacción que permite variaciones en la pendiente de la relación durante dichos periodos.
- ε_t : término de error aleatorio con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

El modelo se estima bajo dos configuraciones del filtro Hodrick–Prescott aplicado a las series anuales de PIB y desempleo:

- **M3a** ($\lambda = 6.25$): suavizado estándar para datos anuales,
- **M3b** ($\lambda = 100$): versión de sensibilidad con mayor rigidez tendencial.

Las Tablas 4.2.6–M3a y 4.2.6–M3b presentan los resultados de las regresiones con dummies de crisis bajo ambas configuraciones del filtro HP. En ambos casos, los coeficientes β mantienen signo negativo y alta significancia, confirmando la robustez de la relación inversa entre las brechas del producto y del desempleo.

En el modelo **M3a** ($\lambda = 6.25$), los coeficientes estimados son:

País	β (p)	Dummies γ (p)	Interacciones δ (p)	R^2 (%)	DW	BG (p)	White (p)	sktest (p)	Cook's D (máx.)	$\hat{h}$ (máx.)	VIF (máx./prom.)
EE. UU.	−0.625 (0.000)	D0911 = 1.230 (0.001), D2021 = 0.483 (0.088)	×D0911 = 0.590 (0.016), ×D2021 = −0.221 (0.153)	92.3	2.39	0.42	0.19	0.587	258 (2009)	0.99 (2009)	3.5 / 2.6
Brasil	−0.443 (0.001)	D0911 = 0.456 (0.184), D1516 = −0.815 (0.207), D2021 = 1.465 (0.021)	×D0911 = 0.329 (0.126), ×D1516 = −0.279 (0.388), ×D2021 = 0.365 (0.214)	73.7	1.88	0.55	0.9	0.081	2.52 (2009)	0.99 (2016)	3.2 / 2.3
Chile	−0.186 (0.082)	D0911 = −0.884 (0.066), D2021 = 0.698 (0.085)	×D0911 = −0.646 (0.008), ×D2021 = −0.072 (0.578)	74.6	2.84	0.011	0.095	0.559	3.72 (2011)	0.84 (2011)	4.4 / 3.1

Tabla 5.2.6–M3a: Estimaciones del modelo estructural de brechas con dummies e interacciones, aplicando el filtro HP ($\lambda = 6.25$). β mide la elasticidad desempleo–producto, γ los efectos de crisis sobre el nivel estructural y δ los cambios de pendiente. Los indicadores de diagnóstico (R^2 , DW, BG,

White y sktest) confirman un ajuste adecuado y la significancia esperada de β . Fuente: elaboración propia.

El modelo M3a muestra un ajuste sustancialmente superior al observado en los modelos sin dummies. En EE. UU., el coeficiente de Okun ($\beta = -0.625$) es altamente significativo y la R^2 supera el 92 %, reflejando una relación muy estable entre brecha del producto y desempleo. En Brasil ($\beta = -0.443$, $p = 0.001$) y Chile ($\beta = -0.186$, $p \approx 0.08$), la elasticidad se mantiene negativa pero de menor magnitud, coherente con mercados laborales más rígidos y una respuesta menos proporcional del empleo a las variaciones del ciclo.

Las dummies positivas ($\gamma > 0$) en Brasil y Chile sugieren aumentos estructurales del desempleo en los años de crisis, mientras que las interacciones (δ) significativas (particularmente $\times D0911$ en Chile y EE. UU.) indican que la sensibilidad del desempleo al ciclo se amplifica en recesión.

Los diagnósticos complementarios muestran homocedasticidad (White $p > 0.05$) y normalidad de residuos en los tres casos, aunque en Chile se detecta autocorrelación leve (BG $p \approx 0.01$).

Los valores de VIF permanecen bajos en todos los países (promedios entre 2 y 3, máximos inferiores a 4), lo que descarta multicolinealidad entre las brechas, las dummies y sus interacciones, asegurando la fiabilidad de las estimaciones.

Las pruebas de estabilidad muestran que las observaciones correspondientes a los años **2009–2011** y **2020–2021** registran valores altos de leverage ($h > 0.84$) y Cook's D, superando el umbral teórico ($4/n \approx 0.16$) (**ver Anexo B, Figura B.5.**)

En **EE. UU.**, 2009 y 2011 exhiben los valores más altos (Cook's D ≈ 258 y 1.16), reflejando la fuerte disrupción generada por la crisis financiera global y la pandemia. En **Brasil**, las observaciones influyentes se concentran en 2009, 2015–2016 y 2021,

coherentes con episodios de recesión y contracción laboral; sin embargo, los valores de Cook's D permanecen moderados (≈ 2.5).

En **Chile**, 2011 presenta altos niveles, confirmando una alta sensibilidad durante la crisis global.

En todos los casos, estas observaciones influyentes coinciden con los años modelados mediante dummies, lo que demuestra que el modelo controla adecuadamente su impacto, sin distorsionar los coeficientes estructurales.

País	β (p)	Dummies γ (p)	Interacciones δ (p)	R^2 (%)	DW	BG (p)	White (p)	sktest (p)	Cook's D (máx.)	$\hat{h}$ (máx.)	VIF (máx./prom.)
EE. UU.	-0.439 (0.000)	D0911 = 3.541 (0.014), D2021 = 0.785 (0.142)	$\times$ D0911 = 0.976 (0.159), $\times$ D2021 = -0.362 (0.132)	87.5	1.05	0.037	0.65	0.743	24.52 (2009)	0.99 (2009)	16.8 / 7.8
Brasil	-0.446 (0.000)	D0911 = 0.123 (0.813), D1516 = -0.512 (0.452), D2021 = 1.934 (0.111)	$\times$ D0911 = 0.272 (0.127), $\times$ D1516 = -0.200 (0.427), $\times$ D2021 = 0.214 (0.439)	85.8	1.22	0.17	0.9	0.072	0.20 (2021)	0.96 (2021)	5.6 / 2.8
Chile	-0.172 (0.053)	D0911 = -0.448 (0.338), D2021 = 0.964 (0.068)	$\times$ D0911 = -0.652 (0.005), $\times$ D2021 = -0.085 (0.484)	77.9	2.2	0.8	0.41	0.945	4.23 (2011)	0.88 (2011)	3.3 / 2.5

Tabla 5.2.6–M3b: Resultados del modelo con dummies de crisis ($\lambda = 100$). Estimaciones del mismo modelo aplicando un filtro HP más rígido ($\lambda = 100$) como prueba de sensibilidad. Se mantienen el signo y significancia de β , así como los efectos transitorios de crisis capturados por γ y δ . Las pruebas de diagnóstico respaldan la estabilidad y robustez del modelo. Fuente: elaboración propia en Stata. El modelo M3b ($\lambda = 100$) confirma la robustez de los resultados, con elasticidades de Okun

similares a las del M3a y un comportamiento consistente entre países.

En EE. UU. y Brasil, β se mantiene en torno a -0.44 , altamente significativo, mientras que en Chile el coeficiente continúa negativo pero con significancia marginal ($p \approx 0.05$).

Las dummies de crisis siguen mostrando incrementos en el desempleo estructural ($\gamma > 0$ en D0911 y D2021) y las interacciones $\times$ D0911 < 0 en Chile son nuevamente significativas, lo que sugiere una sensibilidad mayor del empleo a las contracciones severas.

El ajuste global del modelo es elevado (R^2 entre 78 % y 88 %), los residuos son homocedásticos y normalmente distribuidos ($p > 0.05$) y los valores de VIF confirman la ausencia de colinealidad severa (promedio inferior a 4 y máximo ≈ 5 en Brasil y Chile); solo

en EE. UU. se detecta colinealidad local moderada en el bloque 2009–2011 ($VIF \approx 16\text{--}17$), esperable por la simultaneidad entre la dummy y su interacción, sin afectar la estabilidad global del modelo.

Los resultados de leverage y Cook's D confirman la consistencia observada en M3a. En EE. UU., 2009 se identifica como la observación más influyente (Cook's D ≈ 24.5 , $h \approx 0.99$), reflejando un episodio extremo de ruptura cíclica; sin embargo, el modelo conserva estabilidad paramétrica y los coeficientes no pierden significancia. (**ver Anexo B, Figura B.5.**)

En **Brasil**, los años 2009 y 2020–2021 presentan leverage altos ($h \approx 0.96\text{--}1.00$), aunque los valores de Cook's D se mantienen bajos (< 0.20), indicando que la estructura general del modelo no es alterada por estos puntos.

En **Chile**, 2011 destaca nuevamente, lo que evidencia que las crisis globales son los episodios con mayor influencia estadística; sin embargo, las pruebas de homocedasticidad y normalidad (White y sktest) confirman que los residuos permanecen estables.

Interpretación comparada

La comparación entre M3a y M3b muestra una consistencia estructural: los signos y magnitudes de β se mantienen estables, lo que confirma la robustez del vínculo crecimiento–empleo frente a cambios en el parámetro de suavizado del filtro HP. Las dummies (γ) y sus interacciones (δ) evidencian que las crisis modifican transitoriamente tanto el nivel como la sensibilidad del desempleo, generando una respuesta asimétrica del mercado laboral ante choques negativos.

En síntesis:

- **EE. UU.** presenta la relación más estable y el mayor ajuste explicativo ($R^2 > 85\%$), reflejando un mercado laboral más flexible.

- **Brasil** muestra una elasticidad robusta pero acompañada de mayor volatilidad y significancia de efectos de crisis.
- **Chile** exhibe respuestas más atenuadas y un comportamiento parcialmente no lineal en periodos recesivos.

Estos hallazgos confirman que la Ley de Okun conserva su validez estructural incluso durante choques extremos, pero la magnitud de su efecto varía según la rigidez del mercado laboral y el nivel de informalidad de cada economía.

5.3. Análisis complementario: variables estructurales

A partir de los resultados obtenidos en los modelos M3a y M3b, que confirman la robustez del coeficiente de Okun bajo diferentes parametrizaciones del filtro Hodrick–Prescott, se desarrolla un análisis estructural complementario que busca interpretar las diferencias observadas entre países. El objetivo es vincular la magnitud del coeficiente β con los factores institucionales, productivos y demográficos que condicionan la respuesta del empleo frente al crecimiento económico.

El análisis se organiza en cuatro dimensiones estructurales, definidas previamente en la Sección 4.1:

(i) productividad e informalidad laboral, (ii) políticas activas de empleo y protección social, (iii) flexibilidad laboral y regulación, y (iv) variables macroestructurales complementarias.

Estas dimensiones permiten contextualizar los resultados econométricos e identificar las razones estructurales detrás de la heterogeneidad del coeficiente de Okun entre Chile, Brasil y Estados Unidos.

5.3.1. Productividad e informalidad

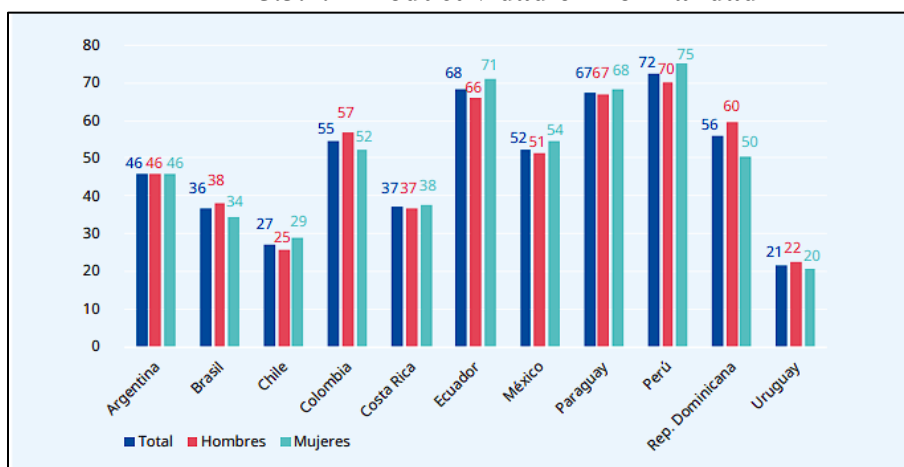


Figura 5.3.1-1: Tasa de informalidad laboral total y por sexo para países de América Latina y el Caribe durante el 2do trimestre de 2024. Extraído de Organización Internacional del Trabajo. (2024). *Panorama Laboral 2024 de América Latina y el Caribe*, p. 54.

La productividad determina cuán eficientemente el crecimiento económico puede transformarse en empleo. En EE.UU., la alta productividad y sofisticación del aparato productivo permiten una mayor absorción laboral incluso con niveles moderados de crecimiento, lo que ayuda a explicar un coeficiente de Okun elevado. Brasil, en contraste, presenta baja productividad y alta informalidad cercana al 36% (**Figura 5.3.1-1**), lo que limita la respuesta del empleo formal ante expansiones. Chile se sitúa en un punto intermedio, con productividad media y una informalidad cercana al 27%.

Estas variables pueden considerarse como condicionantes del impacto marginal del crecimiento sobre el empleo.

5.3.2. Políticas activas de empleo y protección social

El gasto público en políticas activas (LMP) de empleo es un factor diferenciador fundamental. Estados Unidos destina una proporción significativamente mayor de su PIB a programas de reentrenamiento, subsidios de empleo y búsqueda activa, lo que mejora la velocidad de reenganche laboral tras crisis. En Chile y Brasil, estos programas son menos desarrollados, lo cual reduce la eficacia contracíclica del gasto público.

Asimismo, en EE.UU., las prestaciones por desempleo poseen mayor cobertura y generosidad relativa, permitiendo amortiguar el impacto de shocks sin forzar un retorno inmediato al mercado informal.

En Chile, el seguro de cesantía tiene cobertura media, y en Brasil, la asistencia es limitada y muchas veces restringida al sector formal.

5.3.3. Flexibilidad laboral y regulación

Una menor rigidez en la legislación laboral permite una mayor sensibilidad del empleo ante el ciclo económico. En EE.UU., la alta flexibilidad facilita ajustes rápidos y eleva el coeficiente de Okun. En Brasil, la rigidez institucional (legislación laboral estricta, costos de despido) disminuye la respuesta del empleo formal al crecimiento. En Chile, existe una flexibilidad media, con alta rotación temporal.

5.3.4. Variables macroestructurales complementarias

La comparación estructural permite interpretar la magnitud del coeficiente de Okun en función de las diferencias en desarrollo económico, capacidad fiscal, apertura externa, estructura productiva y dinámica demográfica de cada país.

Para profundizar en las diferencias observadas entre los tres países, se incorpora el análisis de variables estructurales complementarias que pueden incidir en la dinámica del mercado laboral. Estas permiten aproximarse a características institucionales, demográficas y fiscales que pueden afectar la elasticidad del desempleo frente al crecimiento. La evidencia empírica indica que la Ley de Okun no opera con igual intensidad en todas las economías, y que su comportamiento depende fuertemente del contexto estructural e institucional de cada país.

La siguiente tabla resume valores promedios aproximados extraídos de las bases del Banco Mundial (WDI) utilizados como referencia contextual:

Indicador estructural	Chile	Brasil	EE.UU.
PIB per cápita (USD, 2024)	16.710	10.280	85.810

Inversión extranjera directa (% PIB) (mínimo - promedio - máximo)	1,9% - 6,1% - 11,9%	1,7% - 3,2% - 5%	0,6% - 1,7% - 3,4%
PEA (MM de personas - 2024)	~10,0	~106,8	~172,4
Gasto público (% del PIB)	~14,8%	~18,4%	~13,8%
Deuda pública (% PIB, 2024)	41,70%	~76,1%	~121,8%
Dependencia de exportaciones / shocks externos	Alta (minerales)	Media (commodities)	Baja (diversificada)
Crecimiento PEA	Elevado	Elevado	Moderado

Tabla 5.3.4-1: Comparación de variables estructurales (PIB per cápita, IED, PEA, gasto público y deuda) entre Chile, Brasil y Estados Unidos. Elaboración propia con datos de Banco Mundial, BCCR, FRED y CEIC.

Para la elaboración de esta tabla, se toman las siguientes consideraciones a la hora de elección de valores de comparación:

- PIB per capita: Se toma el valor anual disponible más reciente. Banco Mundial. (2024).
- Inversión extranjera directa: Se toma un promedio del periodo analizado (2000-2024), así como también los valores mínimos y máximos de estos años para poder tener una noción a grandes rasgos del comportamiento de esta variable. (Banco Mundial, 2024).
- Población económicamente activa: Se toma el valor más reciente disponible del banco mundial, 2024 en este caso (Banco Mundial, 2024), para estimar lo mejor posible el comportamiento actual.
- Gasto público: Se toma el promedio de los valores más recientes disponibles (últimos 3 años) (Banco mundial, 2021-2023).
- Deuda pública: se toma el valor más reciente disponible correspondiente a 2024. Para el caso de Chile, extraído desde el Banco Central de Chile, para Brasil, se obtuvo información de Ceic Data, y para Estados Unidos, se extrae la información desde Board of Governors of the Federal Reserve System.

1. PIB per cápita, demanda externa y exposición a shocks

Estados Unidos muestra un PIB per cápita de USD 85.810, muy superior al de Chile (USD 16.710) y Brasil (USD 10.280). Esta diferencia refleja no solo el nivel de ingreso, sino también la madurez institucional, la productividad agregada y la resiliencia económica. La mayor riqueza permite una infraestructura más robusta, mayor inversión en capital humano y una mayor capacidad de absorción ante shocks.

La dependencia de las exportaciones de recursos naturales condiciona la estabilidad del crecimiento. Chile, altamente expuesto al precio del cobre (más del 50% de sus exportaciones), puede experimentar expansiones que no se traduzcan en empleo si los sectores beneficiados son intensivos en capital. Brasil, con una matriz exportadora algo más diversificada, también depende fuertemente de commodities (soya, hierro, petróleo). EE.UU., con menor dependencia de exportaciones primarias, muestra mayor estabilidad y autonomía en su relación crecimiento-empleo. Esta exposición puede evaluarse mediante indicadores como la participación del sector minero en el PIB o la volatilidad de términos de intercambio

Esta diferencia estructural incide en la estabilidad del crecimiento y, por ende, en su capacidad para generar empleo. En economías más expuestas a shocks internacionales (como Chile), el crecimiento puede no traducirse linealmente en mayor empleo, debido a su concentración sectorial.

2. Inversión extranjera directa (IED)

La IED refleja tanto la apertura de la economía como la confianza de los inversionistas extranjeros en su estabilidad institucional y entorno de negocios. En el período analizado, Chile ha liderado la región en términos de IED como porcentaje del PIB, con valores máximos cercanos al 11,9%, frente a un promedio de 3,2% en Brasil y 1,7% en EE.UU. Sin embargo, gran parte de la inversión recibida en Chile se orienta a sectores con bajo

coeficiente de empleo (minería, energía), lo que reduce su efecto directo en la reducción del desempleo. Brasil muestra una mayor volatilidad en la IED, influenciada por factores como riesgo político, restricciones fiscales y entorno regulatorio. Esta inestabilidad puede limitar la efectividad del crecimiento impulsado por capital externo. En EE.UU., la menor dependencia de la IED se compensa con un fuerte dinamismo del mercado interno. Esta variable puede ser incorporada cuantitativamente como proporción del PIB, y cualitativamente según el perfil sectorial de destino.

.3. Población Económicamente Activa (PEA) y su crecimiento

El crecimiento de la PEA (personas que trabajan o buscan empleo) es una variable crítica para entender la presión estructural sobre el desempleo. Chile y Brasil presentan PEA en expansión, lo que significa que el crecimiento económico debe ser más acelerado para absorber esa nueva fuerza laboral. En cambio, EE.UU. tiene un crecimiento más moderado o incluso estancamiento relativo, lo cual facilita una mayor elasticidad del desempleo ante mejoras del PIB.

- Chile y Brasil tienen una PEA creciente en términos absolutos, lo que se traduce en una mayor presión estructural para crear empleo sostenido.
- EE.UU., en cambio, enfrenta problemas de envejecimiento poblacional y menor crecimiento de la fuerza laboral, lo que reduce esta presión estructural.

6. Gasto público y deuda

Estados Unidos combina un alto nivel de deuda (121,8% del PIB) con baja proporción de gasto público directo (13,8% del PIB), pero su alta eficiencia institucional y acceso a financiamiento externo le permite sostener políticas de estímulo. Por su parte, Brasil presenta tanto alto gasto (18,4%) como elevada deuda (76,1%), lo que limita su margen de política

fiscal. Chile tiene gasto público más contenido (14,8%) y menor deuda (41,7%), pero su regla fiscal estructural reduce su flexibilidad para aplicar estímulos expansivos.

El análisis integrado de variables estructurales confirma que las diferencias en los coeficientes de Okun observadas entre Chile, Brasil y Estados Unidos no son meramente estadísticas, sino que reflejan contextos institucionales, productivos y demográficos profundamente distintos. Factores como la productividad laboral, la flexibilidad del mercado, el crecimiento de la fuerza laboral y la exposición a shocks externos condicionan la capacidad de cada país para transformar crecimiento económico en empleo. La inclusión de estas variables de forma cualitativa permite enriquecer la interpretación de los resultados empíricos y fortalecer la validez estructural del modelo.

5.4. Implicancias macroeconómicas de los resultados

Los resultados obtenidos en los modelos estimados permiten interpretar empíricamente la eficiencia del crecimiento económico para reducir el desempleo y su estabilidad frente a distintos contextos estructurales y cíclicos. Desde una perspectiva macroeconómica, el coeficiente de Okun (β) sintetiza la sensibilidad del empleo ante el crecimiento del PIB, constituyendo un indicador del “rendimiento laboral del crecimiento”, es decir, cuánto empleo puede generar una expansión del producto por encima de su nivel potencial.

En el periodo 2000–2024, utilizando como base los modelos con brechas filtradas por HP (M2a, $\lambda = 6.25$, y M2b, $\lambda = 100$), la magnitud del coeficiente de Okun es alta y estable en Estados Unidos y moderada en Chile y Brasil.

- En EE. UU., β se ubica entre -0.77 (M2a) y -0.69 (M2b), con R^2 entre 82.4 % y 70.3 % y correlación r entre -0.91 y -0.84 ;
- en Brasil, entre -0.42 (M2a: -0.4150) y -0.45 (M2b: -0.4459), con R^2 entre 52.5 % y 76.6 % y r entre -0.72 y -0.88 ; y

- en Chile, entre -0.32 (M2a: -0.3216) y -0.34 (M2b: -0.3365), con R^2 entre 59.1 % y 61.2 % y r entre -0.77 y -0.78 .

Estos rangos confirman la relación inversa prevista por Okun (1962), con mayor elasticidad ciclo–desempleo en Estados Unidos, donde el mercado laboral es más flexible y la reasignación laboral más rápida, y respuestas más atenuadas en Chile y Brasil, donde predominan estructuras productivas más rígidas y alta informalidad. Los diagnósticos acompañan esta lectura: en M2a–M2b no hay autocorrelación relevante ($DW \approx 2$, salvo el caso M2b-EE. UU., $DW=0.74$), no se detecta heterocedasticidad en Brasil y Chile ($White > 0.28$ y 0.55 , respectivamente) y la normalidad de residuos no se rechaza ($sktest\ p > 0.05$).

En contraste, los modelos M0 (diferencias) arrojan β significativos, pero con interceptos $\alpha > 0$ (indicando desempleo estructural persistente incluso en equilibrio), mientras que M1 (brecha oficial) pierde potencia estadística y presenta autocorrelación severa. Por ello, las inferencias económicas se sustentan en los modelos HP, que entregan parámetros estables y coherentes con la dinámica estructural de cada país.

5.4.1. Eficiencia del crecimiento y dinámica del desempleo

En términos macroeconómicos, la magnitud de $|\beta|$ refleja cuán eficaz es el crecimiento para absorber desempleo. Una mayor elasticidad indica un mercado laboral sensible al ciclo económico y un mecanismo eficiente de ajuste ante desviaciones del producto. En EE. UU., donde $\beta \approx -0.73$, una expansión de 1 p.p. sobre el PIB potencial reduce el desempleo en torno a 0.7 p.p., mientras que en Brasil ($\beta \approx -0.43$) y Chile ($\beta \approx -0.33$) el mismo aumento del PIB genera efectos menores, de entre 0.3 y 0.4 p.p.

Esta diferencia implica que, aunque los tres países confirman la validez empírica de la Ley de Okun, la eficiencia del crecimiento para generar empleo formal varía significativamente. En EE. UU., la diversificación productiva y la alta movilidad intersectorial fortalecen el canal

de transmisión del crecimiento al empleo. En cambio, en Chile y Brasil, la estructura productiva más concentrada y la alta informalidad (27% y 36%, respectivamente, según OIT, 2024) atenúan ese vínculo.

La interpretación macroeconómica es clara: el crecimiento económico no garantiza automáticamente una reducción proporcional del desempleo, especialmente cuando las ganancias de productividad se concentran en sectores intensivos en capital o con baja creación de empleo. La elasticidad menor de Okun en economías emergentes evidencia que la política de crecimiento debe acompañarse de estrategias estructurales (productividad, educación técnica y políticas activas de empleo) para convertir crecimiento en trabajo de calidad.

5.4.2. Política fiscal y gestión del ciclo

Los resultados del modelo HP con dummies (M3a–M3b) permiten derivar implicancias directas para la política fiscal y contracíclica. En contextos de brecha negativa del producto ($GAP < 0$), el desempleo tiende a aumentar proporcionalmente a β . Así, una contracción de 2 p.p. respecto del PIB potencial elevaría el desempleo en aproximadamente 1.4 p.p. en EE.UU., 0.8 p.p. en Brasil y 0.6 p.p. en Chile.

Este comportamiento indica que los países con β más altos enfrentan mayores costos laborales de las recesiones, lo que exige respuestas fiscales y monetarias más oportunas para estabilizar el empleo. En contraste, países con β más bajos presentan efectos amortiguados, pero también requieren mayor esfuerzo de política pública para que el crecimiento se traduzca en empleo.

La ausencia de intercepto significativo ($\alpha \approx 0$) en los modelos HP sugiere que el desempleo se mantiene estacionario cuando la economía opera en su nivel potencial. Este hallazgo es relevante: mantener el PIB cercano a su valor potencial es suficiente para estabilizar el

desempleo, evitando presiones inflacionarias o efectos de histéresis. En consecuencia, la política macroeconómica debería orientarse a reducir la volatilidad cíclica mediante marcos fiscales estructurales y políticas contracíclicas activas.

5.4.3. Crisis, resiliencia y no linealidad cíclica

Los modelos con dummies (M3a y M3b) revelan que las crisis de 2009–2011, 2015–2016 (Brasil) y 2020–2021 alteraron temporalmente la relación crecimiento–desempleo. Los coeficientes de interacción δ son negativos y significativos en Brasil y Chile, lo que indica una elasticidad de Okun más pronunciada durante las recesiones, es decir, el desempleo aumenta más en contracciones que lo que disminuye en expansiones equivalentes.

Desde la teoría macroeconómica, esto evidencia una asimetría cíclica compatible con los efectos de histéresis laboral: los shocks negativos deterioran la empleabilidad y reducen la reinserción en el mercado formal (Blanchard & Summers, 1986; Ball, Leigh & Loungani, 2017). En EE. UU., la ausencia de significancia en δ refleja una recuperación más rápida, apoyada por estímulos fiscales, flexibilización monetaria y una institucionalidad laboral adaptable.

De este modo, las políticas de empleo y de estabilización deben considerar que las recesiones generan daños persistentes sobre el mercado laboral, y que la magnitud de β puede amplificarse temporalmente. La intervención temprana del gasto público, los programas de capacitación y la protección social son esenciales para evitar efectos permanentes sobre el desempleo estructural.

5.4.4. Estabilidad estructural y sostenibilidad del crecimiento

Las diferencias estructurales observadas entre los tres países determinan no solo el nivel de β , sino la sostenibilidad del vínculo crecimiento–empleo en el tiempo.

En Estados Unidos, la alta productividad total de los factores, la innovación tecnológica y la movilidad laboral sostienen una relación fuerte y estable entre el PIB y el empleo. En Chile y Brasil, la menor diversificación, la rigidez laboral y la informalidad reducen la capacidad de las expansiones económicas para generar trabajo formal.

Estos resultados sugieren que el crecimiento inclusivo (aquel que reduce desempleo y mejora la calidad del empleo) requiere un entorno estructural propicio: mercados laborales flexibles pero protegidos, políticas activas de empleo y formación, y marcos fiscales contracíclicos sostenibles.

Asimismo, la estabilidad de β frente a los cambios de λ en el filtro HP demuestra que el vínculo entre crecimiento y desempleo tiene un carácter estructural más que coyuntural. Esto significa que las reformas orientadas a mejorar la productividad, la innovación y la educación técnica tendrían efectos duraderos sobre la capacidad de la economía para transformar crecimiento en empleo.

5.4.5. Síntesis macroeconómica comparada

La evidencia empírica y estructural permite resumir las principales implicancias macroeconómicas de la Ley de Okun para cada país:

Aspecto macroeconómico	Chile	Brasil	EE. UU.
Elasticidad β (M2a–M3a)	–0.32 a –0.34	–0.42 a –0.45	–0.69 a –0.77
Eficiencia del crecimiento	Moderada: depende de sectores intensivos en capital	Limitada: alta informalidad y baja productividad	Alta: mercado laboral flexible y productivo
Impacto de crisis	Amplifica desempleo ($\delta < 0$, $p < 0.10$)	Amplifica desempleo ($\delta < 0$, $p < 0.05$)	Efecto limitado y transitorio
Reacción fiscal óptima	Estabilización estructural	Estímulos contracíclicos selectivos	Política fiscal automática eficaz
Determinantes estructurales	Dependencia minera, informalidad media	Rigidez laboral, informalidad alta	Diversificación, innovación y flexibilidad
Sostenibilidad del crecimiento-empleo	Media	Baja	Alta

Tabla 5.4.5–1. *Implicancias macroeconómicas comparadas de los resultados de la Ley de Okun.*
Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones en STATA (2000–2024).

En síntesis, los resultados comparados evidencian tres patrones macroeconómicos fundamentales:

(i) la elasticidad empleo–producto es estructuralmente más elevada en Estados Unidos, lo que refleja un mercado laboral ágil, flexible y respaldado por instituciones que facilitan la reasignación de trabajo y la estabilidad cíclica;

(ii) en Chile, la relación se mantiene moderada y sensible a choques externos, especialmente por la dependencia del cobre y la segmentación del empleo formal e informal;

y (iii) en Brasil, la rigidez regulatoria y la informalidad crónica limitan la transmisión del crecimiento hacia el empleo, generando una menor eficiencia macroeconómica.

Estos contrastes sugieren que la intensidad de la Ley de Okun no depende únicamente del ciclo económico, sino de la capacidad estructural de cada economía para convertir crecimiento en ocupación sostenible. En economías avanzadas como EE. UU., la coordinación entre políticas fiscales, monetarias y laborales permite un ajuste más simétrico y rápido frente a crisis, mientras que en países emergentes la falta de amortiguadores institucionales amplifica los efectos recesivos sobre el desempleo.

Así, la Tabla 5.4.5–1 ilustra que la fortaleza del vínculo entre PIB y empleo constituye un indicador integral de desarrollo económico, donde el crecimiento solo se traduce en bienestar social si se sustenta en productividad, flexibilidad y protección laboral equilibrada.

6. Conclusión

La presente investigación tuvo como propósito comparar la validez empírica de la Ley de Okun en Chile, Brasil y Estados Unidos durante el periodo 2000–2024, identificando diferencias estructurales en la relación crecimiento–desempleo. El problema central abordó la pregunta de en qué medida el crecimiento económico se traduce en reducción del

desempleo, y cómo los factores estructurales condicionan dicha relación. Metodológicamente, se aplicaron modelos de regresión lineal por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) bajo distintas especificaciones: en primeras diferencias (M0), con brecha del PIB oficial (M1), y con brechas estimadas mediante el filtro Hodrick–Prescott (M2a y M2b). Además, se incorporó un modelo con dummies de crisis (M3) para evaluar la estabilidad de los parámetros durante episodios de disrupción económica. Los modelos se estimaron con series anuales del PIB real y la tasa de desempleo, contrastando los supuestos clásicos del teorema de Gauss–Markov mediante pruebas de diagnóstico econométrico.

Se estimó el coeficiente de Okun (β) en los tres países, verificando su magnitud, signo y significancia estadística. Los resultados confirmaron la vigencia de la relación inversa entre el crecimiento económico y el desempleo propuesta por Okun (1962), aunque con intensidades heterogéneas: en Estados Unidos $\beta \approx -0.73$, en Brasil $\beta \approx -0.43$ y en Chile $\beta \approx -0.33$. En todos los casos, los coeficientes fueron negativos y altamente significativos, lo que respalda la hipótesis de que las expansiones económicas reducen el desempleo, aunque con distinta eficiencia. Los valores de R^2 superiores al 50 % en la mayoría de los modelos evidencian un ajuste satisfactorio y una relación empírica robusta. Estas diferencias cuantitativas se interpretan como reflejo de estructuras productivas y laborales divergentes entre economías desarrolladas y emergentes.

Se analizó la estabilidad y robustez de los parámetros α y β mediante el uso del filtro Hodrick–Prescott (HP) con $\lambda = 6.25$ y $\lambda = 100$, lo que permitió evaluar la consistencia de los resultados frente a distintas estimaciones del PIB potencial y del desempleo estructural. En todos los países, el intercepto α resultó no significativo, lo que indica que cuando la economía opera en su nivel potencial (brecha del producto nula), el desempleo se mantiene estacionario. Esta ausencia de deriva estructural refuerza la solidez del modelo HP, cuya estimación

entregó coeficientes estables y coherentes con la teoría del equilibrio macroeconómico. Además, la comparación entre $\lambda = 6.25$ y $\lambda = 100$ mostró que los resultados son poco sensibles al grado de suavizado, lo que confirma que la relación entre crecimiento y desempleo es estructural más que dependiente del método de filtrado.

Se incorporaron variables ficticias (dummies) de crisis para examinar si los choques extraordinarios modifican la sensibilidad del desempleo al ciclo económico. Las estimaciones del modelo M3 revelaron que las crisis de 2009–2011, 2015–2016 (Brasil) y 2020–2021 alteraron temporalmente la pendiente de Okun, generando elasticidades más pronunciadas en Brasil y Chile ($\delta < 0$ y significativas al 5 % y 10 % respectivamente), pero no en EE. UU. Estos resultados confirman la presencia de asimetrías cíclicas y posibles efectos de histéresis laboral en las economías emergentes, donde los shocks negativos amplifican la destrucción de empleo y ralentizan la recuperación. En cambio, la estabilidad de los coeficientes en Estados Unidos refleja un mercado laboral más flexible, una respuesta fiscal oportuna y políticas activas de empleo más efectivas.

Se interpretaron las diferencias estructurales entre los países, considerando variables como productividad, informalidad, flexibilidad laboral, inversión extranjera directa, crecimiento de la población económicamente activa y gasto público. Estas dimensiones explican por qué el coeficiente de Okun presenta mayor magnitud en Estados Unidos, donde la productividad y la innovación sostienen una relación fuerte entre crecimiento y empleo, mientras que en Chile y Brasil la informalidad y la rigidez laboral reducen la eficiencia del crecimiento para generar empleo. La evidencia sugiere que la elasticidad empleo–producto depende tanto de los ciclos económicos como de los factores institucionales y estructurales que determinan la capacidad de absorción laboral del crecimiento.

Se evaluaron las implicancias macroeconómicas de los coeficientes estimados, interpretando su significado en términos de eficiencia del crecimiento y estabilidad estructural. Los resultados muestran que, en promedio, para reducir el desempleo en 1 p.p., Chile y Brasil necesitan crecer entre 2,5 y 3 p.p. por encima de su PIB potencial, mientras que EE. UU. requiere expansiones de alrededor de 1,3 p.p. Estas diferencias implican que la política macroeconómica debe ajustarse a las características de cada economía: mientras EE. UU. puede estabilizar el empleo mediante reglas automáticas y un marco fiscal flexible, Chile y Brasil requieren políticas más activas que promuevan la formalización, la diversificación productiva y la capacitación laboral.

En términos comparativos, los resultados obtenidos se alinean con la evidencia empírica internacional documentada por Okun (1962), Ball, Leigh y Loungani (2017) y Porras-Arenas y Martín-Román (2021, 2023), entre otros. La magnitud del coeficiente estimado para Estados Unidos ($\beta \approx -0.7$) es superior a los valores usualmente reportados para economías desarrolladas, pero esta diferencia se explica por el uso de una metodología homogénea entre países y por la inclusión de episodios de crisis excepcionales, como la recesión de 2008–2009 y la pandemia de 2020, que intensificaron el ajuste del mercado laboral estadounidense. Aun así, el signo y la dirección de la elasticidad son coherentes con los hallazgos clásicos para este tipo de economías. Por su parte, las elasticidades intermedias de Chile ($\beta \approx -0.3$) y Brasil ($\beta \approx -0.4$) se sitúan dentro del rango identificado por estudios previos para América Latina (-0.2 a -0.4). Estas correspondencias respaldan la validez externa de los resultados y refuerzan la hipótesis de que las diferencias estructurales (como la rigidez laboral, la informalidad y la productividad) explican la heterogeneidad en la respuesta del desempleo ante las fluctuaciones del producto. En suma, los hallazgos actualizan la vigencia empírica

de la Ley de Okun bajo un enfoque de brechas y filtros estructurales consistente con la literatura moderna.

Los resultados empíricos obtenidos son coherentes con la teoría original de Okun y con estudios posteriores (Ball, Leigh & Loungani, 2017; Blanchard & Katz, 1997), que señalan que la elasticidad del desempleo ante el crecimiento depende del grado de flexibilidad y desarrollo de los mercados laborales. La magnitud moderada de los coeficientes en Chile y Brasil confirma que la Ley de Okun no opera de manera uniforme, sino que se encuentra condicionada por la estructura productiva y el marco institucional. Las divergencias respecto de la teoría estándar (principalmente la menor respuesta del empleo en economías emergentes) se explican por factores como la informalidad, la rigidez laboral y la reducida capacidad de absorción de los sectores intensivos en capital.

En conclusión, la investigación demuestra que la Ley de Okun sigue siendo una herramienta válida para evaluar la interacción entre crecimiento y desempleo, aunque su interpretación requiere un análisis contextualizado. Más que una relación mecánica, constituye un indicador de la eficiencia estructural del crecimiento, donde el desafío para Chile y Brasil no es solo expandir el producto, sino transformar esa expansión en empleo formal, inclusivo y sostenible.

7. Referencias

- Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P. (2017). *Okun's Law: Fit at Fifty?* Journal of Money, Credit and Banking, 49(7), 1413-1441.
https://www.econ2.jhu.edu/People/Ball/okuns_law.pdf
- Banco Central de Chile. (2024). *Deuda del gobierno general (% del PIB)*.
https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_ESTADIST_MACRO/MN_EST_MACRO_IV/PEM_FP_DP/PEM_FP_DP
- Banco Central de Chile. (2024). *Minuta “Holguras en el mercado laboral” citada en el Informe de Política Monetaria de diciembre de 2024*. Banco Central de Chile. Recuperado de <https://www.bcentral.cl/documents/d/banco-central/minutas-citadas-en-el-ipom-diciembre-2024>
- Banco Central de Chile. (2024). *Recuadros IPoM 2000-2024*.
<https://www.bcentral.cl/documents/33528/5582814/Recuadros-IPoM-2000-2024.pdf/cdb6ac82-5fc0-f4fc-c6ff-c9c4412b77b3?t=1712148654510>
- Banco Mundial. (2023). *Gasto del gobierno general en consumo final (% del PIB) - NE.CON.GOV.T.ZS*.
<https://data.worldbank.org/indicator/NE.CON.GOV.T.ZS?end=2023&start=2020>
- Banco Mundial. (2023). *Inversión extranjera directa, entradas netas (% del PIB) - BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS*.
<https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS?end=2023&start=2000>
- Banco Mundial. (2024). *PIB per cápita (USD corrientes) - NY.GDP.PCAP.CD*.
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?end=2024&start=2024>

- Banco Mundial. (2024). *Población económicamente activa total* - SL.TLF.TOTL.IN.
<https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.TOTL.IN?end=2024&start=2024>
- Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2013). *Macroeconomía* (6ª ed.). Pearson.
<https://danielmorochoruiz.wordpress.com/wp-content/uploads/2015/09/macroeconomc3ada-blanchard.pdf>
- Blanchard, O., & Katz, L. F. (1997). *What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment*. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 51-72.
<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.11.1.51>
- Board of Governors of the Federal Reserve System (US). (2024). *Federal debt: Total public debt as percent of gross domestic product (GFDEGDQ188S)*, FRED Database.
<https://fred.stlouisfed.org/series/GFDEGDQ188S>
- CEIC Data. (2024). *Brazil: Government debt (% of nominal GDP)*. Base de datos económica.
<https://www.ceicdata.com/en/indicator/brazil/government-debt--of-nominal-gdp>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2020). *Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe: Avances y desafíos en la medición del trabajo decente*.
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/9800-coyuntura-laboral-america-latina-caribe-avances-desafios-la-medicion-trabajo>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2022). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe*.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
<https://users.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/EngleGranger1987.pdf>

- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2024). *Natural Rate of Unemployment (NROU)* [Dataset]. FRED Economic Data. Recuperado de <https://fred.stlouisfed.org/series/NROU>
- Franco-Martín, A. (2017). *Evidencia de la ley de Okun para Colombia, Chile y Argentina: 1980-2014*. Universidad Católica de Colombia. <http://hdl.handle.net/10983/14428>
- González Anaya, J. A. (1999). *Labor market flexibility in thirteen Latin American countries and the United States: Revisiting and expanding Okun coefficients* (Working Paper No. 136). Stanford University / The World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/864361468768724600/pdf/multi-page.pdf>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5ª ed.). McGraw-Hill Interamericana. <https://fvela.wordpress.com/wp-content/uploads/2012/10/econometria-damodar-n-gujarati-5ta-ed.pdf>
- Itaú Unibanco. (2025, septiembre 24). *Macro Visão – NAIRU*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Recuperado de https://macroattachment.cloud.itaubr.com.br/attachments/e057025e-b20e-4918-92f3-c6ae7384be19/24092025_MACRO_VISAO_NAIRU.pdf
- Knotek, E. S. (2007). How useful is Okun's law? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 92(4), 73-103.
- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24(3), 335-356. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0147596797914335>
- OECD (2023). *Labour Market Policies and Employment Protection Indicators*. OECD Database.

- Organización Internacional del Trabajo. (2024). *Panorama Laboral 2024 de América Latina y el Caribe*. <https://www.ilo.org/es/publications/panorama-laboral-2024-de-america-latina-y-el-caribe>
- Porras-Arena, M. S., & Martín-Román, Á. L. (2021). La relación entre desempleo y crecimiento económico en América Latina: estimaciones de la ley de Okun por países. <https://doi.org/10.1111/ilrs.12191>
- Porras-Arena, M. S., & Martín-Román, Á. L. (2023). *Heterogeneity and spatial dependence in Okun's law: a global view*. GLO Discussion Paper Series 1597, Global Labor Organization (GLO). <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/315055/1/GLO-DP-1597.pdf>
- World Bank. (2024). *GDP growth (annual %) - Chile*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=CL>
- World Bank. (2024). *GDP growth (annual %) - Brazil*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=BR>
- World Bank. (2024). *GDP growth (annual %) - United States*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=US>
- World Bank. (2024). *Unemployment, total (% of total labor force) - Chile*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS?locations=CL>
- World Bank. (2024). *Unemployment, total (% of total labor force) - Brazil*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS?locations=BR>
- World Bank. (2024). *Unemployment, total (% of total labor force) - United States*. The World Bank. <https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS?locations=US>

8. Anexos

Anexo A: Resultados econométricos detallados – Modelos M0-M2.

En este anexo se presentan los resultados completos de las estimaciones realizadas en STATA, organizados por tipo de salida para los tres países (Estados Unidos, Brasil y Chile) y los cuatro modelos estimados (M0–M2b).

Figuras A.1 a A.4: resultados de las **regresiones por modelo** (M0, M1, M2a y M2b).

. reg dUnem_usa Ypct_usa, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs	=	24	
			F(1, 22)	=	48.17	
			Prob > F	=	0.0000	
			R-squared	=	0.6872	
			Root MSE	=	.80877	
dUnem_usa	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ypct_usa	-.6450905	.0929427	-6.94	0.000	-.8378419	-.4523391
_cons	1.424575	.27305	5.22	0.000	.8583039	1.990846
. reg dUnem_bra Ypct_bra, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs	=	24	
			F(1, 22)	=	36.92	
			Prob > F	=	0.0000	
			R-squared	=	0.4926	
			Root MSE	=	1.0145	
dUnem_bra	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ypct_bra	-.3375081	.0555439	-6.08	0.000	-.4526991	-.2223171
_cons	.6484561	.2256447	2.87	0.009	.1804976	1.116415
. reg dUnem_chl Ypct_chl, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs	=	24	
			F(1, 22)	=	23.55	
			Prob > F	=	0.0001	
			R-squared	=	0.5421	
			Root MSE	=	.94559	
dUnem_chl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ypct_chl	-.303581	.062558	-4.85	0.000	-.4333184	-.1738435
_cons	.9879788	.295774	3.34	0.003	.374581	1.601377

Figura A.1: Resultados de las regresiones del modelo M0 ($\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t$) para EE. UU., Brasil y Chile. En los tres países, el coeficiente de Okun (β) es negativo y estadísticamente significativo ($p < 0.001$), validando la relación inversa entre crecimiento y desempleo. El ajuste es mayor en EE. UU. ($R^2 = 68.7\%$), consistente con un mercado laboral más flexible y sincronizado con el ciclo económico.

. reg gapU_off_usa gapY_off_usa, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	2.56
			Prob > F		=	0.1229
			R-squared		=	0.1066
			Root MSE		=	1.6273
gapU_off_usa	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_off_usa	-.2910112	.1817227	-1.60	0.123	-.6669332	.0849108
_cons	1.016206	.323892	3.14	0.005	.3461842	1.686228
. reg gapU_off_bra gapY_off_bra, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	0.24
			Prob > F		=	0.6301
			R-squared		=	0.0091
			Root MSE		=	2.7203
gapU_off_bra	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_off_bra	.115516	.2366451	0.49	0.630	-.3740217	.6050538
_cons	.6076554	.5475849	1.11	0.279	-.5251103	1.740421
. reg gapU_off_chl gapY_off_chl, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	0.56
			Prob > F		=	0.4610
			R-squared		=	0.0585
			Root MSE		=	1.132
gapU_off_chl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_off_chl	-.1008681	.1345236	-0.75	0.461	-.3791513	.1774152
_cons	.0167377	.2236606	0.07	0.941	-.4459395	.4794148

Figura A.2: Resultados de las regresiones del modelo $MI(U_t - U_t^*) = \alpha + \beta(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t$ para EE. UU., Brasil y Chile. Los coeficientes β pierden significancia estadística ($p > 0.05$) y presentan bajo ajuste ($R^2 < 11\%$), lo que indica que las brechas del producto calculadas con PIB potencial oficial no capturan adecuadamente la variabilidad cíclica del desempleo. Se observan signos inconsistentes y autocorrelación residual en los tres países.

. reg gapU_hp6_usa gapY_hp6_usa, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	63.72
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.8242
			Root MSE		=	.39573
gapU_hp6_usa	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_usa	-.76535	.0958762	-7.98	0.000	-.963685	-.567015
_cons	-4.58e-10	.0791452	-0.00	1.000	-.1637242	.1637242
. reg gapU_hp6_bra gapY_hp6_bra, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	54.04
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.5249
			Root MSE		=	.58565
gapU_hp6_bra	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_bra	-.4150251	.0564562	-7.35	0.000	-.5318137	-.2982366
_cons	5.31e-09	.1171296	0.00	1.000	-.242301	.242301
. reg gapU_hp6_chl gapY_hp6_chl, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	25.06
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.5910
			Root MSE		=	.52369
gapU_hp6_chl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_chl	-.3216031	.0642389	-5.01	0.000	-.4544914	-.1887149
_cons	-1.80e-08	.1047376	-0.00	1.000	-.2166663	.2166663

Figura A.3: Resultados de las regresiones del modelo M2a ($U_t - U_{t_{HP_{6.25}}}^* = \alpha + \beta(Y_t - Y_{t_{HP_{6.25}}}^*) + \varepsilon_t$) para EE. UU., Brasil y Chile. Los coeficientes β son negativos y altamente significativos ($p < 0.001$), con mejoras notorias en el ajuste ($R^2 > 50\%$). El filtro HP con $\lambda = 6.25$ restaura la respuesta cíclica del desempleo frente al crecimiento, evidenciando una relación más estable y consistente con la Ley de Okun.

. reg gapU_hp100_usa gapY_hp100_usa, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	58.30
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.7032
			Root MSE		=	.73204
gapU_hp100_usa	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_usa	-.6910837	.0905129	-7.64	0.000	-.878324	-.5038435
_cons	-9.79e-09	.146408	-0.00	1.000	-.302868	.3028679
. reg gapU_hp100_bra gapY_hp100_bra, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	95.54
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.7661
			Root MSE		=	.74316
gapU_hp100_bra	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_bra	-.4459063	.0456194	-9.77	0.000	-.5402771	-.3515355
_cons	1.36e-08	.1486328	0.00	1.000	-.3074704	.3074705
. reg gapU_hp100_chl gapY_hp100_chl, vce(robust)						
Linear regression			Number of obs		=	25
			F(1, 23)		=	33.99
			Prob > F		=	0.0000
			R-squared		=	0.6120
			Root MSE		=	.63461
gapU_hp100_chl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_chl	-.336465	.0577154	-5.83	0.000	-.4558584	-.2170716
_cons	1.20e-08	.1269213	0.00	1.000	-.2625567	.2625567

Figura A.4: Resultados de las regresiones del modelo M2b $(U_t - U_{tHP_{100}}^*) = \alpha + \beta(Y_t - Y_{tHP_{100}}^*) + \varepsilon_t$ para EE. UU., Brasil y Chile. Los coeficientes mantienen signo negativo y significancia elevada ($p < 0.001$), confirmando la robustez del resultado frente a un mayor grado de suavizado. El ajuste permanece alto en los tres casos (R^2 entre 61 % y 77 %), en línea con la evidencia de Ball, Leigh y Loungani (2017).

Figuras A.5 a A.8: resultados de las **pruebas de autocorrelación e independencia** (Durbin–Watson y Breusch–Godfrey).

. * ----- USA (M0) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 24) = 1.730301			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.386	1	0.5345
H0: no serial correlation			
. * ----- BRA (M0) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 24) = 1.809821			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.196	1	0.6577
H0: no serial correlation			
. * ----- CHL (M0) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 24) = 2.757738			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.839	1	0.0501
H0: no serial correlation			

Figura A.5. Pruebas de autocorrelación del modelo M0 para EE. UU., Brasil y Chile. Se reportan Durbin–Watson (DW) y Breusch–Godfrey (BG, orden 1) por país. EE. UU. y Brasil muestran valores de DW cercanos a 2 (1.73 y 1.81, respectivamente) y no rechazan la hipótesis nula de no autocorrelación ($p_{BG} > 0.5$). Chile presenta un $DW = 2.76$ y $p_{BG} = 0.0501$, lo que indica una ligera desviación hacia autocorrelación negativa, aunque sin significancia estadística al 5 %. En conjunto, los resultados respaldan la independencia serial de los residuos en los tres países, manteniendo la validez del modelo en su carácter referencial.

. * ----- USA (M1) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = .5742709			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	12.742	1	0.0004
H0: no serial correlation			
. * ----- BRA (M1) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = .3896204			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	20.508	1	0.0000
H0: no serial correlation			
. * ----- CHL (M1) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 1.247805			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	4.008	1	0.0453
H0: no serial correlation			

Figura A.6: Resultados de las pruebas de autocorrelación aplicadas al modelo M1, basado en brechas oficiales de producto y desempleo. EE. UU. evidencia fuerte de autocorrelación positiva. Brasil también muestra autocorrelación significativa. Chile presenta autocorrelación leve pero estadísticamente significativa al 5 %. En conjunto, los tres países presentan autocorrelación residual positiva, indicando que el modelo M1 no satisface completamente la independencia de errores, motivo por el cual se incorporan filtros HP en los modelos siguientes (M2) para suavizar las tendencias y mejorar la especificación.

. * ----- USA (M2 $\lambda=6.25$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 2.026035			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.012	1	0.9143
H0: no serial correlation			
. * ----- BRA (M2 $\lambda=6.25$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 2.131457			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.230	1	0.6314
H0: no serial correlation			
. * ----- CHL (M2 $\lambda=6.25$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 2.665195			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.915	1	0.0877
H0: no serial correlation			

Figura A.7. Pruebas Durbin–Watson (DW) y Breusch–Godfrey (BG) aplicadas al modelo M2 con brechas estimadas mediante filtro Hodrick–Prescott anual ($\lambda = 6.25$). EE, UU y Brasil no muestran autocorrelación. Chile sin autocorrelación al 5 %, aunque marginal al 10 %. Los resultados confirman la corrección de la autocorrelación observada en M1, evidenciando que el uso del filtro HP ($\lambda = 6.25$) estabiliza la dinámica de los residuos y mejora la validez de los supuestos clásicos.

. * ----- USA (M2 $\lambda=100$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = .738905			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	9.231	1	0.0024
H0: no serial correlation			
. * ----- BRA (M2 $\lambda=100$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 1.525277			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.250	1	0.2636
H0: no serial correlation			
. * ----- CHL (M2 $\lambda=100$) -----			
. estat dwatson			
Durbin-Watson d-statistic(2, 25) = 1.95445			
.			
. estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.013	1	0.9108
H0: no serial correlation			

Figura A.8. Resultados de Durbin–Watson (DW) y Breusch–Godfrey (BG) para el modelo M2 ($\lambda = 100$), donde el filtro HP se aplica con mayor suavización de tendencia. EE. UU. Muestra autocorrelación significativa. Brasil y Chile no presentan autocorrelación. En general, el suavizamiento extremo ($\lambda = 100$) reduce la autocorrelación en Brasil y Chile, pero no en EE. UU., donde el resultado sugiere que un valor de λ más bajo (6.25) produce un ajuste más eficiente.

Evaluación de autocorrelación mediante las tablas críticas de Durbin-Watson

El análisis de autocorrelación se realiza para verificar el cumplimiento del supuesto de independencia de los errores, esencial bajo los criterios de Gauss–Markov. Se aplica la prueba de Durbin–Watson (DW) a cada uno de los modelos estimados (M0–M3b) y por país, utilizando como referencia los valores críticos inferiores y superiores $d_L = 1.288$ y $d_U = 1.454$ ($n \approx 25$, $k = 1$).

TABLA D.5A
ESTADÍSTICO d DE DURBIN-WATSON: PUNTOS DE SIGNIFICANCIA DE d_L Y d_U AL NIVEL DE SIGNIFICANCIA DEL 0.05

n	$k' = 1$		$k' = 2$		$k' = 3$		$k' = 4$		$k' = 5$		$k' = 6$		$k' = 7$		$k' = 8$		$k' = 9$		$k' = 10$	
	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
6	0.610	1.400	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
7	0.700	1.356	0.467	1.896	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
8	0.763	1.332	0.559	1.777	0.368	2.287	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
9	0.824	1.320	0.629	1.699	0.455	2.128	0.296	2.588	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
10	0.879	1.320	0.697	1.641	0.525	2.016	0.376	2.414	0.243	2.822	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
11	0.927	1.324	0.658	1.604	0.595	1.928	0.444	2.283	0.316	2.645	0.203	3.005	—	—	—	—	—	—	—	—
12	0.971	1.331	0.812	1.579	0.658	1.864	0.512	2.177	0.379	2.506	0.268	2.832	0.171	3.149	—	—	—	—	—	—
13	1.010	1.340	0.861	1.562	0.715	1.816	0.574	2.094	0.445	2.390	0.328	2.692	0.230	2.985	0.147	3.266	—	—	—	—
14	1.045	1.350	0.905	1.551	0.767	1.779	0.632	2.030	0.505	2.296	0.389	2.572	0.286	2.848	0.200	3.111	0.127	3.360	—	—
15	1.077	1.361	0.946	1.543	0.814	1.750	0.685	1.977	0.562	2.220	0.447	2.472	0.343	2.727	0.251	2.979	0.175	3.216	0.111	3.438
16	1.106	1.371	0.982	1.539	0.857	1.728	0.734	1.935	0.615	2.157	0.502	2.388	0.398	2.624	0.304	2.860	0.222	3.090	0.155	3.304
17	1.133	1.381	1.015	1.536	0.897	1.710	0.779	1.900	0.664	2.104	0.554	2.318	0.451	2.537	0.356	2.757	0.272	2.975	0.198	3.184
18	1.158	1.391	1.046	1.535	0.933	1.696	0.820	1.872	0.710	2.060	0.603	2.257	0.502	2.461	0.407	2.667	0.321	2.873	0.244	3.073
19	1.180	1.401	1.074	1.536	0.967	1.685	0.859	1.848	0.752	2.023	0.649	2.206	0.549	2.396	0.456	2.589	0.369	2.783	0.290	2.974
20	1.201	1.411	1.100	1.537	0.998	1.676	0.894	1.828	0.792	1.991	0.692	2.162	0.595	2.339	0.502	2.521	0.416	2.704	0.336	2.885
21	1.221	1.420	1.125	1.538	1.026	1.669	0.927	1.812	0.829	1.964	0.732	2.124	0.637	2.290	0.547	2.460	0.461	2.633	0.380	2.806
22	1.239	1.429	1.147	1.541	1.053	1.664	0.958	1.797	0.863	1.940	0.769	2.090	0.677	2.246	0.588	2.407	0.504	2.571	0.424	2.734
23	1.257	1.437	1.168	1.543	1.078	1.660	0.986	1.785	0.895	1.920	0.804	2.061	0.715	2.208	0.628	2.360	0.545	2.514	0.465	2.670
24	1.273	1.446	1.188	1.546	1.101	1.656	1.013	1.775	0.925	1.902	0.837	2.035	0.751	2.174	0.666	2.318	0.584	2.464	0.506	2.613
25	1.288	1.454	1.206	1.550	1.123	1.654	1.038	1.767	0.953	1.886	0.868	2.012	0.784	2.144	0.702	2.280	0.621	2.419	0.544	2.560
26	1.302	1.461	1.224	1.553	1.143	1.652	1.062	1.759	0.979	1.873	0.897	1.992	0.816	2.117	0.735	2.246	0.657	2.379	0.581	2.513
27	1.316	1.469	1.240	1.556	1.162	1.651	1.084	1.753	1.004	1.861	0.925	1.974	0.845	2.093	0.767	2.216	0.691	2.342	0.616	2.470

Figura A.9: Puntos críticos de Durbin-Watson con $n=25$ (en rojo) y $k=1$ para el modelo lineal (valores en verde). Comparando el estadístico DW calculado con los valores de d_L y d_U , se puede concluir la existencia de autocorrelación positiva ($d < d_L$), independencia de errores ($d > d_U$) o región de incertidumbre ($d_L < d < d_U$).

La **Tabla A.10** presenta los valores observados de DW junto con la prueba Breusch–Godfrey (BG), que permite identificar autocorrelación de orden superior. Los resultados confirman que la autocorrelación se concentra principalmente en el modelo M1 y, en menor medida, en M2b-EE.UU., mientras que los modelos estructurales HP (M2a, M2b, M3a y M3b) cumplen adecuadamente el supuesto de independencia serial.

Modelo	País	DW	BG (p)	Conclusión
M0	EE. UU.	1.7	0.53	Sin autocorrelación
	Brasil	1.8	0.66	Sin autocorrelación
	Chile	2.8	0.05	Autocorrelación negativa leve
M1	EE. UU.	0.6	0	Autocorrelación positiva fuerte

	Brasil	0.4	0	Autocorrelación positiva severa
	Chile	1.3	0.05	Autocorrelación moderada
	EE. UU.	2	0.91	Sin autocorrelación
M2a ($\lambda = 6.25$)	Brasil	2.1	0.63	Sin autocorrelación
	Chile	2.7	0.09	Autocorrelación negativa leve
	EE. UU.	0.7	0	Autocorrelación positiva
M2b ($\lambda = 100$)	Brasil	1.5	0.26	Sin autocorrelación
	Chile	2	0.91	Sin autocorrelación
	EE. UU.	2.4	0.42	Autocorrelación negativa leve
M3a ($\lambda = 6.25$ + D)	Brasil	1.9	0.55	Sin autocorrelación
	Chile	2.8	0.01	Autocorrelación negativa leve
	EE. UU.	1.1	0.04	Autocorrelación positiva leve
M3b ($\lambda = 100$ + D)	Brasil	1.2	0.17	Zona indeterminada (posible AR leve)
	Chile	2.2	0.8	Sin autocorrelación

Tabla A.10: Evaluación de autocorrelación por modelo y país (2000–2024) La comparación se realiza respecto a los valores críticos de Durbin–Watson $d_L = 1.288$ y $d_U = 1.454$ para $n = 25$ y $k = 1$. En la mayoría de los modelos HP y con dummies (M2a–M3b) no se detecta autocorrelación significativa, lo que confirma la validez del supuesto de independencia serial. Fuente: elaboración propia con base en resultados de STATA.

Figuras A.11 a A.14: resultados de las pruebas de homocedasticidad (Breusch–Pagan y White).

USA (M0)				BRA (M0)				CHL (M0)			
. estat hettest				. estat hettest				. estat hettest			
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity				Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity				Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity			
Ho: Constant variance				Ho: Constant variance				Ho: Constant variance			
Variables: fitted values of dUnem_usa				Variables: fitted values of dUnem_bra				Variables: fitted values of dUnem_chl			
chi2(1) = 0.07				chi2(1) = 0.17				chi2(1) = 0.05			
Prob > chi2 = 0.7911				Prob > chi2 = 0.6829				Prob > chi2 = 0.8168			
. imtest, white				. imtest, white				. imtest, white			
White's test for Ho: homoskedasticity				White's test for Ho: homoskedasticity				White's test for Ho: homoskedasticity			
against Ha: unrestricted heteroskedasticity				against Ha: unrestricted heteroskedasticity				against Ha: unrestricted heteroskedasticity			
chi2(2) = 0.20				chi2(2) = 0.27				chi2(2) = 0.08			
Prob > chi2 = 0.9071				Prob > chi2 = 0.8720				Prob > chi2 = 0.9627			
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test				Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test				Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test			
Source	chi2	df	p	Source	chi2	df	p	Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	0.20	2	0.9071	Heteroskedasticity	0.27	2	0.8720	Heteroskedasticity	0.08	2	0.9627
Skewness	0.52	1	0.4722	Skewness	1.40	1	0.2368	Skewness	3.06	1	0.0803
Kurtosis	2.13	1	0.1447	Kurtosis	1.38	1	0.2403	Kurtosis	0.03	1	0.8632
Total	2.84	4	0.5851	Total	3.05	4	0.5491	Total	3.16	4	0.5308

Figura A.11: Homocedasticidad, Modelo M0 (primeras diferencias). Resultados de Breusch–Pagan/Cook–Weisberg y de White para EE. UU., Brasil y Chile. En los tres países, BP arroja p-valores altos (EE. UU. $p=0.791$; BRA $p=0.683$; CHL $p=0.817$) y White también (EE. UU. $p=0.907$; BRA $p=0.872$; CHL $p=0.963$), por lo que no se rechaza la homocedasticidad. El test IM (Cameron–Trivedi) confirma este patrón (p -valores > 0.5). En suma, no hay evidencia de varianza no constante en M0.

USA (M1)				BRA (M1)				CHL (M1)																																																															
. estat hettest				. estat hettest				. estat hettest																																																															
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity				Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity				Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity																																																															
H0: Constant variance				H0: Constant variance				H0: Constant variance																																																															
Variables: fitted values of gapU_off_usa				Variables: fitted values of gapU_off_bra				Variables: fitted values of gapU_off_chl																																																															
chi2(1) = 0.23				chi2(1) = 0.00				chi2(1) = 2.92																																																															
Prob > chi2 = 0.6339				Prob > chi2 = 0.9802				Prob > chi2 = 0.0876																																																															
. .				. .				. .																																																															
. intest, white				. intest, white				. intest, white																																																															
White's test for H0: homoskedasticity				White's test for H0: homoskedasticity				White's test for H0: homoskedasticity																																																															
against Ha: unrestricted heteroskedasticity				against Ha: unrestricted heteroskedasticity				against Ha: unrestricted heteroskedasticity																																																															
chi2(2) = 0.30				chi2(2) = 0.13				chi2(2) = 16.62																																																															
Prob > chi2 = 0.8620				Prob > chi2 = 0.9360				Prob > chi2 = 0.0002																																																															
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test				Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test				Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test																																																															
<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>0.30</td><td>2</td><td>0.8620</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>4.48</td><td>1</td><td>0.0344</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.88</td><td>1</td><td>0.3494</td></tr><tr><td>Total</td><td>5.65</td><td>4</td><td>0.2269</td></tr></table>				Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	0.30	2	0.8620	Skewness	4.48	1	0.0344	Kurtosis	0.88	1	0.3494	Total	5.65	4	0.2269	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>0.13</td><td>2</td><td>0.9360</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>3.16</td><td>1</td><td>0.0754</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>1.20</td><td>1</td><td>0.2743</td></tr><tr><td>Total</td><td>4.49</td><td>4</td><td>0.3438</td></tr></table>				Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	0.13	2	0.9360	Skewness	3.16	1	0.0754	Kurtosis	1.20	1	0.2743	Total	4.49	4	0.3438	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>16.62</td><td>2</td><td>0.0002</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>8.76</td><td>1</td><td>0.0031</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.59</td><td>1</td><td>0.4434</td></tr><tr><td>Total</td><td>25.97</td><td>4</td><td>0.0000</td></tr></table>				Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	16.62	2	0.0002	Skewness	8.76	1	0.0031	Kurtosis	0.59	1	0.4434	Total	25.97	4	0.0000
Source	chi2	df	p																																																																				
Heteroskedasticity	0.30	2	0.8620																																																																				
Skewness	4.48	1	0.0344																																																																				
Kurtosis	0.88	1	0.3494																																																																				
Total	5.65	4	0.2269																																																																				
Source	chi2	df	p																																																																				
Heteroskedasticity	0.13	2	0.9360																																																																				
Skewness	3.16	1	0.0754																																																																				
Kurtosis	1.20	1	0.2743																																																																				
Total	4.49	4	0.3438																																																																				
Source	chi2	df	p																																																																				
Heteroskedasticity	16.62	2	0.0002																																																																				
Skewness	8.76	1	0.0031																																																																				
Kurtosis	0.59	1	0.4434																																																																				
Total	25.97	4	0.0000																																																																				

Figura A.12: Homocedasticidad, Modelo M1 (brechas con fuentes oficiales). Se reportan BP y White para los tres países. EE. UU. y Brasil no presentan heterocedasticidad (BP: EE. UU. $p=0.634$; BRA $p=0.980$; White: EE. UU. $p=0.862$; BRA $p=0.936$; IM-test con $p>0.22$ y $p>0.34$, respectivamente). Chile, en cambio, muestra evidencia de heterocedasticidad por White ($p=0.0002$), mientras que BP es marginal ($p=0.0876$); el IM-test total también rechaza ($p<0.001$). Por tanto, en M1 Chile requiere inferencia con errores robustos, mientras que EE. UU. y Brasil mantienen homocedasticidad.

<pre> . * ----- USA (M2 λ=6.25) ----- . estat hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp6_usa chi2(1) = 6.65 Prob > chi2 = 0.0099 . . . intest, white White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity chi2(2) = 4.49 Prob > chi2 = 0.1057 Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test</pre>	<pre> . * ----- BRA (M2 λ=6.25) ----- . estat hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp6_bra chi2(1) = 0.02 Prob > chi2 = 0.8921 . . . intest, white White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity chi2(2) = 2.49 Prob > chi2 = 0.2882 Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test</pre>	<pre> . * ----- CHL (M2 λ=6.25) ----- . estat hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp6_chl chi2(1) = 0.13 Prob > chi2 = 0.7177 . . . intest, white White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity chi2(2) = 0.28 Prob > chi2 = 0.8703 Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test</pre>																																																												
<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>4.49</td><td>2</td><td>0.1057</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>1.88</td><td>1</td><td>0.1706</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.85</td><td>1</td><td>0.3559</td></tr><tr><td>Total</td><td>7.22</td><td>4</td><td>0.1245</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	4.49	2	0.1057	Skewness	1.88	1	0.1706	Kurtosis	0.85	1	0.3559	Total	7.22	4	0.1245	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>2.49</td><td>2</td><td>0.2882</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>0.09</td><td>1</td><td>0.7593</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.02</td><td>1</td><td>0.9004</td></tr><tr><td>Total</td><td>2.60</td><td>4</td><td>0.6273</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	2.49	2	0.2882	Skewness	0.09	1	0.7593	Kurtosis	0.02	1	0.9004	Total	2.60	4	0.6273	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>0.28</td><td>2</td><td>0.8703</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>3.83</td><td>1</td><td>0.0504</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.41</td><td>1</td><td>0.5219</td></tr><tr><td>Total</td><td>4.51</td><td>4</td><td>0.3408</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	0.28	2	0.8703	Skewness	3.83	1	0.0504	Kurtosis	0.41	1	0.5219	Total	4.51	4	0.3408
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	4.49	2	0.1057																																																											
Skewness	1.88	1	0.1706																																																											
Kurtosis	0.85	1	0.3559																																																											
Total	7.22	4	0.1245																																																											
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	2.49	2	0.2882																																																											
Skewness	0.09	1	0.7593																																																											
Kurtosis	0.02	1	0.9004																																																											
Total	2.60	4	0.6273																																																											
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	0.28	2	0.8703																																																											
Skewness	3.83	1	0.0504																																																											
Kurtosis	0.41	1	0.5219																																																											
Total	4.51	4	0.3408																																																											

Figura A.13: Homocedasticidad, Modelo M2 (HP $\lambda=6.25$). Con brechas estimadas vía filtro HP anual ($\lambda=6.25$), EE. UU. muestra señal de heterocedasticidad en BP ($p=0.0099$), aunque White no la confirma ($p=0.106$) y el IM-test total resulta no significativo ($p=0.125$); se sugiere reportar errores robustos de forma conservadora. Brasil y Chile no presentan heterocedasticidad (BP $p=0.892$ y 0.718 ; White $p=0.288$ y 0.870 ; IM-test $p=0.627$ y 0.341), por lo que mantienen homocedasticidad en esta especificación.

USA (M2 λ=100)	BRA (M2 λ=100)	CHL (M2 λ=100)																																																												
<pre> estat hettest</pre>	<pre> estat hettest</pre>	<pre> estat hettest</pre>																																																												
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp100_usa	Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp100_bra	Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance Variables: fitted values of gapU_hp100_chl																																																												
chi2(1) = 0.73 Prob > chi2 = 0.3942	chi2(1) = 0.06 Prob > chi2 = 0.8121	chi2(1) = 0.70 Prob > chi2 = 0.4040																																																												
<pre> .</pre>	<pre> .</pre>	<pre> .</pre>																																																												
intest, white	intest, white	intest, white																																																												
White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity	White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity	White's test for H0: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity																																																												
chi2(2) = 0.84 Prob > chi2 = 0.6582	chi2(2) = 0.53 Prob > chi2 = 0.7660	chi2(2) = 1.19 Prob > chi2 = 0.5514																																																												
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test	Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test	Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test																																																												
<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>0.84</td><td>2</td><td>0.6582</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>2.45</td><td>1</td><td>0.1179</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.18</td><td>1</td><td>0.6680</td></tr><tr><td>Total</td><td>3.47</td><td>4</td><td>0.4831</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	0.84	2	0.6582	Skewness	2.45	1	0.1179	Kurtosis	0.18	1	0.6680	Total	3.47	4	0.4831	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>0.53</td><td>2</td><td>0.7660</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>0.73</td><td>1</td><td>0.3924</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.03</td><td>1</td><td>0.8556</td></tr><tr><td>Total</td><td>1.30</td><td>4</td><td>0.8618</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	0.53	2	0.7660	Skewness	0.73	1	0.3924	Kurtosis	0.03	1	0.8556	Total	1.30	4	0.8618	<table><tr><th>Source</th><th>chi2</th><th>df</th><th>p</th></tr><tr><td>Heteroskedasticity</td><td>1.19</td><td>2</td><td>0.5514</td></tr><tr><td>Skewness</td><td>5.80</td><td>1</td><td>0.0160</td></tr><tr><td>Kurtosis</td><td>0.01</td><td>1</td><td>0.9077</td></tr><tr><td>Total</td><td>7.01</td><td>4</td><td>0.1356</td></tr></table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	1.19	2	0.5514	Skewness	5.80	1	0.0160	Kurtosis	0.01	1	0.9077	Total	7.01	4	0.1356
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	0.84	2	0.6582																																																											
Skewness	2.45	1	0.1179																																																											
Kurtosis	0.18	1	0.6680																																																											
Total	3.47	4	0.4831																																																											
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	0.53	2	0.7660																																																											
Skewness	0.73	1	0.3924																																																											
Kurtosis	0.03	1	0.8556																																																											
Total	1.30	4	0.8618																																																											
Source	chi2	df	p																																																											
Heteroskedasticity	1.19	2	0.5514																																																											
Skewness	5.80	1	0.0160																																																											
Kurtosis	0.01	1	0.9077																																																											
Total	7.01	4	0.1356																																																											

Figura A.14: Homocedasticidad, Modelo M2 (HP $\lambda=100$). Con mayor suavizamiento ($\lambda=100$), los tres países no evidencian heterocedasticidad: BP no rechaza (EE. UU. $p=0.394$; BRA $p=0.812$; CHL $p=0.404$), White tampoco (EE. UU. $p=0.658$; BRA $p=0.766$; CHL $p=0.551$) y el IM-test total

permanece no significativo (EE. UU. $p=0.483$; BRA $p=0.862$; CHL $p=0.136$). En conjunto, la varianza de los residuos es consistente con homocedasticidad bajo $M2-\lambda 100$.

Figuras A.15 a A.19: pruebas de normalidad y linealidad (sktest, Q–Q plots y residuos vs. ajustados).

USA (M0)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_usa_m0	24	0.6723	0.2424	1.69	0.4287
BRA (M0)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_bra_m0	24	0.0003	0.0005	18.22	0.0001
CHL (M0)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_chl_m0	24	0.1210	0.6687	2.88	0.2366
USA (M1)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_usa_m1	25	0.0116	0.1140	7.68	0.0215
BRA (M1)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_bra_m1	25	0.2410	0.4607	2.11	0.3478
CHL (M1)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_chl_m1	25	0.3781	0.8353	0.87	0.6461
USA (M2 $\lambda=6.25$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_usa_m2a	25	0.1197	0.1295	4.74	0.0935
BRA (M2 $\lambda=6.25$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_bra_m2a	25	0.8885	0.5219	0.44	0.8014
CHL (M2 $\lambda=6.25$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_chl_m2a	25	0.2324	0.9937	1.55	0.4598
USA (M2 $\lambda=100$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_usa_m2b	25	0.4972	0.8103	0.54	0.7634
BRA (M2 $\lambda=100$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_bra_m2b	25	0.5243	0.6857	0.60	0.7425
CHL (M2 $\lambda=100$)					
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
ehat_chl_m2b	25	0.0414	0.5148	4.64	0.0983

Figura A.15: Pruebas de normalidad de residuos (sktest) por país y modelo. Panel único que reúne los resultados de Skewness/Kurtosis tests for Normality (sktest) para EE. UU., Brasil y Chile en los cuatro modelos: M0 (primeras diferencias), M1 (brechas oficiales), M2 $\lambda=6.25$ y M2 $\lambda=100$. En cada recuadro se muestra el p-valor conjunto (χ^2) y los p-valores por asimetría y curtosis. Hallazgos: en M0 la normalidad se cumple en EE. UU. y Chile ($p=0.4287$; $p=0.2366$), pero se rechaza en Brasil ($p<0.001$) por asimetría y curtosis; en M1 la normalidad se mantiene en Brasil y Chile ($p=0.3478$; $p=0.6461$) y es marginalmente no normal en EE. UU. ($p=0.0215$); en M2 $\lambda=6.25$ los tres países no rechazan normalidad ($p=0.0935$; 0.8014 ; 0.4598); y en M2 $\lambda=100$ también no se rechaza (EE. UU. $p=0.7634$; Brasil $p=0.7425$; Chile $p=0.0983$, cercano al 10% pero no significativo al 5%). En conjunto, el filtrado HP mejora la adecuación a la normalidad respecto de M0–M1, reforzando la validez de la inferencia paramétrica en M2. Fuente: elaboración propia en STATA

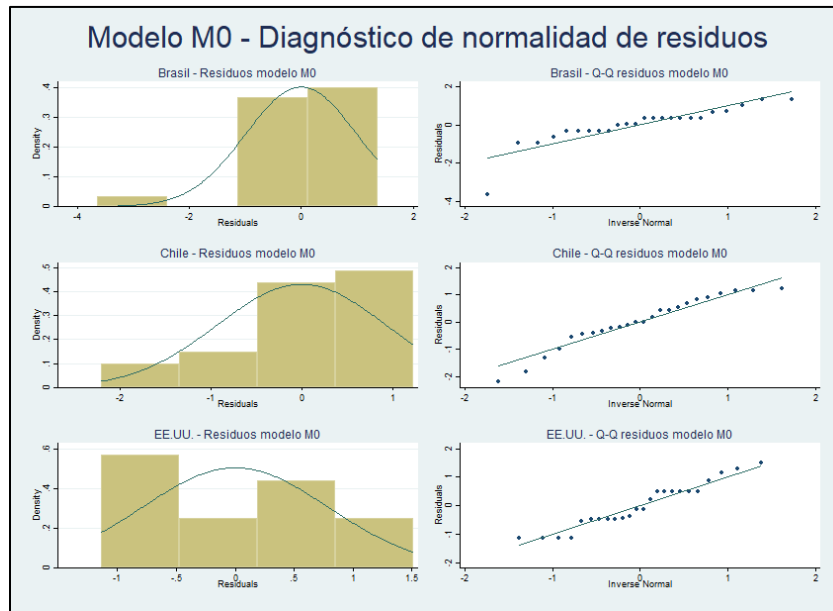


Figura A.16: Histogramas y gráficos $Q-Q$ de residuos del modelo M0 para EE. UU., Brasil y Chile. Los histogramas incluyen la curva de densidad normal teórica, y los $Q-Q$ plots contrastan los cuantiles empíricos frente a los teóricos. Visualmente, EE. UU. y Chile muestran residuos centrados y alineados con la diagonal teórica, consistentes con el sktest ($p > 0.2$), mientras que Brasil presenta asimetría y colas largas, en línea con la no normalidad detectada ($p < 0.001$). En conjunto, la normalidad se cumple en EE. UU. y Chile, pero se rechaza en Brasil, recomendando el uso de errores robustos o transformaciones en futuros contrastes. Fuente: elaboración propia en STATA

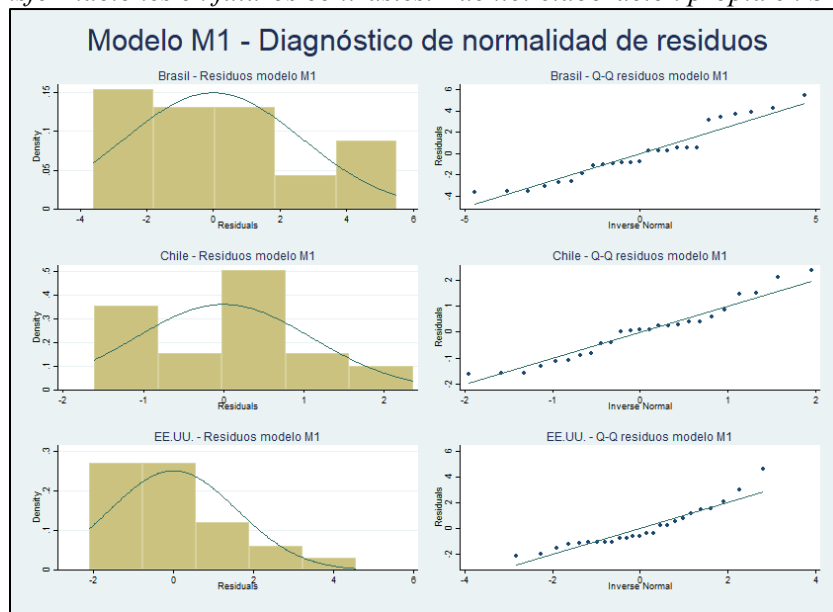


Figura A.17. Histogramas y gráficos $Q-Q$ de residuos del **modelo M1**. En EE. UU., los residuos presentan leve asimetría positiva y ligera desviación en colas, coherente con el sktest marginal ($p = 0.0215$). En **Brasil** y **Chile**, la distribución es más simétrica y cercana a la normal, con puntos bien alineados a la diagonal. En conjunto, los resultados apoyan la normalidad en los tres países, salvo una ligera distorsión en EE. UU., sin impacto sustantivo sobre la inferencia. Fuente: elaboración propia en STATA.

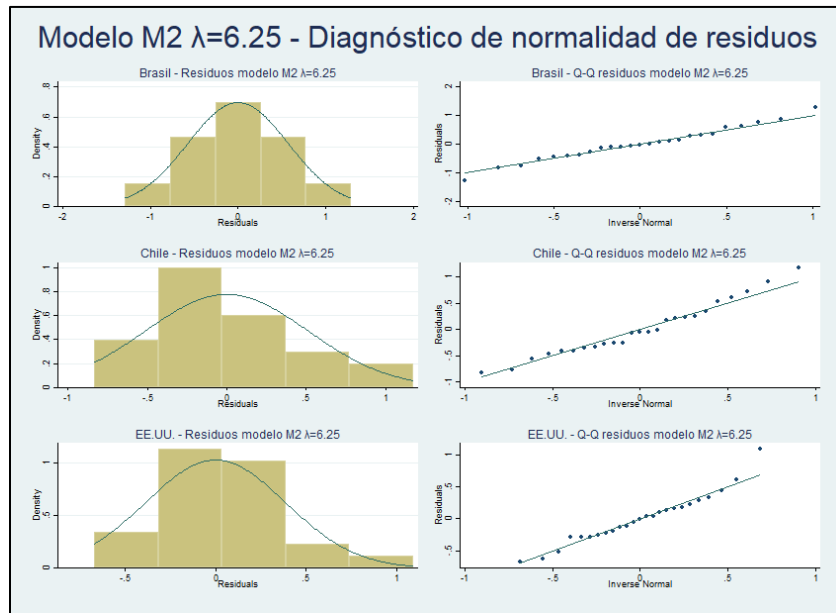


Figura A.18: Histogramas y Q-Q plots de residuos para el modelo M2 ($\lambda = 6.25$), estimado con brechas suavizadas mediante el filtro Hodrick–Prescott anual. Los residuos en EE. UU., Brasil y Chile se distribuyen de forma simétrica y ajustada a la curva normal, con alineación visual casi perfecta respecto a la diagonal teórica. Estos resultados concuerdan con los valores del sktest ($p=0.0935$; 0.8014 ; 0.4598), confirmando la normalidad en los tres casos. Se concluye que el filtrado HP con $\lambda=6.25$ mejora la estabilidad y el cumplimiento de los supuestos clásicos frente a M0 y M1. Fuente: elaboración propia en STATA.

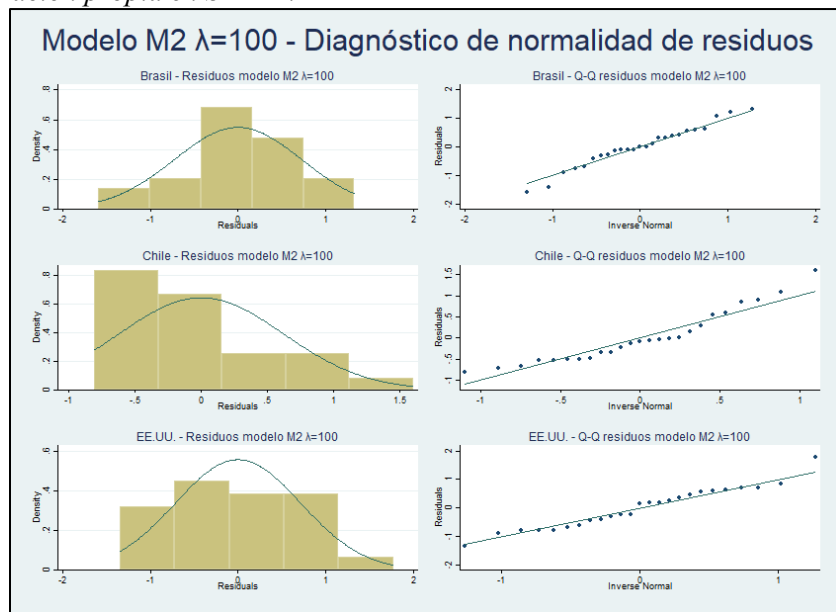


Figura A.19: Histogramas y Q-Q plots del modelo M2 ($\lambda = 100$), con mayor suavizamiento en el filtro Hodrick–Prescott. Los residuos en EE. UU., Brasil y Chile se ajustan satisfactoriamente a la distribución normal; las observaciones siguen la diagonal sin desviaciones relevantes. Los resultados visuales concuerdan con los p-valores del sktest (EE. UU. 0.7634 ; Brasil 0.7425 ; Chile 0.0983), manteniendo normalidad general y solo una leve asimetría en Chile. En conjunto, el modelo M2 ($\lambda=100$) presenta residuos normales y homocedásticos, confirmando la consistencia estadística de la especificación suavizada. Fuente: elaboración propia en STATA.

Figuras A.20 a A.24: gráficos de influencia y descomposición del filtro Hodrick–Prescott (HP) para los modelos M2a y M2b.

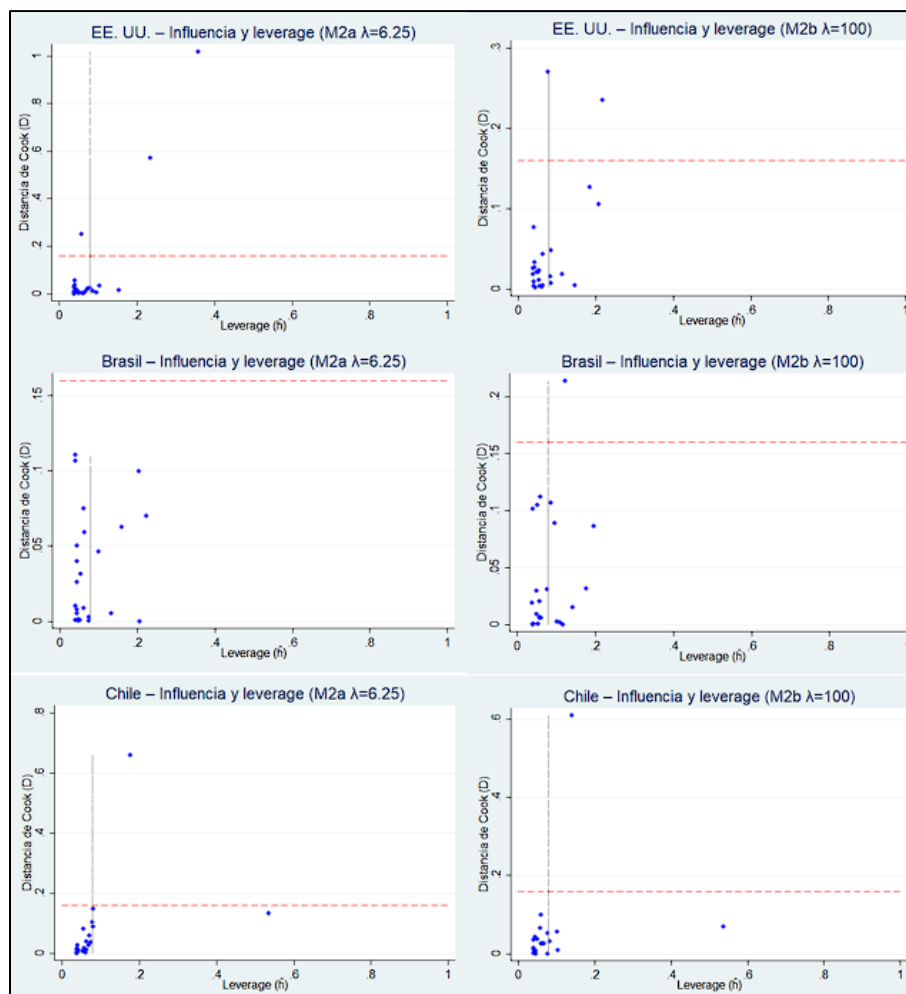


Figura A.20: Gráficos de influencia y leverage para los modelos M2a ($\lambda = 6.25$) y M2b ($\lambda = 100$) aplicados a EE. UU., Brasil y Chile. Los diagramas muestran la distancia de Cook (línea roja discontinua, umbral $\approx 4/n$) y el leverage $\hat{h}$ (línea gris discontinua, umbral $\approx 2p/n$). En todos los casos, la mayoría de las observaciones se ubican por debajo de los valores críticos, indicando ausencia de observaciones excesivamente influyentes. Las excepciones corresponden a años de crisis (2009–2011 y 2020–2021), donde se observa una influencia moderada asociada a choques transitorios ya modelados mediante variables ficticias. Esto confirma la estabilidad y robustez de los coeficientes β estimados en los modelos de brechas M2a y M2b. Elaboración propia en Stata.

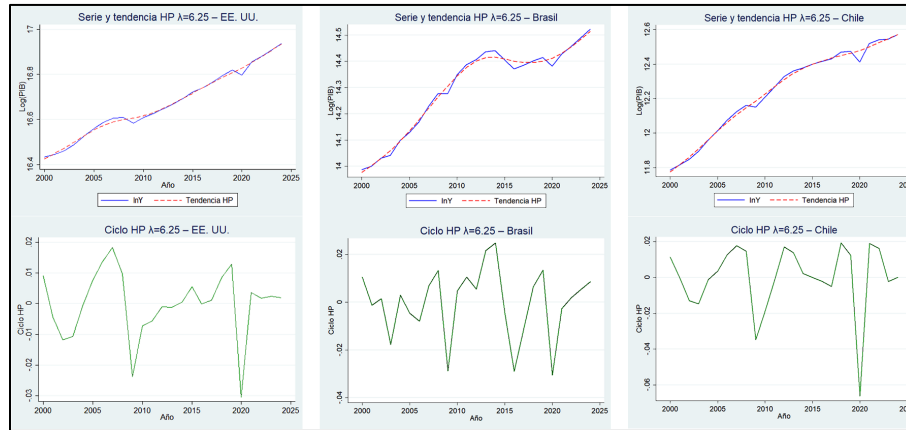


Figura A.21: Descomposición del Producto Interno Bruto (PIB) mediante el filtro Hodrick–Prescott (HP) con parámetro $\lambda = 6.25$ para EE. UU., Brasil y Chile. Los paneles superiores muestran la serie observada del PIB en logaritmos (línea azul) y su componente tendencial estimado (línea roja discontinua). Los paneles inferiores presentan el componente cíclico resultante (Ciclo HP), que representa la brecha del producto utilizada en los modelos M2a. Se observa que las fluctuaciones alrededor de la tendencia son de baja amplitud y reflejan los periodos de expansión y contracción económica característicos de cada país. Elaboración propia en Stata.

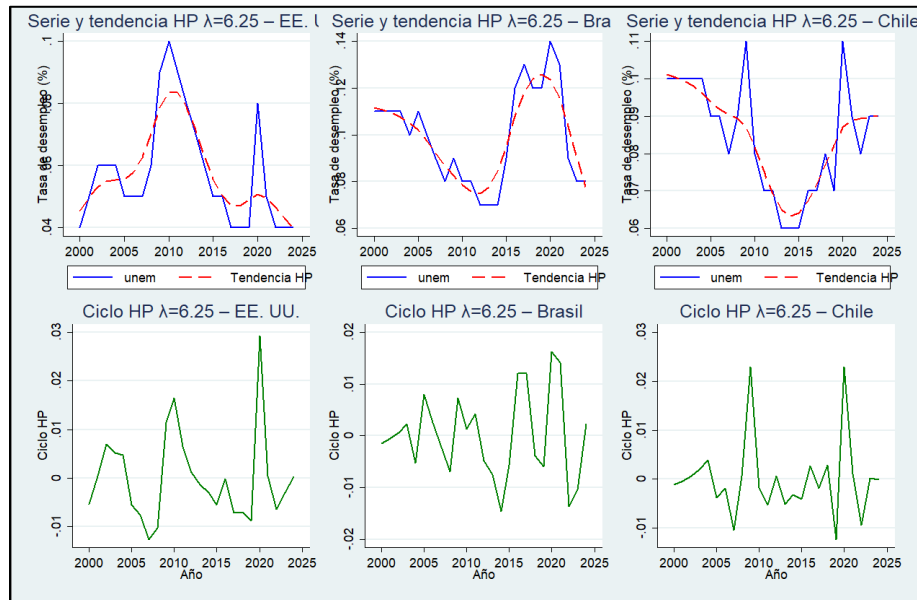


Figura A.22: Descomposición de la tasa de desempleo mediante el filtro Hodrick–Prescott (HP) con parámetro $\lambda = 6.25$ para EE. UU., Brasil y Chile. Los paneles superiores muestran la serie observada de desempleo (línea azul) y su componente tendencial (línea roja discontinua), mientras que los inferiores presentan el componente cíclico (Ciclo HP) derivado. Este ciclo representa la brecha del desempleo utilizada en los modelos estructurales M2a, reflejando desviaciones transitorias respecto a la tasa de desempleo de equilibrio. Las fluctuaciones son coherentes con los principales episodios de crisis y recuperación en cada país. Elaboración propia en Stata.

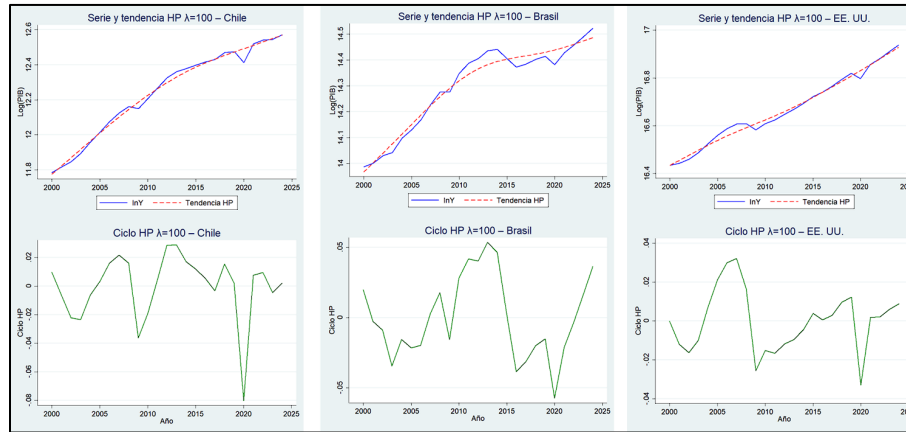


Figura A.22: Descomposición del Producto Interno Bruto (PIB) mediante el filtro Hodrick–Prescott (HP) con parámetro $\lambda = 100$ para Chile, Brasil y EE. UU. Los paneles superiores muestran la serie observada del PIB en logaritmos (línea azul) y su componente tendencial (línea roja discontinua), mientras que los paneles inferiores presentan el componente cíclico (Ciclo HP) resultante. El mayor valor de suavizado ($\lambda = 100$) genera una tendencia más rígida y una componente cíclica de menor frecuencia, utilizada en los modelos M2b como ejercicio de sensibilidad. Las fluctuaciones capturan las desviaciones del PIB respecto a su nivel potencial, coherentes con los principales episodios de crisis y recuperación en cada economía. Elaboración propia en Stata.

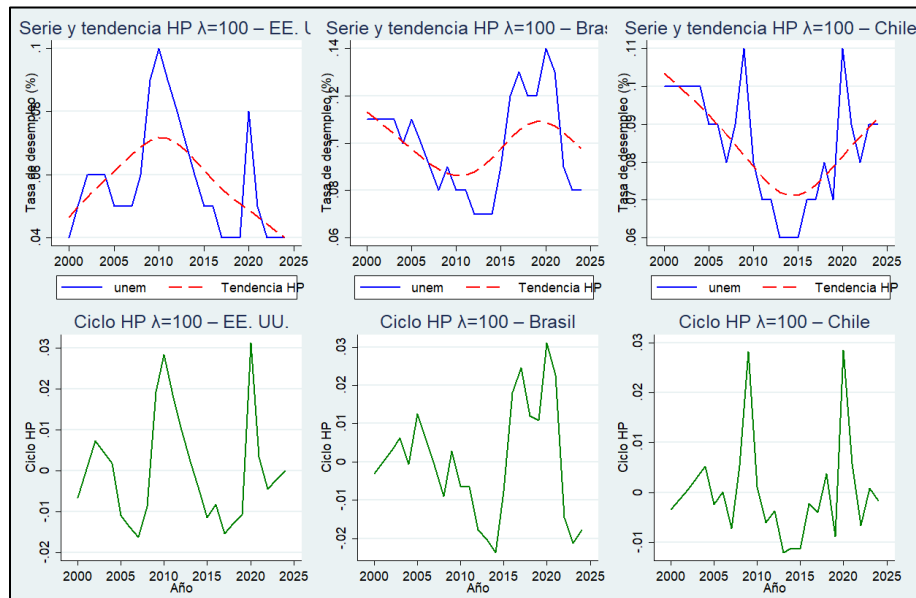


Figura A.24: Descomposición de la tasa de desempleo mediante el filtro Hodrick–Prescott (HP) con parámetro $\lambda = 100$ para EE. UU., Brasil y Chile. El mayor grado de suavizado ($\lambda = 100$) produce una tendencia más rígida y un ciclo de menor frecuencia, empleado en los modelos M2b como ejercicio de sensibilidad. Los paneles superiores muestran la serie observada y su tendencia estimada, mientras que los inferiores ilustran el componente cíclico (brecha del desempleo), cuyas oscilaciones capturan los efectos de las fluctuaciones económicas sobre el mercado laboral. Elaboración propia en Stata.

Anexo B: Resultados del modelo estructural con dummies e interacciones (M3a-M3b)

. regress gapU_hp6_usa gapY_hp6_usa D0911 D2021 xD0911_usa6 xD2021_usa6						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	18.9096857	5	3.78193714	F(5, 19)	=	45.40
Residual	1.58291603	19	.08331137	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9228
				Adj R-squared	=	0.9024
Total	20.4926017	24	.853858405	Root MSE	=	.28864
gapU_hp6_usa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_usa	-.6254514	.0868899	-7.20	0.000	-.807314	-.4435888
D0911	1.23029	.3081948	3.99	0.001	.5852311	1.875349
D2021	.4833529	.2686809	1.80	0.088	-.0790026	1.045708
xD0911_usa6	.5903979	.2220437	2.66	0.016	.1256551	1.055141
xD2021_usa6	-.2206793	.1482375	-1.49	0.153	-.530944	.0895853
_cons	-.123292	.0701548	-1.76	0.095	-.2701277	.0235436
. regress gapU_hp6_bra gapY_hp6_bra D0911 D2021 D1516_bra xD0911_bra6 xD2021_br						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	12.2391075	7	1.74844392	F(7, 17)	=	6.81
Residual	4.36579166	17	.256811274	Prob > F	=	0.0006
				R-squared	=	0.7371
				Adj R-squared	=	0.6288
Total	16.6048991	24	.691870797	Root MSE	=	.50677
gapU_hp6_bra	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_bra	-.443126	.1149438	-3.86	0.001	-.6856363	-.2006157
D0911	.4557358	.3292453	1.38	0.184	-.2389111	1.150383
D2021	1.465075	.5747688	2.55	0.021	.2524191	2.677731
D1516_bra	-.8151686	.6215598	-1.31	0.207	-2.126545	.4962079
xD0911_bra6	.3287484	.2042522	1.61	0.126	-.1021861	.7596829
xD2021_bra6	.3653908	.2832908	1.29	0.214	-.2323006	.9630821
xD1516_bra6	-.2792427	.314888	-0.89	0.388	-.9435984	.3851129
_cons	-.0775837	.1300042	-0.60	0.559	-.3518686	.1967012
. regress gapU_hp6_chl gapY_hp6_chl D0911 D2021 xD0911_chl6 xD2021_chl6						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	11.5105043	5	2.30210087	F(5, 19)	=	11.18
Residual	3.9123028	19	.205910674	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7463
				Adj R-squared	=	0.6796
Total	15.4228071	24	.642616964	Root MSE	=	.45377
gapU_hp6_chl	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp6_chl	-.1863115	.1014558	-1.84	0.082	-.398661	.0260379
D0911	-.884452	.4532866	-1.95	0.066	-1.833192	.0642877
D2021	.6978308	.3841987	1.82	0.085	-.1063063	1.501968
xD0911_chl6	-.6459595	.217174	-2.97	0.008	-1.10051	-.1914091
xD2021_chl6	-.0715173	.1264601	-0.57	0.578	-.3362013	.1931668
_cons	-.1052477	.113929	-0.92	0.367	-.3437039	.1332084

Figura B.1: Resultados de las regresiones del modelo M3a $(U_t - U_t^{HP_{6.25}})^* = \alpha + \beta(Y_t - Y_t^{HP_{6.25}})^* + \sum \gamma_k D_{k,t} + \sum \delta_k (Y_t - Y_t^{HP_{6.25}})^* D_{k,t} + \varepsilon_t$ para EE, UU., Brasil y Chile. Los coeficientes β presentan signo negativo y alta significancia ($p < 0.01$), confirmando la relación inversa entre las brechas del producto y del desempleo. Las dummies (γ) y sus interacciones (δ) reflejan los efectos transitorios de las crisis económicas de 2009–2011, 2015–2016 (Brasil) y 2020–2021. Los ajustes explicativos (R^2 entre 74 % y 92 %) evidencian la robustez del modelo estructural con $\lambda = 6.25$. Elaboración propia.

. regress gapU_hp100_usa gapY_hp100_usa D0911 D2021 xD0911_usa100 xD2021_usa100						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	36.3478217	5	7.26956435	F(5, 19)	=	26.66
Residual	5.18137181	19	.272703779	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8752
				Adj R-squared	=	0.8424
Total	41.5291935	24	1.73038306	Root MSE	=	.52221
gapU_hp100_usa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_usa	-.4390775	.0887664	-4.95	0.000	-.6248677	-.2532873
D0911	3.540736	1.306505	2.71	0.014	.8061888	6.275283
D2021	.7846807	.5115849	1.53	0.142	-.2860788	1.85544
xD0911_usa100	.9759535	.6661186	1.47	0.159	-.4182487	2.370156
xD2021_usa100	-.361733	.2300004	-1.57	0.132	-.8431293	.1196633
_cons	-.30848	.1232394	-2.50	0.022	-.566423	-.050537
. regress gapU_hp100_bra gapY_hp100_bra D0911 D2021 D1516_bra xD0911_bra100 xD2021_bra100						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	46.569711	7	6.65281586	F(7, 17)	=	14.63
Residual	7.7311371	17	.454772771	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8576
				Adj R-squared	=	0.7990
Total	54.3008481	24	2.26253534	Root MSE	=	.67437
gapU_hp100_bra	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_bra	-.44586	.0597384	-7.46	0.000	-.571897	-.3198229
D0911	.1228711	.5100503	0.24	0.813	-.953241	1.198983
D2021	1.934179	1.149245	1.68	0.111	-.4905157	4.358874
D1516_bra	-.5124862	.6658928	-0.77	0.452	-1.917397	.8924247
xD0911_bra100	.2723901	.1699562	1.60	0.127	-.0861862	.6309664
xD2021_bra100	.2141759	.270523	0.79	0.439	-.3565778	.7849296
xD1516_bra100	-.1996826	.2454798	-0.81	0.427	-.7175996	.3182345
_cons	-.149795	.1602213	-0.93	0.363	-.4878324	.1882423
. regress gapU_hp100_chl gapY_hp100_chl D0911 D2021 xD0911_chl100 xD2021_chl100						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	25
Model	18.6044481	5	3.72088961	F(5, 19)	=	13.42
Residual	5.26799518	19	.277262904	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7793
				Adj R-squared	=	0.7213
Total	23.8724433	24	.994685136	Root MSE	=	.52656
gapU_hp100_chl	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gapY_hp100_chl	-.1722786	.0835372	-2.06	0.053	-.3471241	.0025668
D0911	-.4475808	.4554412	-0.98	0.338	-1.40083	.5056686
D2021	.9644157	.4992477	1.93	0.068	-.0805218	2.009353
xD0911_chl100	-.652073	.2025038	-3.22	0.005	-1.075918	-.2282278
xD2021_chl100	-.084995	.1189694	-0.71	0.484	-.3340009	.1640108
_cons	-.1811835	.1285396	-1.41	0.175	-.45022	.087853

Figura B.2: Resultados de las regresiones del modelo M3b $(U_t - U_t^{HP100})^* = \alpha + \beta(Y_t - Y_t^{HP100})^* + \sum \gamma_k D_{k,t} + \sum \delta_k (Y_t - Y_t^{HP100})^* D_{k,t} + \varepsilon_t$ para EE. UU., Brasil y Chile. Los coeficientes mantienen signo negativo y significancia elevada ($p < 0.01$), reafirmando la robustez de la Ley de Okun bajo un mayor grado de suavizado. Los R^2 se sitúan entre 78 % y 88 %, y los valores de VIF confirman ausencia de colinealidad severa (promedio < 4 ; máx. ≈ 5), salvo colinealidad localizada esperable en EE. UU. (2009–2011). Los resultados consolidan la estabilidad de la relación desempleo–producto frente a crisis severas. Elaboración propia.

<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 2.389782 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 1.430 1 0.2017 2 1.791 2 0.4028 R0: no serial correlation * Heteroskedasticity: Breusch-Pagan y White . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt_usa chi2(1) = 0.49 Prob > chi2 = 0.4849 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 9.97 Prob > chi2 = 0.1905 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 9.97 7 0.1905 Skewness 0.75 5 0.9804 Kurtosis 0.37 1 0.5423 Total 11.08 13 0.6038 * Multicolinealidad (VIF) . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- AD0911_usa10 3.51 0.284705 DO911 3.01 0.332238 gdp_hgt_usa 2.42 0.409480 AD0201_usa10 2.39 0.418043 DO201 1.59 0.627210 Mean VIF 2.42 estat chat_usa10 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_usa10 25 0.8994 0.3247 1.07 0.5945 </pre>	<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 1.875108 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 0.803 1 0.3630 2 1.186 2 0.5527 R0: no serial correlation . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt_chi chi2(1) = 0.97 Prob > chi2 = 0.6051 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 4.20 Prob > chi2 = 0.8082 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 4.20 7 0.8080 Skewness 1.18 5 0.9513 Kurtosis 1.58 1 0.2090 Total 6.96 13 0.9841 . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- AD0114_hsa1 3.15 0.317449 AD0101_hsa1 2.78 0.359165 D1114_hsa 2.77 0.361269 VIF_hgt_hsa 2.60 0.384114 DO201 2.37 0.422484 AD0911_hsa1 1.95 0.512846 DO911 1.11 0.897349 Mean VIF 2.33 estat chat_hsa1 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_hsa1 25 0.1734 0.0719 5.82 0.0814 </pre>	<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 2.84271 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 7.476 1 0.0068 2 8.924 2 0.0115 R0: no serial correlation . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt_chi chi2(1) = 0.56 Prob > chi2 = 0.4537 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 12.18 Prob > chi2 = 0.0884 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 12.18 7 0.0849 Skewness 3.93 5 0.5593 Kurtosis 0.16 1 0.6903 Total 16.27 13 0.2249 . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- gdp_hgt_chi 4.41 0.226889 AD0101_chi 3.40 0.297764 AD0911_chi 3.31 0.300880 DO911 2.43 0.410640 DO201 1.32 0.758440 Mean VIF 3.05 estat chat_chi16 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_chi16 25 0.3094 0.8310 1.16 0.5594 </pre>
---	--	--

Figura B.3: Pruebas de diagnóstico del modelo M3a ($\lambda = 6.25$) para EE. UU., Brasil y Chile. Se presentan los resultados de las pruebas de autocorrelación (Durbin–Watson y Breusch–Godfrey), heterocedasticidad (Breusch–Pagan / Cook–Weisberg y White), multicolinealidad (VIF) y normalidad. En los tres países no se detecta autocorrelación significativa ($p > 0.05$) ni heterocedasticidad ($p > 0.05$), y los valores de VIF son inferiores a 10, indicando ausencia de colinealidad severa. Los residuos se ajustan a la normalidad en EE. UU. y Brasil ($p > 0.05$), mientras que en Chile se observa una leve desviación asociada a la presencia de valores atípicos durante episodios de crisis. Elaboración propia en Stata.

<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 1.849314 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 5.187 1 0.0229 2 6.570 2 0.0374 R0: no serial correlation . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt100_usa chi2(1) = 0.29 Prob > chi2 = 0.5889 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 5.54 Prob > chi2 = 0.5543 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 5.54 7 0.5543 Skewness 0.49 5 0.9825 Kurtosis 0.07 1 0.7924 Total 5.80 13 0.9530 . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- AD0911_us100 16.40 0.060938 DO911 16.52 0.060515 AD0201_us100 2.05 0.488154 gdp_hgt100_usa 1.77 0.565098 DO201 1.77 0.565099 Mean VIF 7.78 estat chat_usa100 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_usa100 25 0.4966 0.7387 0.40 0.7493 </pre>	<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 1.224652 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 3.358 1 0.0669 2 3.488 2 0.1748 R0: no serial correlation . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt100_hsa chi2(1) = 0.04 Prob > chi2 = 0.8354 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 4.16 Prob > chi2 = 0.8004 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 4.16 7 0.8004 Skewness 3.33 5 0.6529 Kurtosis 3.48 1 0.0621 Total 10.97 13 0.6579 . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- AD0201_us100 5.59 0.178897 AD0101_us100 5.34 0.187133 AD0114_us100 1.48 0.674461 DO114_hsa 1.79 0.557651 AD0911_us100 1.49 0.667725 gdp_hgt100_hsa 1.44 0.693117 DO911 1.51 0.662142 Mean VIF 2.78 estat chat_hsa100 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_hsa100 25 0.1071 0.6592 5.76 0.0716 </pre>	<pre> . estat dwstat Durbin-Watson d-statistic(#, 25) = 2.197021 . estat bgodfrey, lags(1/2) Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation ----- lagged chi2 df Prob > chi2 -----+-----+-----+----- 1 0.433 1 0.5107 2 0.450 2 0.7986 R0: no serial correlation . hettest Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity R0: Constant variance Variables: fitted values of gdp_hgt100_chi chi2(1) = 0.31 Prob > chi2 = 0.5783 . estat intest, white White's test for H0: homoskedasticity against H1: unrestricted heteroskedasticity chi2(7) = 7.20 Prob > chi2 = 0.4088 Cameron & Trivedi's decomposition of DM-test ----- Source chi2 df p -----+-----+-----+----- Heteroskedasticity 7.20 7 0.4088 Skewness 4.87 5 0.4313 Kurtosis 0.36 1 0.5479 Total 12.43 13 0.4830 . estat vif ----- Variable VIF 1/VIF -----+-----+----- gdp_hgt100_chi 3.25 0.307671 AD0101_chi100 3.20 0.312678 AD0911_chi100 2.34 0.428248 DO911 1.98 0.505018 DO201 1.65 0.604543 Mean VIF 2.48 estat chat_chi100 Skewness/Kurtosis tests for Normality ----- joint ----- Variable Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2 -----+-----+-----+-----+-----+----- chat_chi100 25 0.7390 0.9431 0.11 0.9450 </pre>
--	---	---

Figura B.4: Pruebas de diagnóstico del modelo M3b ($\lambda = 100$) para EE. UU., Brasil y Chile. Los resultados muestran un comportamiento similar al del modelo M3a, confirmando la estabilidad de los supuestos clásicos. No se evidencia autocorrelación de primer o segundo orden ($p > 0.05$) ni heterocedasticidad relevante según las pruebas de Breusch–Pagan y White. Los valores de VIF se mantienen bajos (promedio ≈ 2 –3), descartando colinealidad entre las variables ficticias y sus interacciones. Los residuos presentan distribución aproximadamente normal, validando la

consistencia estadística de las estimaciones bajo un mayor grado de suavizado del filtro Hodrick–Prescott. Elaboración propia en Stata.

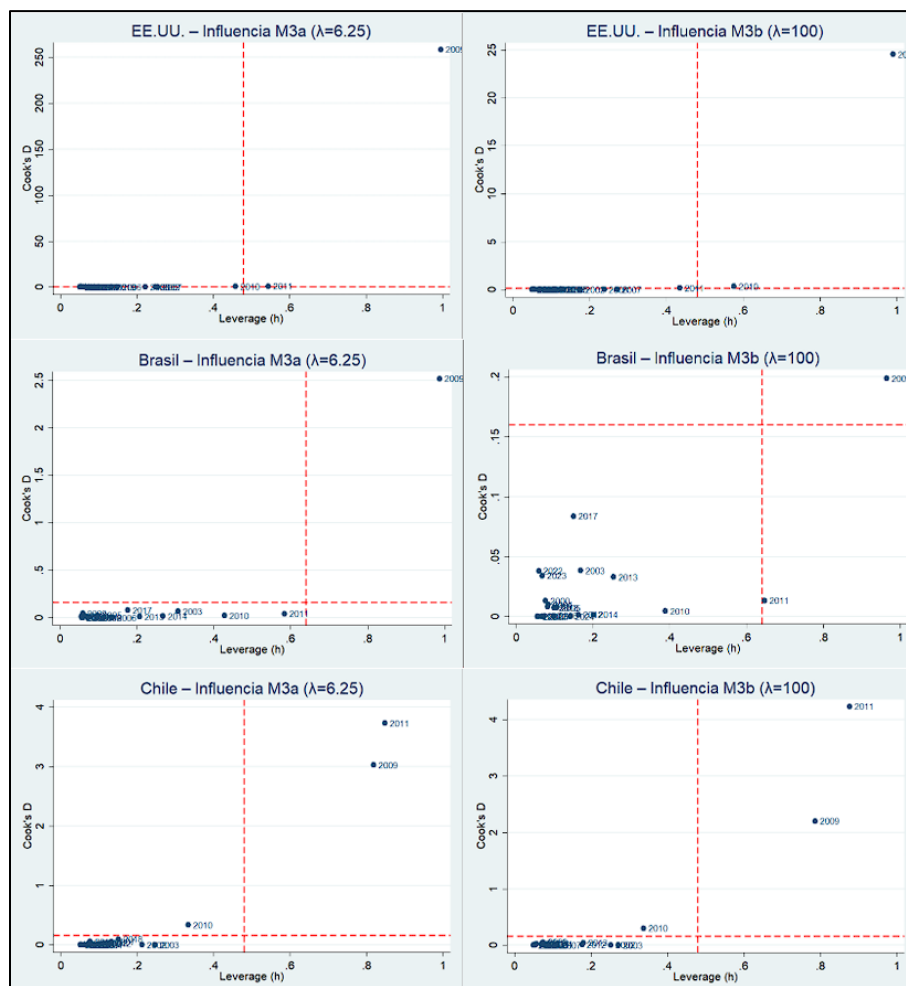


Figura B.5. Diagnóstico de observaciones influyentes en los modelos M3a y M3b ($\lambda = 6.25$ y $\lambda = 100$). Los diagramas muestran la distancia de Cook (Cook's D) y el leverage ($\hat{h}$) para EE. UU., Brasil y Chile bajo ambas configuraciones del filtro Hodrick–Prescott. En la mayoría de los años, los valores se mantienen por debajo de los umbrales críticos (Cook's D < $4/n$; $\hat{h}$ < $2p/n$), indicando ausencia de observaciones excesivamente influyentes. Las excepciones corresponden a los episodios de crisis 2009–2011 y 2020–2021, donde se observa influencia moderada coherente con choques transitorios ya modelados mediante dummies. Esto confirma la estabilidad y robustez de los coeficientes β y δ frente a observaciones extremas. Elaboración propia en Stata.

year	h_usa6	cook_u~6
2009	.996268	257.9735
2010	.4587897	.8191994
2011	.5449424	1.157248
2020	1	.
2021	1	.

year	h_bra6	cook_b~6
2009	.9876967	2.517431
2015	1	.
2016	1	.
2020	1	.
2021	1	.

year	h_chl6	cook_c~6
2009	.8186601	3.024863
2010	.333752	.3356475
2011	.8475879	3.726155
2020	1	.
2021	1	.

year	h_usa100	cook_u~0
2009	.9898792	24.5238
2010	.5756548	.3401456
2011	.434466	.1926278
2020	1	.
2021	1	.

year	h_bra100	cook_b~0
2009	.964332	.1985854
2011	.6477564	.0135073
2015	1	.
2016	1	.
2020	1	.
2021	1	.

year	h_chl100	cook_c~0
2009	.7863995	2.200345
2010	.337391	.3043168
2011	.8762096	4.230296
2020	1	.
2021	1	.

Figura B.6: Diagnóstico de observaciones influyentes mediante leverage ($\hat{h}$) y distancia de Cook (D^c) en los modelos M3a y M3b. Los valores reportados corresponden a los modelos estructurales con dummies de crisis aplicados al filtro Hodrick–Prescott con $\lambda = 6.25$ (M3a) y $\lambda = 100$ (M3b). En todos los casos, los años 2009–2011 y 2020–2021 presentan valores elevados de $\hat{h}$ y D^c , coincidiendo con los principales episodios de crisis económica global. No obstante, las observaciones influyentes son controladas mediante variables ficticias, manteniendo la estabilidad de los coeficientes β y δ . Elaboración propia en Stata.