



**UNIVERSIDAD DE VALPARAÍSO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
ESCUELA DE ADMINISTRACIÓN PÚBLICA**

" Política económica y mercado laboral: análisis conjunto de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en Chile (2010–2024) "

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE LICENCIADO EN ADMINISTRACIÓN
PÚBLICA Y AL TÍTULO DE ADMINISTRADOR PÚBLICO**

Estudiante:

ANNELIESE OELCKERS RAMÍREZ

Profesor Guía:

DR. GUSTAVO DI GIORGI ARMAS

Valparaíso, diciembre 2025

Dedicatoria

Las formas siempre están cambiando. El cambio es su estado natural y el nuestro. Aun si no cambiamos por fuera, nuestro interior cambia continuamente. Hay cosas sobre mí que he ignorado por mucho tiempo. Y temo a esas cosas. Pero son parte de quien soy. Y siempre que conozca la forma de mi alma, estaré bien.”

— *Adventure Time (T9, E10: “Abstract”)*

Dedico este trabajo a mis padres, Andrés Oelckers y Yanina Ramírez, por su apoyo incondicional, por cada esfuerzo realizado y por creer siempre en mi desarrollo integral.

A mis hermanos, Pía e Ignacio, por acompañarme en cada etapa y ser una presencia constante y valiosa en mi vida.

A mi querida mascota Iris, por su cariño inagotable y su compañía única, que tantas veces brindó calma y alegría durante este proceso.

A mis amigas Carolina Candia, Constanza Bernal, Josefina Ruiz-Tagle y Renata Ojeda, por su apoyo, por estar siempre presentes y por todos los momentos inolvidables que hemos compartido desde que nuestras vidas se cruzaron.

Y a la memoria de mi tío Emilio Oelckers, cuya presencia continúa inspirándome y quien, estoy segura, se habría sentido profundamente orgulloso de este logro.

Agradecimientos

Quiero expresar mi más profundo agradecimiento a todos los profesores que me guiaron y acompañaron a lo largo de mi formación universitaria. En especial, extendiendo mi gratitud a mi profesor guía, Gustavo Di Giorgi, por su orientación, dedicación y apoyo constante durante el desarrollo de este trabajo y aun antes de él. Fue un honor haber colaborado con él como ayudante de *Razonamiento Lógico Matemático* y *Matemática para la Gestión*, experiencias que enriquecieron significativamente mi aprendizaje.

Asimismo, deseo agradecer a mis amigas Camila Tapia, Ángela Lizama, María José Contreras y Ángela Amaro, quienes me brindaron motivación, apoyo y compañía a lo largo de este camino académico, haciendo más llevadero y significativo cada paso del proceso.

RESUMEN

Durante el periodo 2010–2024, la economía chilena enfrentó desafíos significativos derivados de crisis externas e internas. En este contexto, persiste la incertidumbre respecto de la interacción entre crecimiento, inflación y empleo, y sobre la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips. Este estudio estima la Ley de Okun en su versión de brechas de empleo mediante datos trimestrales y modelos ARMAX, incorporando quiebres estructurales identificados con la prueba de Bai-Perron. Asimismo, se evalúa la Curva de Phillips a través de cuatro especificaciones, comparando modelos simples y aumentados. Los resultados confirman la validez de la Ley de Okun para Chile: se obtiene un coeficiente contemporáneo positivo y estadísticamente significativo (0,2595), lo que indica que un aumento del 1% en la actividad respecto de su tendencia genera un incremento aproximado de 0,26% en el empleo. En cuanto a la Curva de Phillips, solo las especificaciones aumentadas con brechas reales y rezagos inflacionarios presentan significancia estadística, lo que evidencia las limitaciones de los modelos simples. Se concluye que las fluctuaciones del mercado laboral chileno están fuertemente vinculadas al ciclo económico y que los episodios críticos recientes han alterado su dinámica. Esta investigación es relevante para la Administración Pública en Chile, ya que entrega evidencia empírica actualizada sobre la relación entre actividad económica, inflación y empleo, aportando insumos técnicos que pueden apoyar el análisis y el diseño de políticas macroeconómicas, laborales y fiscales.

Palabras clave: Ley de Okun, Curva de Phillips, mercado laboral, ciclos económicos, Chile.

ABSTRACT

During the 2010–2024 period, the Chilean economy faced significant challenges arising from both external and domestic crises. In this context, uncertainty persists regarding the interaction between economic growth, inflation, and employment, as well as the empirical validity of Okun’s Law and the Phillips Curve. This study estimates Okun’s Law in its employment-gap specification using quarterly data and ARMAX models, incorporating structural breaks identified through the Bai–Perron test. Likewise, the Phillips Curve is evaluated through four alternative specifications, comparing simple and augmented models. The results confirm the validity of Okun’s Law for Chile: a positive and statistically significant contemporaneous coefficient (0.2595) is obtained, indicating that a 1% increase in economic activity relative to its trend leads to an approximate 0.26% increase in employment. Regarding the Phillips Curve, only the augmented specifications including real gaps and inflation lags show statistical significance, highlighting the limitations of simple models. It is concluded that fluctuations in the Chilean labor market are strongly linked to the business cycle and that recent critical episodes have altered its dynamics. This research is relevant for Public Administration in Chile, as it provides updated empirical evidence on the relationship between economic activity, inflation, and employment, offering technical inputs that may support the analysis and design of macroeconomic, labor, and fiscal policies.

Keywords: Okun’s Law, Phillips Curve, labor market, business cycles, Chile.

Índice

Lista de Tablas	11
Lista de Figuras	12
Capítulo I: Presentación del Problema de Investigación	14
I.1. Introducción	14
I.2. Problema de investigación	19
I.3. Pregunta de investigación	21
I.4. Hipótesis	21
I.4.1. Hipótesis General	21
I.4.2. Hipótesis Específicas	21
I.5. Objetivos	21
I.5.1. Objetivo General	22
I.5.2. Objetivos Específicos	22
I.6. Justificación y aporte disciplinar de la investigación	22
Capítulo II: Estado del Arte	25
II.1. Ley de Okun	25
II.2. Curva de Phillips	28
II.3. Investigaciones más importantes sobre estos temas Banco Central	33
Capítulo III: Marco Teórico	36
III.1. Inflación	36
III.1.1. Teorías de la Inflación	36
III.1.2. Régimen de metas de inflación en Chile, rol del Banco Central	38
III.1.3. Cálculo de la inflación en Chile	39
III.2. Desempleo	41
III.2.1. La perspectiva clásica y neoclásica	41
III.2.2. Keynes y la revisión macroeconómica	42
III.2.3. Monetarismo, NAIRU y expectativas racionales	42
III.2.4. Enfoques neokeynesianos: rigideces, contratos y salarios de eficiencia	43
III.2.5. Aportes estructuralistas latinoamericanos	44
III.2.6. Dinámicas contemporáneas del desempleo: evidencia internacional y regional	44
III.2.7. El desempleo en Chile: características y evolución reciente	44
III.2.8. Implicancias macroeconómicas del desempleo	45

III.3. Crecimiento Económico	46
III.4. Ley de Okun	49
III.4.1. Modelo de Brechas	49
III.4.2. Modelo de Primeras Diferencias	50
III.4.3. Ley de Okun Empleo	51
III.5. Curva de Phillips	51
III.5.1. La Curva de Phillips a corto plazo	54
III.5.2. Curva de Phillips a largo plazo	55
Capítulo IV: Metodología	57
IV.1. Enfoque y tipo de investigación	57
IV.2. Diseño de investigación	58
IV.3. Población y muestra	58
IV. 4. Modelos econométricos	59
IV.4.1. Ley de Okun	59
IV.4.1. Curva de Phillips	60
IV.5. Técnicas de Análisis	63
IV.5.1. Hodrick-Prescott	63
IV.5.2. Beveridge-Nelson	63
IV.5.3. Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF)	64
IV.5.4. Prueba de Ljung-Box	64
IV.5.5. Método X-13ARIMA-SEATS	65
IV.6. Plan Metodológico	66
IV.6.1. Ley de Okun	66
IV.6.1. Curva de Phillips	68
Capítulo V: Materiales y Resultados	70
V.1. Ley de Okun	70
V.1.1. PIB	71
V.1.2. Tasa de Ocupación	73
V.1.3. Relación PIB- ocupación	76
V.1.4 Descomposición las series del PIB y del empleo plazo a partir del filtro Hodrick-Prescott y Beveridge-Nelson	78
V.1.5. Prueba inicial de relación PIB-empleo	81
V.1.6. Estimación Modelo de regresión lineal simple	83

V.1.7. Prueba de raíces unitarias: Test de Dickey–Fuller aumentado (ADF)	86
V.1.8. Prueba de estacionariedad en primeras diferencias	87
5.1.9. Prueba de estacionariedad para las brechas del PIB y del empleo	88
V.1.10. Prueba de estacionariedad para serie del PIB y de la Ocupación sin diferencias	89
V.1.11. Prueba de estacionariedad para serie del PIB y de la Ocupación en primeras diferencias con constante y tendencia	91
V.1.12. Prueba de estacionariedad para serie del PIB con constante y sin tendencia	92
V.1.13. Prueba de estacionariedad para serie de la Ocupación sin constante y sin tendencia	93
V.1.14. Prueba de estacionariedad para brechas del PIB y la Ocupación con tendencia y constante	94
V.1.15. Prueba de estacionariedad para serie del Gap (PIB) y Gap (Ocu) sin tendencia y sin constante	95
V.1.17. Análisis de cambio estructural en la brecha de ocupación	102
V.1.18. Selección del modelo ARIMA final	107
V.1.19. Modelo ARIMA (3,0,0) con variables exógenas y quiebres estructurales	108
V.1.20. Diagnóstico de autocorrelación de los residuos	110
V.2. Curva de Phillips	112
V.2.1. Tasa de desocupación	114
V.2.2. IPC	117
V.2.3. Tasa de Inflación	119
V.2.4. Desocupación e Inflación	121
V.2.5. Modelo 1A: Estimación básica de la Curva de Phillips	130
V.2.6. Resultados del Modelo 1A (Curva de Phillips original)	135
V.2.7. Modelo 1B	137
V.2.8. IMACEC	138
V.2.9. IMACEC e inflación	141
V.2.10. Curva de Phillips modelo 1B	143
V.2.11. Análisis del Modelo 1B	147
V.2.12. Modelo 2A: Curva de Phillips Aumentada con Brecha de Desocupación	148
V.2.13. Brecha de la Desocupación	149
V.2.14. Inflación diferenciada	150
V.2.15. Diagnóstico del Modelo 2A: Evaluación de supuestos estadísticos	152

V.2.16. Análisis del Modelo 2A	155
V.2.17. Modelo 2B	157
V.2.18. IMACEC	158
V.2.19. Brecha del Producto	166
V.2.20. Resultados del Modelo 2B: Curva de Phillips Aumentada con Brecha del Producto	169
V.2.21. Análisis del Modelo 2B	174
V.2.22. Análisis comparativo de los Modelos 1A y 2A	176
V.2.23. Análisis comparativo de los Modelos 1B y 2B	177
V.2.24. Curva de Phillips	179
Capítulo VI: Discusión de Resultados	181
Capítulo VII: Conclusiones y Recomendaciones	185
VII.1. Conclusiones	185
VII.2. Recomendaciones	187
VII.2.1. Políticas de Empleo	187
VII.2.2. Programación Financiera y Fiscal	188
VII.2.3. Estabilidad Macroeconómica y Política Monetaria	188
Referencias	190
Capítulo VII: Anexos	200
VII.1. Anexo 1. Tasas de crecimiento trimestral y anual del PIB real de Chile, 2010–2024	200
VII.2. Anexo 2. Tasa de ocupación	202
VII.3. Anexo 3. Tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación, 2010–2024	203
VII.4. Anexo 4. Brecha del Producto	205

Lista de Tablas

1. Variables para la estimación de la ley de Okun	70
2. PIB volumen encadenado a precios del año anterior (Base 2018)	71
3. Tasa de ocupación trimestral de Chile, 2010–2024 (%)	74
4. Resultados de la estimación de la Ley de Okun (MCO).....	84
5. Resultados test ADF PIB y Ocupación en logaritmos.....	86
6. Resultados del Test ADF en primeras diferencias.....	88
7. Resultados del Test ADF brechas del PIB y empleo.....	89
8. Componentes Deterministas del Modelo ADF para PIB y Ocupación en logaritmos.....	90
9. Resultados prueba ADF en primeras diferencias con constante y tendencia	91
10. Resultados del test ADF para el PIB con constante.....	92
11. Resultados del test ADF para la Ocupación (sin constante y sin tendencia).....	93
12. Resultados del test ADF para las brechas del PIB y Ocupación con constante y tendencia.....	94
13. Prueba ADF para brechas del PIB y Ocupación	95
14. Resultados del modelo dinámico entre $gao(ocu)$ y $gap(pib)$ con un retardo.....	100
15. Criterios BIC y RSS para la identificación de quiebres estructurales en el ciclo del empleo ($GAP(OCU)$)	103
16. Valores del criterio de información Akaike (AIC)	107
17. Resultados del Modelo ARIMA (3,0,0) con variables exógenas y quiebres estructurales (D1, D2).....	109
18. Variables utilizadas en la estimación de la Curva de Phillips	113
19. Tasa desocupación ajustada estacionalmente.	114
20. Tasa desocupación ajustada estacionalmente extendida	116
21. IPC General histórico, variación mensual.....	118
22. IPC General, variación mismo período año anterior	120
23. Resultados Modelo 1A	135
24. IMACEC desestacionalizado (índice base 2018 = 100) 2009-2024	138
25. IMACEC, contribución mensual desestacionalizada (%), 2013–2024.	139
26. Resultados del Modelo 1B	147
27. Resultados del Modelo 2A	156
28. Imacec, volumen a precios del año anterior encadenado, series empalmadas (promedio 2018=100)	158
29. Prueba Raíz Unitaria ADF para el IMACEC desestacionalizado	161
30. Resumen estadístico de la brecha del producto.....	166
31. Resultados del Modelo 2B	170
A1 1. Tasa de crecimiento trimestral y anual del PIB real de Chile	200
A1 2. Tasa de ocupación (trimestres móviles, 2010–2024)	202
A1 3. Tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación.....	203
A1 4. Brecha del Producto.....	205

Lista de Figuras

Figura 1. PIB volumen encadenado (Base 2018), 2010–2024	73
Figura 2. Tasa de ocupación (Censo 2017).....	76
Figura 3. Relación entre la variación trimestral del PIB y la tasa de ocupación, 2010–2024	77
Figura 4. Descomposición del PIB: filtros de Hodrick–Prescott y Beveridge–Nelson, 2010–2024	79
Figura 5. Descomposición de la tasa de ocupación: filtros de Hodrick–Prescott y Beveridge–Nelson, 2010–2024	80
Figura 6. Evolución del PIB y la tasa de ocupación en logaritmos (2010–2024).	82
Figura 7. Análisis de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos del modelo de regresión entre brecha del PIB y brecha del empleo	85
Figura 8. Diagnóstico de residuos del modelo sin retardos (AIC = -430.6846).....	99
Figura 9. Diagnóstico de residuos del modelo con retardos (AIC = -424.7877).....	102
Figura 10. Puntos de quiebre estructural	104
Figura 11. Residuos del modelo ARIMA automático con quiebres estructurales	106
Figura 12. Test de autocorrelación	111
Figura 13. Tasa de desocupación mensual 2010-2024.	117
Figura 14. Variación mensual del IPC 2010-2024.....	119
Figura 15. IPC General: variación del mismo período del año anterior (2010–2024).....	120
Figura 16. Evolución de la tasa mensual de Desocupación e inflación en Chile, 2010–2024	122
Figura 17. Descomposición aditiva de la serie de la tasa de desocupación mensual, 2010–2024	124
Figura 18. Serie temporal en logaritmos de la tasa de desocupación mensual, 2010–2024	125
Figura 19. Serie de la tasa de desocupación logarítmica con un rezago (2010–2024).....	126
Figura 20. Serie temporal en logaritmos de la inflación mensual (2010–2024)	127
Figura 21. Inflación en logaritmos diferenciada con 12 rezagos (2010–2024).....	128
Figura 22. Comparación desocupación e Inflación Chile 2010-2024	129
Figura 23. Residuos versus valores ajustados del Modelo 1A (Phillips original, 2010–2024)	131
Figura 24. Gráfico Q-Q Modelo 1A	132
Figura 25. Gráfico Scale–Location del Modelo 1A (Phillips original, 2010–2024)	133
Figura 26. Residuos estandarizados versus leverage con distancia de Cook (Modelo 1A, Phillips original, 2010–2024)	134
Figura 27. IMACEC: tasa de variación mensual desestacionalizada (2010–2024).	140
Figura 28. Comparación de IMACEC e inflación (2010–2024)	142
Figura 29. Phillips Original IMACEC–Inflación: Residuos vs. Valores Ajustados Modelo 1B	143
Figura 30. Phillips Original IMACEC–Inflación: Q–Q Plot de Residuos Estandarizados Modelo 1B	144
Figura 31. Phillips Original IMACEC–Inflación: Gráfico Scale–Location.....	145

Figura 32. Residuals vs Leverage Modelo 1B	146
Figura 33. Brecha de desocupación 2010-2024	150
Figura 34. Inflación y brecha de desocupación 2010-2024.....	151
Figura 35. Residuals vs Fitted Modelo 2A.....	152
Figura 36. Q-Q Residuals Modelo 2A.....	153
Figura 37. Scale Location Modelo 2A	154
Figura 38. Residuals vs Leverage Modelo 2A	155
Figura 39. IMACEC serie observada 2010–2024	159
Figura 40. IMACEC serie original y desestacionalizada por ARIMA X-13 SEATS	160
Figura 41. Desestacionalización IMACEC con X-13 ARIMA-SEATS (2010–2024)	162
Figura 42. Filtro de Hodrick y Prescott aplicado al IMACEC ($\lambda = 1600$)	164
Figura 43. Evolución del producto desestacionalizado y filtro HP	165
Figura 44. Inflación mensual anualizada y brecha del producto	168
Figura 45. Brecha del Producto y variación de la inflación diferenciada	169
Figura 46. Residuals vs Fitted Modelo 2B	171
Figura 47. Q-Q del Modelo 2B	172
Figura 48. Scale-Location Modelo 2B	173
Figura 49. Phillips Aumentada- Residuos vs Leverage (Distancia de Cook) Modelo 2B	174
Figura 50. Comparación resultados modelo 1A y 2A	176
Figura 51. Comparación resultados modelo 1B y 2B	178
Figura 52. Recomendaciones de Política Económica.....	189

Capítulo I: Presentación del Problema de Investigación

En este capítulo se establecen las **bases de la investigación mediante la presentación del contexto en que se enmarca, los objetivos que orientan la comprobación empírica de la hipótesis y la relevancia que tiene este estudio para la Administración Pública chilena**. A partir de un enfoque cuantitativo explicativo longitudinal, esta investigación busca analizar las relaciones entre crecimiento económico y empleo, así como entre inflación y desempleo para el periodo 2010-2024. Todo ello en un contexto marcado por desafíos económicos e incertidumbre internacional, con el propósito de aportar a fortalecer la capacidad de planificación macroeconómica de las políticas públicas.

I.1. Introducción

La trayectoria de la economía chilena entre 2010 y 2024 se caracteriza por una secuencia de ciclos de expansión y ajuste, interrumpidos por shocks excepcionales: el terremoto de 2010, el fin del "súper ciclo" de *commodities*, el estallido social y la pandemia global. Estos eventos se enmarcaron en un régimen de política macroeconómica orientado a la estabilidad de precios y la sostenibilidad fiscal (Banco Central de Chile, 2024a).

En el primer tramo del periodo (2010-2013), la economía operó en un contexto de **fuerte recuperación tras la crisis financiera global y el terremoto del 27 de febrero de 2010**. El Producto Interno Bruto (PIB) registró una tasa de crecimiento en torno al 5% y 6% anual, apoyado por la reconstrucción, el elevado precio del cobre y una inversión dinámica, especialmente en minería y construcción. (World Bank, 2024; Banco Central de Chile, 2013)

Esta expansión de la demanda y el empleo redujo las holguras de capacidad heredadas de la recesión de 2009, permitiendo al Banco Central normalizar la Tasa de Política Monetaria (TPM) desde un mínimo de 0,5%, observado en 2009-2010, hacia niveles neutrales en torno al 5%. Simultáneamente, la inflación se mantuvo cerca de la meta del 3%, con episodios acotados de desviaciones transitorias. (Banco Central de Chile, 2012; Banco Central de Chile, 2013)

A partir de 2014, se observa un cambio estructural: el fin del ciclo de materias primas, la moderación del crecimiento de la economía china y el agotamiento de impulsos internos dieron paso a una menor expansión (Banco Central de Chile, 2014).

El PIB creció alrededor de 1,9% en 2014, muy por debajo del promedio inicial de la década que se ubicaba en 5,5% en 2012 y 4,2% en 2013 (Banco Central de Chile, 2015).

La desaceleración se concentró particularmente en la formación bruta de capital fijo, sobre todo en construcción y proyectos no mineros, mientras que el consumo privado se mantuvo creciendo a tasas moderadas (Banco Central de Chile, 2015).

La inflación osciló en torno a la meta, pero con episodios de desviación asociados principalmente a movimientos del tipo de cambio. En 2014-2016, la depreciación del peso, ligada al deterioro de los términos de intercambio y a la expectativa de normalización monetaria en Estados Unidos, llevó la inflación total por encima de 4% por algunos trimestres, aunque la desaceleración de la actividad y la política monetaria aún expansiva limitaron su persistencia. Los Informes de Política Monetaria destacan que, pese a la caída del crecimiento, el mercado laboral se mostró relativamente resiliente: la tasa de desempleo se mantuvo en torno a 6-7%, apoyada por ajustes vía productividad y salarios reales (Banco Central de Chile, 2015; Banco Central de Chile, 2016.).

A mediados de la década irrumpen cambios estructurales relevantes en el mercado laboral, en particular el fuerte aumento de la inmigración desde 2015 en adelante. El Banco Central estimó que entre 2015 y 2019 ingresaron cerca de 865 mil personas, con tasas de participación laboral significativamente más altas que las de la población chilena. Esta expansión de la oferta de trabajo contribuyó a contener las presiones salariales y, por esa vía, a reducir la inflación subyacente, aun cuando la actividad estaba cerrando brechas de capacidad (Banco Central de Chile, 2019a).

Hacia el final de la década de 2010, la economía transitaba por una fase de crecimiento moderado, pero relativamente estable, el PIB aumentó 4% en 2018 y en torno a 1% en 2019. (Banco Central de Chile, 2019b). Es en este contexto cuando el estallido social de octubre de 2019 alteró drásticamente el panorama.

Según el Informe de Política Monetaria de diciembre de ese año, tras un tercer trimestre en línea con lo previsto, el cuarto trimestre registró una contracción cercana a 2,5% anual, con caídas especialmente marcadas en comercio, manufactura y servicios, y un fuerte deterioro de la confianza de hogares y empresas. El Banco Central advirtió que, de no mediar

una rápida reducción de la incertidumbre, el desempleo podría superar 10% a inicios de 2020. (Banco Central de Chile, 2019c).

Cuando la economía aún procesaba las consecuencias del shock social, la pandemia de Covid-19 provocó la recesión más profunda desde la década de 1980. En 2020, el PIB cayó 6,1% y el mercado laboral sufrió una destrucción masiva de empleo, especialmente en servicios con alta interacción presencial, comercio minorista y construcción (Banco de Chile, 2021). Al mismo tiempo, el shock externo redujo el comercio mundial y el precio del cobre durante los primeros meses, mientras que el distanciamiento social paralizó sectores completos de servicios. El Banco Central respondió con un recorte acumulado de 125 puntos base en la Tasa de Política Monetaria, hasta el mínimo técnico de 0,5%, y un conjunto amplio de medidas no convencionales de liquidez, incluidas facilidades condicionadas al crédito bancario (FCIC) y compras de bonos bancarios, con el objetivo de evitar una crisis financiera y preservar el flujo de crédito hacia hogares y empresas (Banco de Chile, 2020a).

La combinación de una política monetaria ultra expansiva, un estímulo fiscal sin precedentes, el déficit efectivo que superó 8% del PIB en 2021, y retiros masivos de ahorros previsionales dio pie a una recuperación extremadamente rápida del gasto interno en 2021, con un crecimiento del PIB cercano a 11,7% ese año (Dipres, 2021; AAFM, 2023). El impulso se concentró en el consumo privado, especialmente de bienes durables, y en la inversión en maquinaria y equipos, lo que llevó el PIB muy por encima de su tendencia y amplió significativamente la brecha de actividad.

Este exceso de gasto fue el principal determinante del ciclo inflacionario 2021-2022. En un contexto de disrupciones en cadenas globales de suministro y alzas en los precios internacionales de energía y alimentos, la demanda interna excepcionalmente alta se tradujo en un aumento rápido y generalizado de los precios. La inflación anual del IPC pasó de niveles cercanos a la meta en 2020-inicios de 2021 a un máximo de 14,1% en agosto de 2022, el registro más alto desde comienzos de los años noventa. La inflación subyacente, excluyendo alimentos y energía, también superó 10% en varios meses, lo que evidenciaba presiones inflacionarias de origen interno, particularmente en bienes y servicios no regulados (Banco Central de Chile, 2023a).

Frente a este escenario, el Banco Central implementó uno de los ciclos de ajuste más agresivos de su historia: la TPM pasó desde 0,5% en julio de 2021 a 11,25% en octubre de 2022, manteniéndose en ese nivel hasta mediados de 2023 (Banco Central de Chile, 2023; FMI, 2023). El objetivo era contener las expectativas de inflación y asegurar la convergencia hacia 3% en el horizonte de dos años, aun a costa de un período de crecimiento por debajo del potencial. En paralelo, la política fiscal inició un proceso de consolidación relativamente rápido tras el enorme impulso de 2020-2021, reduciendo el gasto público y el déficit efectivo, lo que contribuyó a corregir los desequilibrios macroeconómicos acumulados.

El ajuste de la demanda interna se hizo evidente desde fines de 2021: el consumo durable y la actividad del comercio comenzaron a caer, la inversión se moderó y el PIB creció apenas 2,2-2,4% en 2022, tras el rebote excepcional de 2021 (Banco Central de Chile, 2022a). Durante 2023, la economía prácticamente se estancó, con un crecimiento en torno a 0,5% y una corrección significativa del déficit de cuenta corriente, en buena medida por la contracción del gasto privado y la normalización de las importaciones. El mercado laboral mostró una recuperación parcial, pero con tasas de desempleo aún elevadas respecto de los promedios históricos y heterogeneidades importantes entre sectores y grupos de trabajadores, particularmente mujeres y jóvenes (Banco Central de Chile, 2024a; OECD, 2025; World Bank, 2024)

En el plano inflacionario, el endurecimiento monetario y la corrección del gasto comenzaron a surtir efecto a partir de 2023. La inflación anual descendió desde el máximo de 14,1% hasta niveles cercanos a 5% a mediados de 2023, y a alrededor de 4-4,5% (Banco Central de Chile, 2024a). El proceso de desinflación fue más rápido en bienes transables, favorecido por la normalización de costos globales y la desaceleración de la demanda, que, en servicios, donde la indexación y un mercado laboral aún relativamente estrecho mantuvieron mayor inercia, tal como subrayan los IPoM de 2023-2024. La desinflación fue más rápida en bienes transables, favorecida por la normalización de costos globales y la desaceleración de la demanda, mientras que en servicios persistió mayor inercia (Banco Central de Chile, 2023b).

Hacia 2024, la economía chilena parecía haber dejado atrás los desequilibrios más marcados. El PIB creció en torno a 2,6%, tras un 2023 débil, por un mejor desempeño de

sectores exportadores, agroindustria, minería, turismo, y una gradual recuperación del consumo y la inversión, aún con importantes diferencias entre minería y el resto de la economía. La inflación se acercaba a la meta del Banco Central en torno a 3%, aunque todavía con episodios de volatilidad asociados a los precios de la energía y a ajustes tarifarios rezagados desde 2019 (Banco Central de Chile, 2025a).

En perspectiva, el período 2010-2024 muestra que Chile consigue preservar, en general, un marco macroeconómico sólido y una política monetaria orientada a la estabilidad de precios, capaz de reaccionar con flexibilidad frente a shocks muy distintos. Sin embargo, también evidencia una tendencia a la baja en el crecimiento potencial, desde tasas del orden de 4-5% a comienzos de la década hacia cifras cercanas a 2-3% al final, vinculada a problemas estructurales de productividad, inversión no minera insuficiente, envejecimiento demográfico y persistentes brechas de desigualdad (Banco Central de Chile, 2022b; OECD, 2025).

Durante 2024 y 2025, la economía chilena continúa enfrentando un escenario de elevada incertidumbre, influido tanto por factores externos como internos. En el ámbito internacional, las presiones inflacionarias persistentes en Estados Unidos y la postergación del ciclo de recortes de tasas redujeron el diferencial de tasas con Chile, depreciando el peso y presionando los precios internos (Banco Central de Chile, 2025b). Asimismo, episodios de tensión geopolítica elevaron transitoriamente los precios del petróleo y los costos del transporte global, afectando el costo de vida local (Banco Central de Chile, 2025b). A ello se sumó el resurgimiento de medidas proteccionistas en grandes economías, que generaron distorsiones temporales en flujos comerciales, según el Informe de Política Monetaria de septiembre de 2025 (Banco Central de Chile, 2025c).

En el ámbito interno, aunque la economía ha mostrado una recuperación gradual desde la fuerte contracción de 2023, los riesgos continúan siendo relevantes. La inflación subyacente se ha mantenido por sobre lo esperado debido a presiones salariales más elevadas, un tipo de cambio depreciado y un dinamismo del gasto interno mayor al previsto, especialmente en inversión en maquinaria y equipos y en consumo de bienes transables (Banco Central de Chile, 2025c). A esto se suma un déficit de cuenta corriente que volvió a ampliarse hasta 2,2% del PIB en el segundo trimestre de 2025, impulsado por un aumento de

las importaciones y una desaceleración reciente de las exportaciones, factores que podrían acotar el espacio de ajuste macroeconómico en caso de nuevos shocks (Banco Central, 2025c). Asimismo, el mercado laboral continúa mostrando señales mixtas: mientras las remuneraciones reales han crecido con fuerza, la creación de empleo sigue siendo limitada, un fenómeno que el Banco Central asocia a la persistencia de holguras acotadas y a una recuperación incompleta en sectores rezagados.

En este contexto, las expectativas de inflación a dos años, aunque aún ancladas en torno al 3%, muestran cierta sensibilidad a shocks externos y a medidas internas, como ajustes tarifarios pendientes y alzas en precios regulados de electricidad y combustibles. Estos elementos han llevado al Banco Central a mantener una postura de cautela en el proceso de reducción de la Tasa de Política Monetaria, enfatizando que persisten riesgos inflacionarios relevantes que podrían requerir ajustes más graduales o incluso interrupciones temporales en la trayectoria de política monetaria (Banco Central de Chile, 2025c).

I.2. Problema de investigación

Durante el periodo 2010-2024 ha enfrentado importantes desafíos económicos derivados de crisis externas e internas, tales como la crisis financiera de 2009, la desaceleración posterior y la pandemia del COVID-19. Estos eventos han afectado negativamente el mercado laboral, reflejándose en un aumento sostenido de la tasa de desocupación, que alcanzó un peak del 13,1% en julio de 2020 (Banco Central de Chile, 2024) y se ubicó en 8,9% en el trimestre marzo-mayo de 2025 (INE, 2025). Paralelamente, la inflación ha mostrado variaciones significativas, llegando a niveles por sobre el objetivo del Banco Central, con una tasa anual del 4,1% a junio de 2025 (INE, 2025).

A ello se suma un escenario de creciente **incertidumbre internacional**, marcado por la persistencia de presiones inflacionarias globales, tensiones geopolíticas y una mayor volatilidad financiera. En particular, la postergación de los recortes de tasas por parte de la Reserva Federal de Estados Unidos y la desaceleración más lenta de la inflación mundial han reducido el diferencial de tasas entre Chile y las economías avanzadas, generando dinámicas de depreciación sobre el tipo de cambio y, con ello, efectos inflacionarios sobre

bienes transables (Banco Central de Chile, 2024; Banco Central de Chile, 2025). Asimismo, las tensiones derivadas del conflicto en Medio Oriente han impulsado al alza los precios del petróleo y los costos de transporte, afectando el costo de vida interno. A este contexto se agrega el resurgimiento de políticas proteccionistas, como los aranceles implementados en Estados Unidos, cuyas repercusiones sobre el comercio internacional y la actividad económica global aún son inciertas y podrían intensificarse en los próximos trimestres (Banco Central de Chile, 2025). Estas condiciones externas, altamente volátiles, incrementan la exposición de economías abiertas como la chilena a shocks de oferta, variaciones abruptas en el tipo de cambio y fluctuaciones en la demanda externa, complejizando la lectura del ciclo económico y los mecanismos tradicionales de transmisión macroeconómica.

En este escenario, **persiste la incertidumbre respecto a cómo interactúan los principales agregados macroeconómicos: crecimiento económico, inflación y desempleo, y si las relaciones teóricas planteadas por la Ley de Okun (Okun, 1962) y la Curva de Phillips (Phillips, 1958) mantienen validez empírica para explicar el comportamiento del desempleo en la economía chilena reciente.** La Ley de Okun, en su formulación clásica, establece una relación negativa entre el crecimiento del PIB y el desempleo; no obstante, versiones alternativas del modelo, como la utilizada en esta investigación, emplean la tasa de empleo como indicador laboral para capturar de manera más precisa las variaciones del ciclo económico. Por su parte, la Curva de Phillips plantea una relación inversa entre inflación y desempleo. Sin embargo, estos modelos, desarrollados en contextos económicos diferentes, deben ser evaluados empíricamente en función de la realidad chilena contemporánea.

Si bien existen estudios internacionales que han reevaluado la validez de la Ley de Okun y de la Curva de Phillips en distintos contextos (Ball et al., 2013; Blanchard, 2016), y existen algunos trabajos regionales en América Latina (Pizzo, 2023; Briceño et al., 2016), **la literatura aplicada a Chile sigue siendo limitada** (Pruneda et al., 2024; Medel, 2015), lo que evidencia una brecha en el conocimiento que este estudio busca abordar. Esta escasez de estudios actualizados pone de manifiesto una brecha de conocimiento respecto del comportamiento reciente del mercado laboral chileno y su interacción con el ciclo

económico y la dinámica inflacionaria. En consecuencia, surge la necesidad de evaluar empíricamente la validez de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en el periodo 2010–2024.

I.3. Pregunta de investigación

Así, la presente investigación busca dar respuesta a la siguiente pregunta de investigación: **¿Se cumplen las relaciones formuladas en Ley de Okun y la Curva de Phillips en la economía chilena durante el periodo 2010–2024, considerando la relación entre el crecimiento económico y el empleo, así como entre la inflación y el desempleo?**

I.4. Hipótesis

A continuación, se formulan las hipótesis que guiarán el análisis econométrico del presente trabajo de investigación.

I.4.1. Hipótesis General

La hipótesis plantea que, en la economía chilena durante el periodo 2010-2024, **se cumple la relación directa entre el crecimiento económico y la tasa de empleo propuesta por la Ley de Okun, así como la relación inversa entre inflación y desempleo planteada por la Curva de Phillips.**

I.4.2. Hipótesis Específicas

H_1 : El crecimiento económico tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el empleo en Chile en el periodo 2010-2024.

H_2 : La inflación tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el desempleo en Chile en el periodo 2010-2024.

I.5. Objetivos

La presente sección expone los objetivos que orientan el desarrollo de la investigación, constituyendo la guía central para el análisis teórico y econométrico del estudio.

I.5.1. Objetivo General

El objetivo general de esta investigación es **“Determinar la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en Chile durante el período 2010-2024, mediante el análisis de la relación entre crecimiento económico y empleo, así como entre inflación y desempleo”**.

I.5.2. Objetivos Específicos

De manera específica, se busca:

- (1) Estimar** la relación entre el crecimiento económico y la tasa de empleo mediante la versión de brechas de la Ley de Okun en Chile durante el periodo 2010–2024.
- (2) Analizar** la relación entre la inflación y la tasa de desempleo utilizando la Curva de Phillips para Chile en el periodo 2010-2024.
- (3) Interpretar** los resultados obtenidos de la estimación de la Ley de Okun y el análisis de la Curva de Phillips, para evaluar contextualmente las implicaciones sobre la política económica y el mercado laboral en Chile durante el período 2010–2024.

I.6. Justificación y aporte disciplinar de la investigación

En esta sección se fundamenta la relevancia teórica, empírica y práctica de la investigación, destacando la necesidad de actualizar el análisis de las relaciones macroeconómicas fundamentales en Chile para el periodo 2010-2024.

La conducción macroeconómica de un país requiere necesariamente de coherencia entre los instrumentos disponibles y los fines que la política económica busca alcanzar. La falta de armonización entre las herramientas fiscal y monetaria, o una asignación inadecuada de estas respecto de los objetivos macroeconómicos, puede derivar en desequilibrios posteriores que afectan directamente el crecimiento, la inflación y el empleo (DIPRES, 1978). En este sentido, **comprender la dinámica conjunta de los principales agregados macroeconómicos resulta fundamental para fortalecer la capacidad del Estado para mitigar ciclos recesivos, estabilizar precios y promover el bienestar social.**

En el caso chileno, la relevancia de esta problemática se acentúa debido a que **la economía nacional no es inmune a shocks externos**, como tensiones geopolíticas, cambios arancelarios, volatilidad financiera global o crisis sanitarias, ni a perturbaciones internas que afectan tanto la actividad como el mercado laboral. Tal como señala el Banco Central de Chile, estos fenómenos se transmiten mediante fluctuaciones en el tipo de cambio, el desempeño de los mercados financieros, la inflación y la confianza económica, configurando escenarios donde la acción pública debe calibrarse con precisión para evitar impactos adversos prolongados sobre el empleo y la producción (Banco Central de Chile, 2024).

En este contexto, **evaluar empíricamente la Ley de Okun y la Curva de Phillips para el periodo 2010-2024 es crucial para la Administración Pública**. Por una parte, la Ley de Okun constituye una herramienta que permite estimar cuánto debe crecer el PIB para reducir el desempleo en un punto porcentual, o cuánto producto se pierde cuando la desocupación aumenta. Cuando esta relación se debilita, se evidencia la existencia de “crecimiento sin empleo”, indicando problemas estructurales que requieren intervenciones desde el Ministerio del Trabajo, el Servicio Nacional de Capacitación y Empleo y otros organismos responsables de políticas laborales (Mutascu & Sokic, 2021; Subsecretaría del Trabajo, s.f.).

Por otra parte, la Curva de Phillips permite comprender el vínculo entre inflación y desempleo, relación central para el diseño de la política monetaria. Como subraya Samuelson y Nordhaus (2010), la reducción de la inflación implica costos significativos en términos de empleo, estimados en torno al 4% del PIB anual por cada punto de desinflación. Esta visión es consistente con la importancia que los bancos centrales otorgan a la Curva de Phillips como mecanismo para la proyección inflacionaria y para el retorno del producto a su senda de equilibrio luego de un shock (Gruen & Thompson, 2003; Black et al., 1994; Laxton et al., 1998). En Chile, este tipo de modelos forma parte fundamental del sistema de proyección del Banco, el cual opera principalmente con dos modelos estructurales que contienen la lógica de la Curva de Phillips (relación entre brechas de actividad e inflación): Modelo Semi-estructural de proyección (MSEP) y Extended Model for Analysis and Simulations (XMAS)

Asimismo, **la literatura económica resalta la necesidad de revisar empíricamente estas relaciones de manera continua, ya que el comportamiento de las variables**

macroeconómicas depende de la estructura de cada economía, sus shocks y su etapa de desarrollo (Atkeson & Ohanian, 2001). La evidencia reciente de países vecinos, como Argentina y Perú, muestra que eventos como la crisis internacional o la pandemia alteraron significativamente la dinámica del producto, la inflación y el empleo, modificando relaciones previamente estables (Alonso & Rivera, 2017).

La literatura aplicada a estas relaciones es relativamente escasa y no siempre consistente, lo cual profundiza la necesidad de generar nueva evidencia empírica actualizada (Medel, 2015; Pruneda et al., 2024). Esta carencia de evidencia sistemática **representa una limitante para el análisis de políticas públicas**, en particular para instituciones como el Ministerio de Hacienda, la Dirección de Presupuestos (DIPRES) y el Banco Central, que requieren información confiable para el diseño de políticas fiscales, monetarias y de empleo.

Desde una perspectiva de política pública, los resultados de este estudio adquieren especial relevancia al **fortalecer la capacidad de planificación macroeconómica del Estado, permitiendo identificar con precisión la sensibilidad del desempleo ante variaciones del producto y la inflación**. Esta evidencia entrega insumos cuantitativos esenciales para la gestión fiscal, aspecto crítico considerando que los ingresos públicos son altamente procíclicos y requieren proyecciones robustas para asegurar su sostenibilidad y eficiencia (INE, s.f.). Simultáneamente, la investigación apoya la conducción de la política monetaria al evaluar la persistencia del *trade-off* entre inflación y desempleo en la estructura económica actual, a la vez que proporciona información estratégica a las instituciones laborales para el diseño focalizado de programas de empleo, capacitación y protección social ante escenarios de desaceleración. En conjunto, estos aportes contribuyen a evaluar la estabilidad macroeconómica, un elemento indispensable para garantizar la asignación eficiente de recursos y la mitigación de los ciclos económicos (DIPRES, 1978).

Capítulo II: Estado del Arte

Desde la segunda mitad del siglo XX, la relación entre crecimiento económico, inflación y desempleo ha sido ampliamente estudiada en la teoría económica, especialmente a través de modelos como la Ley de Okun y la Curva de Phillips, que ofrecen explicaciones teóricas y empíricas sobre la dinámica del mercado laboral. En esta sección se revisan los principales aportes y hallazgos de la literatura reciente que abordan esta relación en distintos contextos.

II.1. Ley de Okun

La Ley de Okun postula **una relación negativa y estadísticamente significativa entre los cambios en la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento económico** (Okun, 1962). A pesar de su formulación inicial como una regularidad empírica para la economía de Estados Unidos, la vasta literatura de investigación ha explorado su validez, estabilidad y las posibles asimetrías de esta relación a lo largo de diferentes países, regiones y periodos de tiempo.

La evidencia empírica global tiende a confirmar la existencia de una relación entre el crecimiento y el desempleo, aunque con una marcada heterogeneidad en la magnitud y estabilidad del coeficiente de Okun.

Investigaciones en economías avanzadas han mostrado que la Ley de Okun generalmente se cumple, pero el coeficiente de Okun (β_o) varía sustancialmente entre países. Ball et al. (2017) documentan un rango de coeficientes desde -0.15 en Japón hasta -0.85 en España (con -0.45 para Estados Unidos) para el corto plazo, sugiriendo que las características de los mercados laborales son un factor determinante, sin una relación directa con la legislación de protección al empleo. A nivel regional, Tumanoska (2020) halló una relación estadísticamente significativa para el periodo 1991-2017 en dos grupos de países europeos (Sudeste de Europa y miembros de la Unión Europea), siendo esta relación más fuerte en los países de la Unión Europea.

El uso de metodologías avanzadas, como el análisis de wavelets, ha permitido explorar la naturaleza dinámica y no constante del coeficiente. Mutascu y Sokic (2021) y

Aguiar-Conraria et al. (2020), para el caso de Estados Unidos, concluyen que el coeficiente de Okun varía tanto a través del tiempo como de las frecuencias del ciclo económico.

Específicamente, la validez de la Ley se vuelve más evidente en períodos de turbulencia o alta volatilidad (Mutascu & Sokic, 2021). Esto sugiere que la respuesta del desempleo a los cambios en el producto puede ser asimétrica a lo largo del ciclo económico.

A nivel regional en España, Bande & Martín-Román (2018) estiman el modelo en su versión de brechas. Sus resultados son que todos los coeficientes son estadísticamente significativos y encuentran diferencias regionales significativas, tanto para el corto plazo como para el largo plazo.

Una línea de la literatura reemplaza la tasa de desempleo por la tasa de empleo o el ratio empleo/población, ampliando el análisis hacia dinámicas de creación de empleo más allá del margen intensivo del desempleo.

An et al. (2019), para una muestra amplia de economías en desarrollo, documentan que los cambios de régimen en el crecimiento y en el crecimiento del empleo son frecuentes, aunque no sincronizados. Los autores muestran que la Ley de Okun, interpretada como la correlación de corto plazo entre el producto y el mercado laboral, se cumple solo en alrededor de la mitad de los países analizados, y con una elevada heterogeneidad entre ellos. Esto subraya las diferencias estructurales propias de los mercados laborales de ingresos bajos y medios.

En economías avanzadas, Kitov y Kitov (2012) emplean una versión modificada de la Ley, modelando tanto la tasa de desempleo como la tasa empleo/población como funciones lineales del logaritmo del PIB real per cápita. Para países como Australia, Canadá, Francia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos, la relación presenta altos niveles de ajuste (R^2 entre 0.84 y 0.95), aunque con quiebres estructurales relevantes entre 1975 y 1995 atribuibles a cambios en procedimientos estadísticos y diferencias entre el deflactor del PIB y el índice de precios al consumidor. Sus resultados sugieren que la Ley de Okun puede ser formulada de manera robusta desde el empleo, siempre que se consideren posibles discontinuidades en la medición macroeconómica.

En América Latina, la aplicación de la Ley de Okun presenta resultados más diversos, reflejando las particularidades estructurales de sus mercados y economías.

La evidencia para Colombia y Uruguay apoya la Ley de Okun. Ramos-Veloza (2017) encontró que en Colombia un aumento del 1% del PIB reduce la tasa de desempleo en 0.45 puntos porcentuales con un rezago temporal de ocho trimestres. Porras-Arena (2020) confirmó la relación significativa para Uruguay en el periodo 1968-2018, independientemente del modelo (brechas o primeras diferencias).

En contraste, Garavito (2023) encontró un coeficiente de Okun bajo y asimétrico para Lima Metropolitana (Perú), atribuido a factores estructurales y cambios en la normativa laboral. Briceño et al. (2016) no encontraron evidencia que se ajustara al modelo para Ecuador en el periodo 1991-2014, sugiriendo que la curva de Okun podría ser una particularidad de algunos países desarrollados. Sin embargo, estudios más recientes para Ecuador, como los de Ontaneda Jimenez (2020) y Miranda y Amaguaña (2023), sí validan la relación en el largo plazo, con coeficientes que van de -2.06% a -2.09% (Ontaneda Jimenez, 2020) y obteniendo de resultados que un incremento en un punto porcentual en el producto real reduce la tasa de desempleo entre el 0.13% y 0.23% entre 2003-2019 y entre 0.17% y 0.21% considerando los datos de 2007-2019. (Miranda & Amaguaña, 2023). Loría y Salas (2022), mediante el modelo de brechas para México, encontraron la existencia de asimetrías significativas: el aumento del PIB solo reduce la brecha de desempleo si supera una tasa de -1.01%, pero esta brecha crece con caídas mayores.

La investigación sobre la Ley de Okun en Chile es aún limitada, pero los estudios recientes señalan su validez y la presencia de heterogeneidad regional y asimetrías.

Pruneda et al. (2024) validan la Ley de Okun a nivel nacional y para las 16 regiones del país en el periodo 2013–2023 utilizando el modelo de brechas. El coeficiente de Okun anual a nivel país se estimó en -0.77 (y -0.43 trimestralmente). Significando que cuando el PIB anual crece 1 punto porcentual por encima de su nivel anterior, la tasa de desempleo se reduce en 0,77 puntos porcentuales. La principal conclusión fue que se cumple la Ley de Okun para el periodo, ya sea en términos trimestrales o anual, sin embargo, las diferencias entre los resultados regionales evidencian la heterogeneidad estructural de estas. Señalando que esto advierte de la centralización de las políticas económicas en Chile y de la necesidad

de formular políticas públicas diferenciadas para que las regiones puedan despegar su potencial de crecimiento.

Navarro (2024), mediante modelos de umbral y de cambio de Markov para el periodo 1996-2019, reveló importantes asimetrías en el caso chileno. El desempleo responde con más fuerza a las recesiones que a las expansiones. Además, el desempleo femenino es más sensible a las recesiones que el masculino, y menos sensible a las recuperaciones. Estos resultados sugieren que las políticas de gestión de la demanda agregada son insuficientes por sí solas para el restablecimiento del empleo post-recesión, haciendo necesarias reformas estructurales para el mercado laboral y la participación de la mujer (Navarro, 2024).

La literatura existente para Chile es aún limitada. Si bien se cuenta con dos estudios recientes (Navarro, 2024; Pruneda et al., 2024), ninguno cubre de forma integral el periodo 2010–2024. Este intervalo es especialmente relevante, pues abarca la transición y recuperación tras dos choques exógenos mayores: los efectos rezagados de la Gran Recesión (cuyo impacto en las exportaciones chilenas fue significativo, según De Gregorio, 2009) y el ciclo completo de la pandemia de COVID-19.

Adicionalmente, la evidencia actual no considera la Ley de Okun modelada a partir de la tasa de empleo. Esta brecha empírica constituye una oportunidad clara para actualizar y profundizar el análisis en un periodo caracterizado por una alta volatilidad macroeconómica."

II.2. Curva de Phillips

La Curva de Phillips original, que postula una relación inversa entre la tasa de inflación y la tasa de desempleo (Phillips, 1958), ha sido un pilar en la macroeconomía. Sin embargo, la evidencia empírica reciente y regional sugiere que esta relación es ambigua y depende de múltiples factores contextuales, lo que ha impulsado el desarrollo de diferentes modelos

Uno de los debates centrales en la literatura moderna gira en torno a la aparente desaparición o debilitamiento de esta relación. Frente a la premisa de que la inflación se ha convertido en un proceso exógeno, independiente de la brecha del producto, McLeay y Tenreyro (2020) argumentan que la dificultad para identificar empíricamente la Curva de

Phillips no implica su inexistencia teórica. Los autores demuestran que, si la política monetaria es óptima y busca minimizar las pérdidas de bienestar, estimadas como la suma de las desviaciones de la inflación respecto a su objetivo y del producto respecto de su potencial; sujeto a una Curva de Phillips. El banco central ajustará la inflación para contrarrestar las brechas del producto. Esta endogeneidad genera una correlación negativa que oscurece la pendiente positiva estructural de la curva, un fenómeno de identificación que se verifica robustamente en los datos estadounidenses al corregir el sesgo de la política monetaria.

En cuanto a la magnitud de la pendiente, la evidencia desagregada ofrece nuevas perspectivas. Hazell et al. (2022), utilizando datos a nivel estatal en EE. UU. desde 1978, estiman que la pendiente de la Curva de Phillips es pequeña y se ha mantenido relativamente plana desde principios de los años ochenta. Sus hallazgos sugieren que la desinflación de esa década no se debió a una curva pronunciada, sino a un cambio en las expectativas de política monetaria a largo plazo. Esta visión es complementada por Eser et al. (2020) desde la perspectiva del Banco Central Europeo, quienes señalan que, a pesar de los desafíos en la estimación de parámetros estructurales, la absorción de la holgura económica y el anclaje firme de las expectativas de inflación siguen siendo determinantes cruciales para la estabilidad de precios.

No obstante, la aparente planitud de la curva convencional contrasta con los hallazgos basados en estructuras de costos. Gagliardone et al. (2025) proponen un enfoque ascendente (*bottom-up*) utilizando microdatos, encontrando que la Curva de Phillips basada en el coste marginal presenta una pendiente pronunciada. Los autores concilian esto con la literatura previa argumentando que la elasticidad del coste marginal respecto al producto es baja en periodos de inflación moderada, lo que explica las bajas estimaciones en los modelos basados en la brecha del producto.

En el ámbito específico del mercado laboral, Muto y Shintani (2020) ofrecen un análisis comparativo de la Curva de Phillips salarial neokeynesiana. Sus resultados indican que, aunque la curva se ha aplanado con el tiempo, la pendiente es significativamente más

pronunciada en Japón que en Estados Unidos, debido a una mayor frecuencia en los cambios salariales nominales en la economía japonesa, validando la utilidad de este marco para modelar la dinámica salarial agregada.

A nivel global, la dinámica post-pandemia ha reavivado el debate. Crump et al. (2024) documentan un aumento en la Tasa Natural de Desempleo (NAIRU) en el período pospandemia, analizando sus implicaciones para la inflación a través de la Curva de Phillips Neokeynesiana. Sus hallazgos indican que si bien el repunte inflacionario se explica principalmente por factores transitorios de oferta, las brechas de desempleo negativas (actuales y proyectadas) también han desempeñado un papel significativo. La desinflación observada entre 2022 y 2023 se atribuye a la expectativa de que la brecha de desempleo se cerraría mediante una disminución progresiva de la NAIRU y un aumento en la tasa de desempleo. En consecuencia, la convergencia hacia la estabilidad de precios a largo plazo está intrínsecamente ligada a las expectativas sobre la rigidez del mercado laboral.

En el contexto latinoamericano, la aplicación de la Curva de Phillips presenta resultados heterogéneos y, en ocasiones, contrarios a la predicción teórica original:

- **Ecuador:** Campoverde et al. (2016) estimaron la Curva de Phillips para el período 1991-2015 y encontraron una relación positiva entre inflación y desempleo, contraria a la teoría de Phillips (1958). Al incluir variables estructurales como el consumo, el gasto público y la masa monetaria, solo las dos primeras resultaron no significativas. Al hacer el cálculo también para Latinoamérica y el mundo, los autores concluyen que la relación original no aplica debido a datos atípicos y la dependencia de la relación con el contexto económico específico de cada país, recomendando un enfoque de controles directos para mantener la estabilidad de precios y un desempleo bajo. Más recientemente, Abad-Basantes et al. (2024) también analizaron la dinámica de estas variables, confirmando una relación significativa mediante regresión lineal y modelos ARIMA.
- **Perú:** Laurente Blanco (2025) examinó la formulación lag-aumentada de la Curva de Phillips Neokeynesiana para el período 2003-2022. Utilizando el Método Generalizado

de Momentos (GMM), los resultados revelaron que los parámetros no sufrieron cambios significativos, incluso después de la pandemia. Esto se atribuye a las políticas de control monetario implementadas por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para lograr la estabilidad de precios, junto con políticas de recuperación económica coordinadas con el gobierno.

- **Bolivia:** Mora Barrenechea (2021) estimó la pendiente de la Curva de Phillips para el período 1992-2019, empleando GMM con regresiones recursivas. El estudio encontró que la brecha del producto incide significativamente en la inflación a corto plazo, validando la Curva de Phillips en el contexto boliviano.
- **Argentina:** Bertholet et al. (2025) estimaron la Curva de Phillips tradicional utilizando modelos de vectores autorregresivos para el período 2003-2022 y concluyeron que un aumento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de desempleo conlleva una caída acumulada de la inflación trimestral de 7.5 pp. A su vez, un aumento de 1 pp en la tasa de inflación tiene un impacto negativo en el desempleo de 1 pp.
- **Chile:** Pincheira y Rubio (2010) analizaron la capacidad predictiva de cuatro modelos backward looking y concluyeron que esta capacidad es limitada, y el aporte de la componente de actividad es de tamaño moderado, a menudo no significativo y volátil. Medel (2015) estimó la Curva de Phillips híbrida neokeynesiana, hallando que el componente prospectivo es significativo y que el proceso de construcción de la brecha del producto es fundamental para la precisión predictiva. Las ganancias predictivas del modelo híbrido fueron sustanciales.

La revisión del Estado del Arte revela un campo de estudio dinámico pero con resultados heterogéneos, especialmente en el contexto latinoamericano y en el período reciente de alta volatilidad. Si bien la literatura ha avanzado en la adopción de formulaciones modernas como la Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC), existen vacíos metodológicos y contextuales que esta investigación se propone abordar.

Los estudios más relevantes en Chile sobre la Curva de Phillips se concentran en períodos anteriores a la última década. Por ejemplo, Medel (2015) centra su análisis en la validación de la Curva de Phillips Híbrida Neokeynesiana (CPHNK) con datos que preceden

a 2015, mientras que Pincheira y Rubio (2010) evalúan modelos backward looking con datos de una década aún más temprana.

La principal brecha temporal radica en la ausencia de un análisis riguroso que abarque el ciclo económico completo de 2010 a 2024. Este período incluye eventos macroeconómicos de naturaleza estructural y volatilidad sin precedentes en la historia reciente de Chile, tales como:

- La crisis social de 2019 y sus efectos en la incertidumbre económica.
- La pandemia de COVID-19, que generó *shocks* de oferta y demanda atípicos.
- El posterior ciclo de alta inflación (2021-2022) y el proceso de desinflación (2023-2024), periodos críticos para la estabilidad de los parámetros de la CP, en línea con el debate internacional sobre el aumento del NAIRU (Crump et al., 2024).

La extensión del análisis hasta 2024 permitirá evaluar si la relación entre actividad y precios se mantuvo estable o si, por el contrario, cambios estructurales modificaron la pendiente de la Curva de Phillips durante estos eventos.

Respecto a la metodología, la literatura chilena ha tendido a validar formulaciones avanzadas como la Curva de Phillips Híbrida Neokeynesiana (Medel, 2015), que incorpora simultáneamente componentes retrospectivos y prospectivos. No obstante, existe una brecha en el contraste directo sobre el poder explicativo y predictivo de los dos modelos fundamentales de la Curva de Phillips durante el mismo período volátil:

1. Curva de Phillips Clásica o Keynesiana Original: donde la inflación depende del nivel de actividad contemporáneo, representado aquí mediante la tasa de desocupación y, en una versión alternativa, por la variación del IMACEC como indicador del ciclo económico.
2. Una versión reducida de la Curva de Phillips Neokeynesiana: operacionalizada mediante la incorporación de la inflación diferenciada y la brecha del producto estimada mediante el filtro Hodrick–Prescott, lo cual aproxima el rol de la inercia y las expectativas de inflación, elementos centrales del marco Nueva Keynesiano.

Al calcular ambas formulaciones para el mismo período 2010-2024, la investigación puede determinar con claridad si la introducción de expectativas como variable explicativa

central (la base de la CPNK) añade un valor empírico significativo y estadísticamente robusto frente al modelo clásico en un ambiente de alta volatilidad inflacionaria. Esto aborda la preocupación de Pincheira y Rubio (2010) sobre el aporte *limitado* del componente de actividad, ofreciendo una perspectiva actualizada y comparativa.

La identificación de estas brechas posiciona a la investigación no solo como una actualización empírica del caso chileno, sino también como una contribución al debate internacional sobre la estabilidad y validez de la Curva de Phillips en economías sujetas a *shocks* no convencionales.

II.3. Investigaciones más importantes sobre estos temas Banco Central

El Banco Central de Chile (BCCh) ha desarrollado un cuerpo sistemático de investigaciones orientadas a comprender la evolución de los parámetros estructurales de la economía, la dinámica inflacionaria y los mecanismos a través de los cuales la política monetaria interactúa con el ciclo económico. Estas investigaciones son particularmente relevantes para el análisis conjunto de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en el período 2010–2024, dado que constituyen la base técnica sobre la cual el BCCh estima el producto potencial, evalúa holguras en el mercado laboral y proyecta la inflación.

En este ámbito, Aldunate et al. (2019) presentan una actualización integral de los parámetros estructurales de la economía chilena, motivada principalmente por la revisión de las proyecciones demográficas del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) que incorporan el significativo incremento de la inmigración desde 2015. Según los autores, este shock demográfico posee características cercanas a la permanencia y altera en forma sustantiva la trayectoria tendencial del factor trabajo. La minuta documenta cómo este cambio requiere reevaluar el crecimiento potencial, la productividad de largo plazo y las condiciones de equilibrio macroeconómico. El estudio concluye que el crecimiento tendencial del PIB no minero para la década siguiente aumenta a **3,5 % anual en promedio**, con mayor dinamismo en la primera mitad del período debido a la mayor incorporación de población inmigrante; mientras que para el horizonte 2019–2050 se proyecta un crecimiento tendencial promedio de **2,9 %**. Para el PIB total, el crecimiento tendencial estimado para 2019–2028 asciende a **3,4 %**, superando en 0,3 puntos porcentuales la estimación realizada en 2017.

Desde el punto de vista metodológico, Aldunate et al. (2019) emplean un **filtro trivariado** que integra explícitamente una ecuación IS para la brecha de actividad y una **Curva de Phillips** para modelar la dinámica inflacionaria, mientras que el crecimiento potencial sigue un proceso estocástico de paseo aleatorio. Este enfoque multivariado, fundamentado en Bullano et al. (2018), permite obtener estimaciones coherentes de producto potencial, brechas cíclicas y tasa de interés real de equilibrio, reafirmando que las relaciones estructurales entre actividad, inflación y brecha de capacidad operan como insumos centrales en la toma de decisiones del BCCh (Aldunate et al., 2019).

Por su parte, el documento **“Uso de modelos macroeconómicos en el Banco Central de Chile”** profundiza en la función que cumplen los modelos estructurales y semiestructurales en el proceso de análisis y proyección macroeconómica del BCCh (Banco Central de Chile, 2020b). Allí se destaca que, bajo el régimen de metas de inflación, los modelos cumplen tres roles principales: organizar conceptualmente el análisis de los mecanismos de transmisión de política monetaria; estructurar proyecciones cuantitativas que orientan decisiones presentes basadas en escenarios futuros; y evaluar el impacto de shocks y movimientos de política en la actividad y la inflación. El documento subraya que, debido a los rezagos con que opera la política monetaria, el BCCh trabaja esencialmente con **metas de inflación proyectada**, lo que refuerza la importancia de contar con modelos capaces de describir adecuadamente la interacción entre la Curva de Phillips, la brecha de producto y los canales de transmisión.

En relación con la inflación, la separata **“Dinámicas y determinantes de la inflación en Chile”** sintetiza la evidencia empírica acumulada por el Banco Central y la literatura aplicada para analizar la evolución de los precios, sus determinantes de corto y mediano plazo y el papel de las expectativas en el marco de política monetaria (Banco Central de Chile, 2020c). El documento confirma la relevancia empírica de la **Curva de Phillips** como herramienta para modelar la inflación en Chile, pese a las dificultades metodológicas que presentan sus estimaciones en otros países. Se argumenta que las rigideces nominales de precios, evidenciadas mediante microdatos, permiten que la política monetaria tenga efectos reales en el corto plazo y que la Curva de Phillips continúe siendo un marco robusto para interpretar la influencia conjunta de la actividad económica, el sector externo y las

expectativas sobre la inflación. Asimismo, se destaca que alrededor de la mitad de la varianza de la inflación chilena en las últimas décadas se explica por factores externos, reforzando la necesidad de un régimen flexible que permita absorber shocks sin comprometer la estabilidad de precios.

El documento también enfatiza el rol central de las **expectativas de inflación**, las que han permanecido ancladas en torno a la meta del 3 % durante las últimas dos décadas, contribuyendo a la efectividad de la política monetaria y a un traspaso cambiario reducido en comparación internacional. Esta estabilidad en las expectativas, junto con un marco de política macroeconómica creíble, ha permitido al BCCh implementar una política monetaria contracíclica eficaz frente a shocks externos o variaciones en los términos de intercambio (Banco Central de Chile, 2020c).

En síntesis, las investigaciones del Banco Central de Chile muestran que tanto la Curva de Phillips como la Ley de Okun se encuentran integradas en los modelos que sostienen el diagnóstico macroeconómico y las proyecciones oficiales. Esto refuerza la pertinencia de analizarlas en conjunto para comprender la interacción entre política económica, actividad y mercado laboral en Chile durante el período 2010–2024.

Capítulo III: Marco Teórico

En esta sección se presenta el sustento teórico y conceptual que servirá de base para la investigación, revisando los principales enfoques, modelos y antecedentes que permiten comprender y analizar las relaciones entre crecimiento económico, inflación y desempleo en el contexto chileno.

III.1. Inflación

La inflación es uno de los conceptos centrales en macroeconomía y adquiere especial relevancia cuando se analizan relaciones empíricas como la Curva de Phillips. En términos generales, la inflación se define como el aumento sostenido del nivel general de precios de bienes y servicios de una economía a lo largo del tiempo. Esta alza sostenida implica una pérdida del poder adquisitivo de la moneda, constituyéndose como un fenómeno de naturaleza fundamentalmente nominal (Banco Central de Chile, 2020c).

La inflación debe distinguirse de los cambios en precios relativos, que corresponden a variaciones específicas entre bienes y no implican necesariamente un proceso inflacionario generalizado; por ejemplo, ajustes de precios ocasionados por innovaciones tecnológicas, shocks sectoriales o fluctuaciones estacionales (Banco Central de Chile, 2020c).

III.1.1. Teorías de la Inflación

Existen diversas corrientes de pensamiento que intentan explicar el origen y la dinámica de la inflación.

Históricamente, la **Teoría Cuantitativa del Dinero** ha sido una de las doctrinas más influyentes, sostiene que **las variaciones en el nivel general de precios se explican principalmente por cambios en la cantidad de dinero en circulación**. Clásicos como David Hume y David Ricardo desarrollaron los primeros análisis dinámicos sobre cómo los incrementos monetarios afectan precios y cantidades, mientras que Irving Fisher formalizó la teoría mediante la ecuación de intercambio $MV = PT$, que relaciona oferta monetaria, velocidad del dinero, nivel de precios y transacciones reales (Totonchi, 2011).

Derivado de esta tradición, el **monetarismo**, liderado por Milton Friedman, enfatiza que "la inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario", resultante de una expansión de la oferta monetaria superior al crecimiento del producto (Totonchi, 2011).

La teoría monetarista moderna sostiene que la oferta de dinero es el **determinante principal** tanto de los movimientos de corto plazo del PIB nominal como de la tendencia de largo plazo de los precios. En este marco, los cambios monetarios pueden afectar al producto en el corto plazo, pero en el largo plazo el nivel de producción está determinado por factores reales, trabajo, capital y tecnología, por lo que el dinero es neutral y solo determina el nivel de precios (Samuelson & Nordhaus, 2010).

Asimismo, la macroeconomía keynesiana reconoce el papel del dinero en la demanda agregada, pero otorga un peso relativamente mayor a otros determinantes, como el gasto público, la inversión privada y la política fiscal, mientras que el monetarismo atribuye a los cambios en la oferta monetaria el rol principal en las fluctuaciones del producto y los precios (Samuelson & Nordhaus, 2010).

Por otro lado, desde la perspectiva del **enfoque keynesiano, la inflación se explica fundamentalmente por desequilibrios en la demanda agregada**. Cuando la demanda de consumo, inversión y gasto público excede la oferta agregada en un nivel de pleno empleo, se genera una "brecha inflacionaria" que presiona los precios al alza (*demand-pull inflation*). Asimismo, se reconoce la inflación de costos (*cost-push*), donde el aumento en los salarios (impulsado por sindicatos) o en los márgenes de ganancia (por empresas con poder de mercado) eleva los costos de producción, trasladándose a los precios finales (Totonchi, 2011).

La **inflación de costos** enfatiza el papel de los aumentos salariales y de márgenes de beneficio como motores del alza generalizada de precios. Se produce cuando los salarios crecen por encima de la productividad o cuando empresas con poder de mercado incrementan sus precios para mantener o expandir sus beneficios. Este proceso puede derivar en una **espiral salario-precio**, que se propaga entre sectores debido a que ciertos bienes actúan como insumos en la producción de otros (Totonchi, 2011). También incluye fenómenos como aumentos en costos de insumos importados, shocks energéticos o ajustes administrados en precios monopólicos.

Dada la realidad de las economías en desarrollo, surgió la **Teoría Estructuralista de la Inflación**, nacida en el seno de la CEPAL con aportes de autores como Osvaldo Sunkel y Julio Olivera. Esta teoría plantea que, en economías con rigideces de oferta e inflexibilidad de precios a la baja, los cambios en los precios relativos (necesarios por el cambio estructural)

se transforman en un aumento del nivel general de precios. Olivera (1960, citado en Keifman, 2019) argumenta que la inflación estructural es el mecanismo mediante el cual se ajustan los precios relativos en una economía donde la oferta monetaria es pasiva y se acomoda para evitar caídas en el ingreso real.

III.1.2. Régimen de metas de inflación en Chile, rol del Banco Central

El proceso de consolidación de la estabilidad de precios en Chile es el resultado de transformaciones institucionales profundas, desarrolladas principalmente desde fines de la década de 1980. En 1989, la promulgación de la Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile otorgó autonomía legal a la institución, estableciendo como su objetivo prioritario “velar por la estabilidad de la moneda”, lo que implicó limitar el financiamiento monetario del sector fiscal y dotar a la política monetaria de un mandato claro respecto del control de la inflación. Esta autonomía marcó un punto de inflexión respecto de décadas anteriores, caracterizadas por episodios de inflación elevada y persistente (Céspedes & Soto, 2007).

Durante los primeros años de la década de 1990, el Banco Central comenzó a introducir metas de inflación anunciadas para el año calendario, como mecanismo de disciplina y transparencia. Este proceso evolucionó gradualmente hacia un régimen pleno de metas de inflación (inflation targeting), consolidado a fines de los años noventa. Bajo este esquema, el Banco Central se compromete explícitamente a orientar la inflación proyectada a un horizonte de 24 meses hacia un valor objetivo del 3% anual, dentro de un rango de tolerancia que busca absorber fluctuaciones transitorias (Banco Central de Chile, 2020d).

Este marco opera en conjunto con un régimen de tipo de cambio flexible, lo que permite que la política monetaria se centre en la estabilidad de precios sin defender niveles predeterminados del tipo de cambio. El BCCh comunica sus diagnósticos y proyecciones mediante instrumentos como el Informe de Política Monetaria (IPoM), facilitando que los agentes económicos ajusten sus decisiones de consumo, inversión y fijación de precios en función de expectativas consistentes con la meta inflacionaria.

En términos analíticos, el Banco Central utiliza una combinación de modelos para evaluar el estado de la economía y proyectar la inflación. Entre ellos destacan el modelo DSGE X-MAS, empleado para simulaciones estructurales de mediano plazo, y modelos

semiestructurales como el MSEP, que permiten realizar pronósticos de corto plazo con integración de información coyuntural (Banco Central, 2020b). Estas herramientas forman parte del sistema analítico con el que la autoridad monetaria calibra sus decisiones sobre la Tasa de Política Monetaria (TPM).

El régimen de metas de inflación ha sido fundamental para la convergencia hacia niveles bajos y estables de inflación. Este proceso se alinea con una tendencia global: la inflación mediana mundial disminuyó desde 17% en 1974 a 2,4% en 2018, mientras que en economías emergentes pasó de 17,5% a 2,6% en el mismo período (Banco Central de Chile, 2020c). Chile recorrió un camino similar, pasando de tasas de inflación de dos dígitos en los años ochenta y noventa a un rango compatible con las economías con metas de inflación hacia la década de 2000.

Así, el régimen de metas de inflación constituye el pilar central del marco monetario chileno, orientando el comportamiento de la inflación a través de expectativas ancladas y contribuyendo a la estabilidad macroeconómica de largo plazo.

III.1.3. Cálculo de la inflación en Chile

En Chile, la inflación se mide como la variación porcentual del **Índice de Precios al Consumidor (IPC)**, calculado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). El IPC refleja la evolución de los precios de una canasta representativa de bienes y servicios consumidos por los hogares.

La composición de esta canasta se basa en la **Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF)**, que recopila información detallada sobre los patrones de consumo de los hogares. La EPF se actualiza aproximadamente cada cinco años, lo que permite incorporar cambios en los hábitos de consumo, la aparición de nuevos bienes y la sustitución entre productos. Esta actualización es fundamental para mantener la representatividad del índice (INE, 2018).

Desde 2024, el IPC utiliza como año base **2023 = 100**, lo que significa que los valores del índice se expresan en relación con el nivel de precios del año base. Por ejemplo, si el índice pasa de 100 a 105, ello refleja un incremento del 5% en el nivel general de precios

respecto del año base (Romero, 2021).

La variación del IPC puede expresarse tanto en términos mensuales como anuales. La fórmula estándar utilizada por el INE es:

Ecuación 1:

$$\text{Variación \% } I = \left(\frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \right) \times 100 \quad (1)$$

donde I_t es el valor del índice en el período actual y I_{t-1} en el período previo. La expresión anual compara el nivel del IPC con el mismo mes del año anterior, proporcionando una medida más estable para el análisis macroeconómico.

La importancia de la inflación radica en que refleja la pérdida de poder adquisitivo de los hogares y, por tanto, afecta directamente a toda la economía. No obstante, un nivel moderado de inflación es considerado necesario para el dinamismo económico, mientras que una inflación excesiva resulta perjudicial.

En términos de política monetaria, la estabilidad de precios constituye uno de los objetivos centrales de las autoridades económicas. La transmisión de la política monetaria se realiza a través de distintos canales, como la tasa de interés y el tipo de cambio, los cuales impactan la inflación de manera indirecta. Desde la década de 1990, varios países, incluyendo Chile, adoptaron el esquema de metas de inflación como ancla nominal de sus políticas monetarias. Este enfoque busca alinear las expectativas inflacionarias con un rango meta definido por la autoridad monetaria, de modo que la inflación efectiva converja hacia dicho objetivo en el mediano plazo (Osorio-Barreto et al., 2022; Svensson, 2010). En Chile, el Banco Central fija un rango meta en torno al 3% anual, mientras que, en economías desarrolladas, como la Eurozona y Estados Unidos, el objetivo se sitúa en 2% anual (Romero, 2021).

III.2. Desempleo

El desempleo constituye uno de los indicadores macroeconómicos más relevantes para evaluar el desempeño económico y el bienestar social de un país. Su importancia radica en que refleja la capacidad del sistema productivo para absorber la fuerza laboral disponible y, por tanto, su nivel incide directamente en la estabilidad económica, el ingreso de los hogares y la cohesión social (Castillo-Morillo et al., 2022). Desde una perspectiva conceptual, la tasa de desempleo se define como la proporción de la población económicamente activa que, estando en condiciones y disposición de trabajar, no logra insertarse en un puesto laboral (Guarnizo & Jumbo, 2019). De acuerdo con los estándares de la OIT, la fuerza laboral está compuesta por las personas que se encuentran ocupadas o desocupadas buscando empleo, mientras que quienes no trabajan ni buscan empleo, como estudiantes, jubilados, personas enfermas o dedicadas a labores domésticas no remuneradas, se clasifican fuera de la fuerza laboral (OIT, 2023).

La medición del desempleo ha sido estandarizada internacionalmente por instituciones como la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y la OCDE. Desde esta perspectiva, en Chile la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) clasifica como desocupadas a aquellas personas de 15 años o más que, durante el período de referencia, no tenían empleo, estaban disponibles para trabajar y habían realizado acciones concretas de búsqueda laboral (INE, 2021). Sin embargo, más allá de su dimensión estadística, el desempleo es un fenómeno complejo que articula factores macroeconómicos, institucionales, productivos y sociodemográficos.

III.2.1. La perspectiva clásica y neoclásica

Las teorías clásicas y neoclásicas conciben el trabajo como una mercancía cuyo precio, el salario, se determina por las fuerzas de la oferta y la demanda. Estas escuelas sostienen que, bajo condiciones de competencia perfecta y flexibilidad salarial, el mercado laboral tiende a un equilibrio en el cual no existe desempleo involuntario. En esta perspectiva, el desempleo que aparece en equilibrio corresponde a decisiones voluntarias de los trabajadores, quienes optan por no emplearse ante un salario que consideran insuficiente o porque se encuentran en búsqueda de mejores condiciones laborales. Samuelson y Nordhaus

(2010) denominan este fenómeno “desempleo friccional”, caracterizándolo como propio de la movilidad normal dentro del mercado laboral.

López y Soler (2005) explican que este paradigma presupone que los salarios reales se ajustan de manera automática ante desequilibrios, de modo que cualquier persistencia del desempleo sólo puede atribuirse a rigideces institucionales que impiden el ajuste. Esta lógica tiene profundas implicancias normativas, pues sugiere que la única forma de reducir el desempleo sería permitir que los salarios se ajusten libremente a la baja cuando existe un exceso de oferta de trabajo.

III.2.2. Keynes y la revisión macroeconómica

La crisis de los años treinta reveló las limitaciones del enfoque neoclásico para explicar el desempleo masivo y persistente. Keynes (1936) introdujo un cambio radical al afirmar que el nivel de empleo depende de la demanda efectiva, no del salario real. Bajo rigideces nominales y expectativas adaptativas, pueden existir situaciones de equilibrio con desempleo involuntario, lo que justifica la intervención estatal mediante políticas de gasto para estimular la actividad y la contratación.

La posterior evidencia empírica, especialmente la relación inversa entre desempleo y variación de los salarios nominales identificada por Phillips (1958), reforzó la relevancia del análisis macroeconómico del mercado laboral.

III.2.3. Monetarismo, NAIRU y expectativas racionales

Hacia la década de 1970 surgió un fenómeno económico sin precedentes: la **estanflación**, que consiste en la coexistencia de altas tasas de desempleo con elevados niveles de inflación. Esto contradecía las predicciones derivadas de la curva de Phillips original, según las cuales una economía no podía experimentar simultáneamente ambos fenómenos. La estanflación debilitó el paradigma keynesiano, pues mostró que las políticas expansivas destinadas a reducir el desempleo podían generar presiones inflacionarias sin mejorar la ocupación.

En este contexto, Friedman (1968) y Phelps (1968) desarrollaron el concepto de **tasa natural de desempleo** o **NAIRU**, sosteniendo que existe un nivel de desempleo compatible con la estabilidad de precios. Intentar mantener el desempleo por debajo de esta

tasa mediante políticas de estímulo sólo genera inflación, sin efectos reales persistentes sobre la creación de empleo. Desde esta perspectiva, las desviaciones entre empleo e inflación sólo pueden explicarse por errores en las expectativas o por políticas inesperadas, lo que redujo significativamente el margen de acción de la política macroeconómica discrecional.

Posteriormente, la Nueva Macroeconomía Clásica incorporó la hipótesis de expectativas racionales, que afirmaba que incluso en el corto plazo la Curva de Phillips es vertical, negando la posibilidad de una relación estable entre inflación y desempleo. En esta interpretación, los efectos reales de la política económica dependen de que los shocks sean inesperados, limitando drásticamente la capacidad de la política discrecional para reducir el desempleo.

III.2.4. Enfoques neokeynesianos: rigideces, contratos y salarios de eficiencia

Frente a la rigidez de los supuestos neoclásicos, las teorías neokeynesianas introducen imperfecciones de mercado para explicar la persistencia del desempleo involuntario:

- **Contratos solapados** (Fischer, 1977; Taylor, 1979) que impiden el ajuste nominal.
- **Modelos insiders–outsiders** donde los trabajadores con empleo influyen en las negociaciones salariales, elevándolo por encima del nivel que vaciaría el mercado (Blanchard & Summers, 1986).
- **Salarios de eficiencia**, que explican salarios superiores al equilibrio para incentivar la productividad, reducir la rotación o atraer talento (Akerlof & Yellen, 1990; Rebitzer, 1993).
- **Modelos de búsqueda y emparejamiento**, donde el desempleo se explica por los costos del proceso de búsqueda laboral y por la heterogeneidad de trabajadores y puestos (Mortensen & Pissarides, 1994).

Estos enfoques coinciden en que las instituciones y las imperfecciones del mercado laboral son determinantes del nivel de desempleo.

III.2.5. Aportes estructuralistas latinoamericanos

En América Latina, el desempleo se analiza desde una perspectiva estructural marcada por la **heterogeneidad productiva** (Prebisch, 1971; Pinto, 1970), concepto que describe la coexistencia de sectores modernos altamente productivos con amplios segmentos de baja productividad. Este rezago productivo genera empleo informal, de baja calificación y bajos ingresos, así como segmentación laboral (Tokman, 1977; PREALC, 1978).

En este marco, el desempleo involuntario y la informalidad masiva se explican por la incapacidad de las economías para absorber la fuerza laboral en empleos formales (Gasparini & Tornarolli, 2009; Fernández-Franco et al., 2022). La precariedad laboral se asocia tanto a la debilidad estructural del aparato productivo como al limitado dinamismo de los sectores intensivos en tecnología y capital.

III.2.6. Dinámicas contemporáneas del desempleo: evidencia internacional y regional

En América Latina, el desempleo es altamente sensible a shocks externos, fluctuaciones en los precios de materias primas y crisis financieras. La pandemia del COVID-19 exacerbó estas vulnerabilidades, generando una contracción sin precedentes del empleo y un aumento abrupto de la informalidad (Enrique et al., 2021; Beylis et al., 2020). Aunque la región experimentó una recuperación en 2023–2024, la informalidad continúa afectando a la mitad de la población ocupada, y persisten brechas significativas por género, edad y nivel educativo (OIT, 2024).

Las mujeres, los jóvenes y los trabajadores con menor educación enfrentan mayores tasas de desempleo y subempleo, así como mayor propensión a emplearse en ocupaciones informales. Estas desigualdades no solo reflejan segmentación laboral, sino también barreras estructurales relacionadas con el acceso a la educación, a la tecnología y a empleos de calidad.

III.2.7. El desempleo en Chile: características y evolución reciente

En 2024, la tasa de desocupación anual en Chile alcanzó el 8,5%, según cifras oficiales del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2025a). Asimismo, la informalidad laboral continúa siendo un desafío relevante, especialmente entre las mujeres, cuya tasa

llegó al 28,4% en el trimestre octubre–diciembre de 2024, superando la registrada por los hombres (24,8%) en el mismo período (INE, 2025b).

Estudios del Banco Central de Chile muestran que:

- El mercado laboral chileno presenta **alta rotación laboral, flexibilidad salarial en nuevas contrataciones y márgenes de ajuste en horas trabajadas y participación**, lo que amortigua el desempleo durante los ciclos económicos (Banco Central de Chile, 2018).
- La recuperación post-pandemia estuvo marcada por un desajuste temporal entre oferta y demanda de trabajo, con un mercado inicialmente “estrecho”, que posteriormente se moderó conforme cayeron las vacantes y los salarios reales (Briones, Carlomagno & García, 2023).
- El empleo formal se concentra en empresas grandes, mientras la informalidad constituye un desafío estructural persistente.
- La inmigración reciente ha contribuido a la expansión de la fuerza laboral, especialmente en sectores de servicios y construcción.

En síntesis, el desempleo en Chile responde tanto a factores cíclicos como estructurales: rigideces sectoriales, informalidad persistente, desigualdades de género y edad, y heterogeneidad productiva.

III.2.8. Implicancias macroeconómicas del desempleo

El desempleo tiene consecuencias económicas de gran magnitud. Samuelson y Nordhaus (2010) señalan que el desempleo representa un desperdicio de recursos productivos, ya que implica la pérdida de bienes y servicios que los trabajadores podrían haber generado. Esta realidad se manifiesta con fuerza durante recesiones, donde la caída de la producción se acompaña de un aumento del desempleo, relación formalizada por la **Ley de Okun**, que establece que una disminución del 2% en el PIB respecto de su nivel potencial incrementa la tasa de desempleo en aproximadamente un punto porcentual.

Más allá de su impacto cuantitativo, el desempleo tiene efectos persistentes sobre el ingreso futuro de los trabajadores, el desarrollo del capital humano y la trayectoria de la productividad agregada. El Banco Central de Chile (2018) advierte que las transiciones

involuntarias pueden interrumpir procesos de acumulación de experiencia laboral, afectando de manera desproporcionada a los trabajadores más jóvenes.

III.3. Crecimiento Económico

El crecimiento económico se entiende como el aumento sostenido en el nivel de producción de bienes y servicios de una economía, usualmente medido por la evolución del Producto Interno Bruto (PIB) real a lo largo de varios años o décadas. Esta definición enfatiza no sólo la magnitud del cambio en la producción agregada, sino también su persistencia en el tiempo, aspecto que distingue variaciones cíclicas transitorias de tendencias de largo plazo (Larraín & Sachs, 2005). La correcta interpretación de la tasa de crecimiento del PIB constituye un insumo esencial para el diseño de políticas públicas y para la evaluación del proceso de desarrollo; errores en esa interpretación pueden conducir a diagnósticos equivocados y, en consecuencia, a instrumentos de política inadecuados (López, 2016).

Los enfoques clásicos sobre crecimiento pusieron especial atención en la interacción entre acumulación de factores y rendimientos. En particular, el modelo Harrod–Domar presentó una visión que sugiere una elevada inestabilidad dinámica: el crecimiento equilibrado sería “un equilibrio en el filo de la navaja”, en el cual pequeñas desviaciones en parámetros clave, la tasa de ahorro, la relación capital-producto o la tasa de crecimiento de la fuerza laboral, podrían conducir bien a desempleo creciente o bien a presiones inflacionarias persistentes. Esta conclusión deriva, en gran medida, de la hipótesis de proporciones fijas en la producción, que impide la sustitución entre capital y trabajo y genera una incapacidad del sistema para corregir automáticamente desequilibrios relativos entre la oferta y la demanda agregada. Robert Solow (1956) retomó críticamente esta línea argumental: su modelo neoclásico demostró que, si se relajan las restricciones de proporciones fijas y se permite la sustitución entre factores bajo rendimientos decrecientes, la economía puede ajustarse a cambios en la dotación de trabajo mediante variaciones en la relación capital-trabajo y en los precios relativos, mitigando la noción extrema de la “navaja” del Harrod–Domar (Solow, 1956). Solow mostró además cómo la acumulación de capital y el progreso tecnológico explican la transición hacia un estado estacionario y cómo la productividad residual, lo que posteriormente se denominaría productividad total de factores (PTF), es central para entender el crecimiento de largo plazo.

Paralelamente, Swan (1956) desarrolló una formulación equivalente al modelo de Solow, enfatizando la relación entre ahorro, acumulación de capital y crecimiento, y aportando elementos analíticos que complementan la comprensión de la dinámica de largo plazo en presencia de rendimientos decrecientes y sustitución entre insumos (Swan, 1956). Estas contribuciones sentaron las bases del enfoque neoclásico del crecimiento, donde, en ausencia de progreso técnico exógeno, la convergencia entre economías y la eventual desaceleración del crecimiento per cápita son consecuencias naturales del modelo.

Sin embargo, la experiencia histórica y la evidencia empírica impulsaron nuevas líneas de investigación. En particular, la literatura sobre crecimiento endógeno cuestionó la exogeneidad de la tecnología. Paul Romer (1986) propuso un modelo en el cual el conocimiento es un factor productivo con externalidades positivas que puede exhibir retornos crecientes, lo que permite explicar tasas de crecimiento sostenidas por acumulación de conocimiento y por incentivos privados a la innovación. En dicho marco, el progreso técnico deja de ser un “dador de regalos” externo y pasa a ser el resultado de decisiones de inversión en investigación y desarrollo, capital humano y aprendizaje, con implicancias importantes sobre la posibilidad de crecimiento continuo, la no convergencia entre países y la importancia de los rendimientos crecientes en sectores intensivos en conocimiento (Romer, 1986).

La discusión teórica adquiere relevancia práctica cuando se aplica a contextos nacionales. En Chile, las estimaciones empíricas de las fuentes del crecimiento han mostrado que la contribución de la PTF ha sido variable a lo largo de las últimas décadas, fluctuando en función de factores cíclicos (por ejemplo, términos de intercambio y shocks externos) y de cambios estructurales (reformas microeconómicas, mejoras en la estabilidad macroeconómica). Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006) presentan una descomposición de crecimiento para Chile (1960–2005) que incorpora series ajustadas de capital por utilización y medidas de horas trabajadas y calidad laboral; sus resultados indican que la contribución de la PTF fue determinante en los periodos de mayor crecimiento (1990–1997) y que las variaciones en TFP se explican tanto por factores cíclicos como por la interacción entre estabilidad macroeconómica y reformas microeconómicas. Dicho trabajo subraya que, si bien la acumulación de capital y la expansión de la fuerza laboral explican parte del crecimiento, las mejoras sostenidas en productividad requieren políticas que favorezcan la

innovación, la competitividad y la mejora continua de la calidad del trabajo (Fuentes, Larraín & Schmidt-Hebbel, 2006).

Desde el punto de vista metodológico y de política, las autoridades económicas suelen distinguir entre **crecimiento tendencial** y **PIB potencial** para separar efectos transitorios de los cambios permanentes en la capacidad productiva. El crecimiento tendencial del PIB no minero, por ejemplo, se estima a partir de una función de producción agregada que descompone el crecimiento en la contribución de la PTF, del insumo trabajo (ajustado por horas y calidad) y del capital, conforme a expresiones del tipo $\Delta Y = \Delta PTF + \alpha \Delta L + (1 - \alpha) \Delta K$. Este enfoque permite incorporar cambios demográficos (como flujos migratorios) y ajustes en la utilización del capital que afectan la trayectoria de largo plazo. En Chile, la revisión de las proyecciones poblacionales del INE a fines de 2018, que incorporó mayores flujos migratorios desde 2015, motivó actualizaciones en las estimaciones de crecimiento tendencial por su impacto sobre el factor trabajo y las interacciones entre capital y PTF (Banco Central de Chile, 2019d).

El PIB potencial, en tanto, es definido operativamente como el nivel de producto compatible con una tasa de inflación estable en el horizonte de política. Su estimación exige combinar modelos estructurales y estadísticos: filtros de series de tiempo anclados en supuestos sobre la curva de Phillips, modelos IS–LM o variantes de equilibrio general, y series microeconómicas que informen sobre utilización de factores y productividad. La diferencia entre el PIB efectivo y el PIB potencial, la brecha del producto, constituye un determinante central de las presiones inflacionarias y, por tanto, una variable clave para la conducción de la política monetaria (Fornero y Zúñiga, 2017; Albagli y Naudon, 2015).

La teoría y la evidencia convergen en un punto esencial: el crecimiento sostenido depende de una interacción compleja entre acumulación de factores, mejora de la eficiencia productiva, calidad del capital humano, desarrollo institucional y condiciones del entorno externo. Políticas de estabilización macroeconómica, para reducir la volatilidad y anclar expectativas, y reformas microeconómicas que promuevan la competencia, la inversión en innovación y el desarrollo de capital humano son complementarias. La experiencia chilena confirma que la contribución de la PTF puede ampliarse mediante la convergencia simultánea de estabilidad macroeconómica y reformas estructurales; sin embargo, episodios de mejora

en la productividad también han estado asociados a condiciones cíclicas favorables, como precios elevados del cobre, lo que evidencia la interacción de factores estructurales y cíclicos en la determinación del crecimiento (Fuentes et al., 2006).

III.4. Ley de Okun

El análisis de la relación entre el crecimiento económico y la dinámica del mercado laboral es un pilar fundamental de la macroeconomía. En este contexto, la Ley de Okun emerge como el principal instrumento analítico para cuantificar la interacción de corto plazo entre el Producto Interno Bruto (PIB) y la tasa de desempleo.

Es importante destacar que la Ley de Okun **no es una identidad teórica**, sino una **regularidad empírica**, cuya magnitud varía según el país, la estructura del mercado laboral y el periodo analizado (Moosa, 1997). La formulación clásica sostiene que una disminución de un punto porcentual en la tasa de desempleo se asocia, en promedio, con un aumento cercano al 3% en el PIB real, aunque diversas estimaciones revisadas muestran valores más heterogéneos (Prachowny, 1993).

La relevancia analítica de esta ley es amplia. En el marco de la Curva de Oferta Agregada, la Ley de Okun permite conectar la dinámica de la producción con el nivel de empleo y desempleo, sirviendo como un puente entre el mercado de bienes y el mercado de trabajo (Villaverde & Maza, 2009). En consecuencia, constituye un elemento central en el estudio de ciclos económicos, brechas de producto y análisis de políticas macroeconómicas de estabilización.

La formulación original ha evolucionado en la literatura, dando lugar a dos especificaciones empíricas principales: el modelo de brechas (gap model) y el modelo de primeras diferencias.

III.4.1. Modelo de Brechas

El modelo de brechas (gap version) relaciona el **desempleo cíclico con la brecha del producto**, entendida como la diferencia entre el PIB real observado y su nivel potencial. Matemáticamente, se expresa como:

$$u_t - u_t^n = \beta^u (y_t - y_t^n) + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde u_t^n es la tasa natural de desempleo, y_t^n es el PIB potencial, y β^u es el coeficiente de Okun. El signo esperado de β^u es negativo, pues una brecha positiva del producto (expansión por encima del potencial) se asocia con una reducción del desempleo cíclico.

Esta especificación requiere estimar variables no observables, como la tasa natural de desempleo y el PIB potencial. Para ello, la literatura utiliza metodologías como filtros estadísticos (Hodrick-Prescott), modelos de componentes no observados o estimaciones estructurales (Pizzo, 2023).

III.4.2. Modelo de Primeras Diferencias

Por su parte, el modelo de diferencias relaciona directamente **los cambios en el PIB con los cambios en la tasa de desempleo**:

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde Δu_t es la variación en el desempleo y Δy_t la variación en el PIB real. Este modelo no requiere estimar el PIB potencial, pues trabaja únicamente con variaciones observables. Por ello, es especialmente útil cuando las series de PIB y desempleo no son estacionarias en niveles, pero sí en primeras diferencias, lo cual es frecuente en estudios macroeconómicos (Villaverde & Maza, 2009).

Aunque es un modelo más simple, tiene limitaciones en términos de interpretación estructural, dado que captura relaciones de corto plazo y no considera ciclos completos ni tendencias de largo plazo.

III.4.3. Ley de Okun Empleo

La Ley de Okun ha sido ampliada y adaptada en numerosos estudios. Una de estas variantes es la Ley de Okun basada en empleo que presentan Ball et al, 2017.

En lugar de utilizar la tasa de desempleo, esta formulación emplea el nivel total de empleo, permitiendo analizar la elasticidad del empleo respecto del producto. Su versión en brechas se expresa como:

$$e_t - e_t^* = \gamma(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde e_t es el logaritmo del empleo total. El parámetro γ mide la respuesta del empleo al ciclo económico. Los valores potenciales se estiman con filtros como el de Hodrick-Prescott.

La versión en diferencias se formula como:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Esta variante resulta útil en economías donde el desempleo no es un indicador representativo del mercado laboral debido a la alta informalidad o baja participación laboral, como ocurre en varios países latinoamericanos.

III.5. Curva de Phillips

La Curva de Phillips constituye uno de los conceptos más influyentes en la macroeconomía moderna para comprender la relación entre el mercado laboral y las presiones inflacionarias. Su origen se remonta al trabajo seminal de **A. W. Phillips (1958)**, quien, a partir de un exhaustivo análisis estadístico de datos del Reino Unido entre 1861 y

1957, documentó **una relación inversa entre la tasa de desempleo y la tasa de variación de los salarios monetarios**. Phillips observó que, cuando la demanda por trabajo era elevada y el desempleo bajo, los salarios nominales tendían a crecer con mayor rapidez, debido a que las empresas competían entre sí para atraer trabajadores ofreciendo remuneraciones más altas. Por el contrario, en contextos de elevado desempleo, los salarios crecían más lentamente o incluso permanecían prácticamente estables, debido a la baja presión de la demanda laboral. Esta dinámica, según Phillips, obedecía a principios básicos de oferta y demanda aplicados al mercado de trabajo.

El estudio de Phillips mostró, además, que la relación entre desempleo y variación salarial no era lineal. Identificó una fuerte curvatura en la región de bajo desempleo, donde pequeñas reducciones en la tasa de desocupación generaban incrementos salariales acelerados. Asimismo, encontró que, en años con incrementos excepcionales en los precios de las importaciones, por ejemplo, durante periodos de guerra, la relación se distorsionaba por la aparición de espirales precios-salarios, elementos que excedían la explicación basada únicamente en el mercado laboral (Phillips, 1958).

Más tarde, **Samuelson y Solow (1960)** ampliaron la interpretación original, generalizando la relación entre desempleo y crecimiento salarial hacia **una relación entre desempleo e inflación**. Su reinterpretación dio lugar a la formulación moderna de la Curva de Phillips como un vínculo negativo entre actividad económica, o desempleo, y variación del nivel general de precios. Con ello, la Curva de Phillips pasó a ser considerada un instrumento central en el análisis macroeconómico, llegando incluso a describirse como “la herramienta macroeconómica más importante para entender la inflación” (Samuelson & Nordhaus, 2010).

El fundamento intuitivo detrás de esta relación es directo: **cuando la economía opera cerca de su capacidad, con alto nivel de producto y bajo desempleo, las empresas enfrentan costos laborales crecientes y mayores presiones de demanda, lo que se traduce en aumentos de precios y salarios**. Por el contrario, en fases de bajo crecimiento y alto desempleo, las presiones inflacionarias tienden a moderarse.

A partir de la década de 1960, la Curva de Phillips adquirió un papel central en la política macroeconómica. En particular, se interpretaba como una frontera de posibilidades:

los gobiernos podían elegir entre diferentes combinaciones de inflación y desempleo. Sin embargo, esta visión fue cuestionada profundamente a finales de esa década por Milton Friedman (1968) y Edmund Phelps (1967), quienes demostraron que la relación propuesta por Phillips no era estable en el largo plazo.

Ambos economistas argumentaron que los trabajadores y las empresas ajustan sus expectativas de inflación con el tiempo. Si el gobierno intenta reducir el desempleo por debajo de su nivel de equilibrio, llamado tasa natural de desempleo, mediante políticas expansivas, la inflación aumentará inicialmente. Pero, una vez que las expectativas se ajusten, la inflación observada y la esperada convergerán nuevamente, y el desempleo retornará a su nivel natural. Para sostener un desempleo artificialmente bajo, la política económica tendría que generar incrementos de inflación cada vez mayores, provocando una aceleración inflacionaria continua (Friedman, 1968; Phelps, 1967; Gordon, 2018).

Bajo este enfoque, la Curva de Phillips a largo plazo es vertical y pasa por el nivel de desempleo consistente con una inflación estable, concepto que más tarde sería formalizado como la **tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU)**, propuesta inicialmente por Modigliani y Papademos (1975). La NAIRU representa el nivel mínimo sostenible de desempleo que no genera presiones inflacionarias, delimitando una zona de “neutralidad” entre condiciones de exceso de demanda, que tienden a elevar la inflación, y de exceso de oferta, que la reducen (Samuelson & Nordhaus, 2010).

Desde la década de 1980, la literatura ha avanzado hacia formulaciones más estructurales, dando lugar a la denominada **Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NCPNK)**. En esta versión, la inflación depende de las expectativas de inflación futura, del grado de holgura en la economía, generalmente medido mediante la brecha del producto, y de factores externos que afectan directamente los precios. Autores como Mendieta y Barbery (2017) destacan que, en esta interpretación moderna, la relación entre inflación y desempleo es un caso particular de un modelo más general de dinámica de precios.

En Chile, el Banco Central (2020b) destaca que la Curva de Phillips constituye un mecanismo central dentro del marco de política monetaria nacional. La institución utiliza una versión moderna de la curva en su Modelo Semi-Estructural de Proyección (MSEP), donde la inflación depende de la brecha del producto, las expectativas inflacionarias y factores

externos, tales como costos de importación. La Curva de Phillips es clave tanto para las proyecciones de inflación como para la evaluación del grado de holgura de la economía en el corto y mediano plazo. Para ello, el Banco Central utiliza diversas metodologías de estimación del PIB potencial, incluyendo filtros estadísticos y un filtro multivariado que incorpora simultáneamente una ley de Okun, una curva IS y una versión moderna de la Curva de Phillips.

III.5.1. La Curva de Phillips a corto plazo

En su versión de corto plazo, la Curva de Phillips incorpora el rol fundamental de las expectativas de inflación. Bajo un esquema de expectativas adaptativas, los agentes forman sus proyecciones sobre la inflación futura basándose en la inflación pasada, de modo que se genera una brecha temporal entre inflación observada y esperada. Esta formulación puede representarse mediante la relación:

$$u = u_n - \alpha(\pi_t - \pi^e) + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde: u es la tasa de desempleo efectiva, u_n es la tasa natural de desempleo (también llamada desempleo estructural o de equilibrio), π_t es la inflación observada, π^e es la inflación esperada, y α es un coeficiente que mide la sensibilidad del desempleo a las desviaciones de inflación.

La inflación observada mayor a la esperada induce un desempleo inferior al nivel natural, debido a las presiones sobre salarios y precios que caracterizan los periodos de alta actividad económica (Mankiw, 2014).

Conceptualmente, esta formulación explica por qué las políticas expansivas pueden reducir el desempleo en el corto plazo: al elevar la demanda agregada, aumentan la inflación efectiva pero las expectativas tardan en ajustarse. Sin embargo, una vez que las expectativas se alinean con la inflación real, la reducción del desempleo desaparece, lo que reafirma la naturaleza transitoria de este efecto.

III.5.2. Curva de Phillips a largo plazo

El desarrollo teórico posterior puso de manifiesto que la relación negativa entre inflación y desempleo documentada por Phillips (1958) no puede sostenerse en el largo plazo. A partir de los trabajos seminales de Friedman (1968) y Phelps (1967, 1968), se estableció que, una vez que los agentes económicos ajustan plenamente sus expectativas, ya sea de forma adaptativa o racional, la Curva de Phillips pierde su pendiente negativa y se vuelve vertical. En este contexto, el desempleo converge hacia un nivel estructural denominado **tasa natural de desempleo**, concepto que posteriormente fue operacionalizado como la **tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU)** (Modigliani & Papademos, 1975).

Esta reinterpretación implica que la política monetaria no puede reducir de manera permanente el desempleo por debajo de su nivel natural sin provocar una aceleración inflacionaria continua. Cualquier intento de estimular la actividad económica mediante expansiones de la demanda agregada genera inicialmente un descenso del desempleo, debido a una inflación no anticipada; sin embargo, conforme los trabajadores y las empresas ajustan sus expectativas al nuevo entorno inflacionario, la curva de Phillips de corto plazo se desplaza hacia arriba. De este modo, la economía retorna al nivel natural de desempleo, pero con una inflación más elevada (Friedman, 1968; Phelps, 1967). Un proceso inverso ocurre si la política monetaria pretende ubicar el desempleo por encima de su tasa natural: la inflación tenderá a disminuir hasta que las expectativas se ajusten nuevamente, momento en el cual el desempleo regresa a su nivel estructural.

La NAIRU, como concepto operativo adoptado ampliamente en la literatura macroeconómica y en instituciones como bancos centrales, permite caracterizar tres regímenes de funcionamiento de la economía. Cuando el desempleo se sitúa **por debajo** de la NAIRU, prevalece un escenario de **exceso de demanda**, en el que los salarios y precios tienden a aumentar debido a presiones inflacionarias derivadas de mercados laborales ajustados. Si el desempleo se ubica **por encima** de la NAIRU, la economía enfrenta **exceso de oferta**, reflejado en presiones desinflacionarias o incluso deflacionarias. Finalmente, cuando el desempleo **coincide** con la NAIRU, las fuerzas inflacionarias y desinflacionarias se equilibran, de modo que la inflación se mantiene estable (Samuelson & Nordhaus, 2010). Así, la Curva de Phillips de largo plazo, al ser vertical, sintetiza la idea de que la inflación es

un fenómeno esencialmente monetario en el horizonte temporal amplio, mientras que el desempleo depende de factores estructurales vinculados al funcionamiento del mercado laboral y a la productividad.

Capítulo IV: Metodología

El presente capítulo describe el marco metodológico que orienta el desarrollo de esta investigación, detallando el enfoque, el diseño, las fuentes de información empleadas y los procedimientos utilizados para el análisis de las relaciones entre las variables macroeconómicas estudiadas. La metodología seleccionada busca garantizar la rigurosidad técnica del estudio y la validez de las estimaciones econométricas.

IV.1. Enfoque y tipo de investigación

La metodología propuesta para esta investigación se enmarca en un enfoque cuantitativo, ya que se desarrolla siguiendo la lógica del método hipotético-deductivo, entendido como una estrategia que permite derivar consecuencias lógicas de las hipótesis y ponerlas a prueba empíricamente para evaluar su validez (Azcona & Sánchez Vázquez, 2013). En este enfoque, los datos se encuentran en forma numérica y el propósito esencial de su análisis por medio de métodos estadísticos es describir las variables y sus relaciones (Hernández-Sampieri & Mendoza, 2020).

La presente investigación se define con un alcance correlacional con nivel explicativo. En una primera instancia, el estudio es correlacional porque cuantifica el grado de asociación estadística lineal entre las variables macroeconómicas fundamentales analizadas: la tasa de empleo y el crecimiento del producto (para la Ley de Okun), así como la inflación, la actividad económica (IMACEC) y la desocupación (para la Curva de Phillips). Tal como indican Hernández-Sampieri et al. (2014), este alcance permite determinar el comportamiento de una variable al modificarse la otra. Aportando evidencia empírica sobre el comportamiento conjunto de las series macroeconómicas chilenas a lo largo del periodo analizado.

En segunda instancia, este trabajo avanza hacia un nivel explicativo al fundamentarse en modelos teóricos estructurales, especialmente el *modelo de brechas* aplicado a la Ley de Okun y las especificaciones dinámicas de la Curva de Phillips. Mediante técnicas de estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la investigación busca no solo describir la relación conjunta, sino estimar la magnitud y dirección del impacto de la actividad económica sobre el mercado laboral y los precios.

En este contexto, se adoptan relaciones de causalidad en sentido econométrico, entendidas como relaciones direccionales derivadas de un modelo teórico y contrastadas empíricamente bajo supuestos estadísticos (Gujarati & Porter, 2010).

IV.2. Diseño de investigación

El diseño adoptado es **no experimental**, de acuerdo con Hernández-Sampieri y Mendoza (2020), este tipo de indagación se define como aquella que se realiza "sin manipular deliberadamente variables" (p. 174). En este enfoque, no se ejerce control directo sobre las variables independientes ni se influye en ellas, dado que los eventos ya han sucedido, al igual que sus efectos. El objetivo fundamental, por tanto, consiste en observar y medir los fenómenos tal como se presentan en su contexto natural para su posterior análisis.

En línea con esta definición, el estudio no manipula las variables macroeconómicas objeto de análisis, sino que examina su comportamiento como se registró en la realidad económica.

Asimismo, el diseño corresponde a un estudio **longitudinal**. Hernández-Sampieri y Mendoza (2020) señalan que estos diseños son apropiados cuando el interés del investigador reside en "analizar cambios al paso del tiempo en determinadas categorías, conceptos, sucesos, variables [...] o bien, las relaciones entre estas" (p. 178). Bajo este esquema, se recolectan datos en diferentes momentos o periodos para realizar inferencias respecto al cambio, sus determinantes y consecuencias.

IV.3. Población y muestra

Para el desarrollo de la investigación y el análisis de las variables seleccionadas, se recurrió a **fuentes de información secundarias**, siendo la muestra el conjunto de observaciones de las series de tiempo que abarcan el periodo **2010–2024**. Los datos estadísticos fueron extraídos de organismos oficiales, específicamente del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

La información detallada de las variables utilizadas, su fuente y enlace se encuentran en el **Capítulo V: Materiales y Resultados**. En particular, se especifican en: la **Tabla 1**, que detalla las variables para la estimación de la Ley de Okun, y la **Tabla 17**, que presenta las variables utilizadas para la estimación de la Curva de Phillips.

IV. 4. Modelos econométricos

En esta sección se presentan las especificaciones econométricas que se utilizarán para la estimación de la Ley de Okun y la Curva de Phillips.

IV.4.1. Ley de Okun

Aunque la formulación original de la Ley de Okun se basa en la tasa de desempleo, **esta investigación utiliza la tasa de empleo, siguiendo la versión alternativa del modelo de brechas** (Ball et al., 2017):

$$e_t - e_t^* = \gamma(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde:

- e_t : logaritmo del empleo total,
- y_t : logaritmo del PIB real,
- * : valores potenciales,
- γ : coeficiente que mide la respuesta cíclica del empleo al ciclo del producto, esperado positivo.

Tanto el PIB como el empleo fueron descompuestos en sus componentes tendencial (permanente) y cíclico (gap) median el **filtro Hodrick-Prescott (HP)** con parámetro de suavizamiento $\lambda = 1600$.

De esta forma, se define la ecuación empírica base como:

$$\text{gap}(\text{ocu}_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{gap}(\text{pib}_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde $gap(ocu_t)$ representa la brecha del empleo y $gap(pib_t)$ la brecha del PIB. El coeficiente β_1 constituye el coeficiente de Okun, que mide el grado de sincronía entre los ciclos del producto y del empleo (Villaverde & Maza, 2009).

Finalmente, se incorporaron términos autorregresivos y variables dummy para capturar posibles **cambios estructurales** y **efectos dinámicos**, estimando un modelo ARIMA (3,0,0) con regresores exógenos. Esta especificación final permite obtener un coeficiente de Okun robusto y libre de sesgos derivados de no estacionariedad o autocorrelación residual.

IV.4.1. Curva de Phillips

Con las series tratadas, se estimaron cuatro versiones de la **Curva de Phillips**, siguiendo la literatura clásica y aumentada:

1. Modelo 1A – Phillips Original (Inflación vs Desocupación):

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t \tag{9}$$

donde:

- π_t representa la **tasa de inflación**,
- u_t corresponde a la **tasa de desocupación**,
- α es el **intercepto del modelo**,
- β mide el **efecto marginal de la desocupación sobre la inflación**,
- ε_t es el **término de error**.

Este modelo se estima mediante **Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)** con el objetivo de observar la relación inversa entre inflación y desempleo postulada por la Curva de Phillips original.

2. Modelo 1B – Phillips con Producto (Inflación vs IMACEC):

$$\pi_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde:

- Δy_t corresponde al **crecimiento mensual del IMACEC**,
- π_t , α , β y ε_t mantienen la misma interpretación que en el Modelo 1A.

Este modelo permite evaluar si las **fluctuaciones del producto** tienen un efecto sobre la inflación similar al del desempleo.

3. Modelo 2A – Phillips Aumentada (Inflación Diferenciada vs Desocupación):

$$\Delta \pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde:

- $\Delta \pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$ representa la **inflación en primeras diferencias**,
- u_t corresponde a la **brecha cíclica de la desocupación**,
- α , β y ε_t mantienen la misma interpretación que en los modelos anteriores.

Incorporando la variación (diferencia temporal) de la inflación, se examina la relación dinámica entre precios y desempleo, permitiendo evaluar cómo los desvíos cíclicos del mercado laboral influyen sobre los cambios en la inflación.

4. Modelo 2B – Phillips Aumentada con Brecha del Producto:

$$\Delta \pi_t = \alpha + \beta(u_t) + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde:

$$u_t = y_t - y_t^* \tag{13}$$

Este modelo utiliza la brecha del producto obtenida del IMACEC como variable explicativa, representando la versión moderna de la Curva de Phillips, centrada en el nivel de actividad económica.

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta(u_t) + \varepsilon_t \tag{14}$$

donde:

- u_t tiene el mismo cálculo que se muestra en la **Ecuación 13**.
- $\Delta\pi_t$ representa la **inflación en primeras diferencias**, es decir, la variación mensual de la tasa de inflación anualizada. Esta transformación se utiliza para garantizar la estacionariedad de la serie inflacionaria y captar los cambios más relevantes en el corto plazo.
- u_t corresponde a la **brecha del producto en el período t** , obtenida como la diferencia entre el **IMACEC desestacionalizado mediante X-13 ARIMA-SEATS** y su **tendencia de largo plazo estimada con el filtro Hodrick–Prescott**. Valores positivos de u_t indican una economía operando por encima de su nivel tendencial (presiones de demanda), mientras que valores negativos reflejan **capacidad ociosa**.
- α es el intercepto del modelo, que captura el componente promedio de la variación inflacionaria cuando la brecha del producto es cero.
- β mide el **efecto marginal de la brecha del producto sobre la inflación**, y constituye el parámetro fundamental para la interpretación de la hipótesis de la Curva de Phillips

Aumentada. Un valor positivo implicaría que una mayor presión de demanda incrementa la inflación; un valor negativo sugeriría lo contrario.

- ε_t es el término de error, que recoge las perturbaciones no explicadas por el modelo, incluyendo shocks externos, variaciones de costos o políticas económicas no incorporadas explícitamente.

IV.5. Técnicas de Análisis

El análisis econométrico del presente estudio emplea un conjunto de técnicas específicas diseñadas para evaluar las propiedades estadísticas de las series temporales y asegurar la validez de los modelos estimados. A continuación, se describen cada una de ellas, explicando su propósito, fundamento y función dentro del proceso metodológico.

IV.5.1. Hodrick-Prescott

El filtro Hodrick-Prescott constituye una de las herramientas más utilizadas para la descomposición de series de tiempo macroeconómicas en sus componentes tendencial y cíclico. Propuesto por Hodrick y Prescott (1997), este método permite obtener una representación suavizada de la trayectoria de largo plazo de una variable, minimizando simultáneamente la variabilidad del componente permanente y la brusquedad de los cambios en la serie estimada. La diferencia entre la serie observada y su tendencia estimada define la brecha o componente cíclico, la cual captura las fluctuaciones de corto plazo alrededor del nivel potencial. Esta descomposición es fundamental para estudios como la Ley de Okun y la Curva de Phillips moderna, dado que permite aislar las oscilaciones económicas relevantes para el análisis del ciclo económico y eliminar tendencias estructurales que podrían distorsionar las relaciones econométricas.

IV.5.2. Beveridge-Nelson

Como complemento al filtro HP, se empleó el filtro Beveridge-Nelson, introducido por Beveridge y Nelson (1981), el cual descompone una serie temporal a partir de su representación ARIMA. A diferencia del enfoque de suavizamiento del HP, el filtro BN identifica el componente permanente como la parte no estacionaria de la serie, cuyas variaciones tienen efectos duraderos, mientras que el componente cíclico corresponde a las fluctuaciones estacionarias y transitorias. Esta perspectiva alternativa permite evaluar la

robustez de la descomposición obtenida con el filtro HP, verificando si el comportamiento del ciclo económico se mantiene bajo métodos conceptualmente distintos. La comparación entre ambos filtros fortalece el análisis al ofrecer una visión más completa de la dinámica de tendencia y ciclo.

IV.5.3. Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

La prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF), desarrollada por Dickey y Fuller (1979), es una herramienta esencial para determinar si una serie temporal es estacionaria o contiene una raíz unitaria. La estacionariedad es un requisito fundamental en econometría, ya que la estimación de modelos con series no estacionarias puede generar resultados espurios, caracterizados por relaciones estadísticamente significativas, pero sin fundamento económico real. La prueba ADF evalúa si las fluctuaciones de la serie son persistentes en el tiempo o si la variable tiende a volver a un nivel medio estable. Este análisis se aplicó tanto a las series en niveles como a sus transformaciones (diferencias y brechas), permitiendo identificar la forma adecuada de modelamiento para cada variable y seleccionar correctamente entre modelos en niveles, diferencias o formulaciones en términos de brechas.

Las hipótesis formales de la prueba son:

- **H₀:** $\beta = 0$, la serie contiene una raíz unitaria → **no estacionaria**.
- **H₁:** $\beta < 0$, la serie es estacionaria.

El valor del estadístico ADF se compara con los valores críticos de Dickey-Fuller, dado que su distribución es no estándar. Si el estadístico es menor que el valor crítico, se rechaza la hipótesis nula y se concluye que la serie es estacionaria. Esta prueba es indispensable para evitar regresiones espurias y garantizar que las estimaciones econométricas reflejen relaciones genuinas. Su aplicación en este estudio permitió identificar la forma correcta de modelar las series, en niveles, diferencias o brechas, y evaluar si las transformaciones realizadas lograban estabilizar las series.

IV.5.4. Prueba de Ljung-Box

Para evaluar la validez de los modelos econométricos estimados, se utilizó la prueba de Ljung-Box, desarrollada por Ljung y Box (1978). Esta prueba analiza si los residuos de un modelo econométrico presentan autocorrelación, una característica que vulnera los

supuestos de los Mínimos Cuadrados Ordinarios y afecta la confiabilidad de las inferencias estadísticas. La autocorrelación indica que la estructura dinámica del proceso no ha sido capturada correctamente por el modelo, lo que sugiere una especificación inadecuada o la necesidad de incorporar términos autorregresivos adicionales. La aplicación de la prueba de Ljung-Box permite verificar que los errores se comporten como ruido blanco, garantizando la consistencia y eficiencia de los estimadores y la validez de las conclusiones econométricas.

La hipótesis nula del test establece:

- **H₀:** No existe autocorrelación en los residuos (ruido blanco).
- **H₁:** Existe autocorrelación en los residuos.

Rechazar la hipótesis nula implica que el modelo está mal especificado, ya que no captura la estructura temporal que caracteriza a la serie. Un modelo cuyos residuos no presentan autocorrelación cumple con uno de los supuestos fundamentales de los Mínimos Cuadrados Ordinarios, lo que garantiza que las estimaciones sean insesgadas y eficientes. En este estudio, la prueba de Ljung-Box permitió verificar la adecuación de los modelos estimados y detectar la necesidad de incluir términos autorregresivos adicionales.

IV.5.5. Método X-13ARIMA-SEATS

Las series mensuales empleadas en esta investigación, como el IMACEC o la inflación, presentan fluctuaciones estacionales que pueden distorsionar las relaciones econométricas si no se tratan adecuadamente. Por ello, se aplicó el método X-13ARIMA-SEATS, desarrollado por el U.S. Census Bureau, para desestacionalizar las series. Este método combina la modelación ARIMA con la descomposición estacional SEATS, permitiendo separar las series en componentes de tendencia, ciclo, estacionalidad e irregularidad. La eliminación de la estacionalidad permite analizar la dinámica económica subyacente sin interferencias de patrones repetitivos asociados a factores climáticos, calendarios o comportamiento periódico. Este tratamiento es especialmente relevante para la estimación de la Curva de Phillips, donde se requiere comparar variaciones mensuales sin sesgos estacionales.

IV.6. Plan Metodológico

IV.6.1. Ley de Okun

Dado los objetivos de la presente investigación se procede a describir los pasos necesarios para el cumplimiento de estos:

Primero se describe el procedimiento para la estimación de la Ley de Okun:

1. **Construcción de las bases de datos a partir de las series temporales de fuentes oficiales nacionales:** El proceso metodológico se inicia con la construcción de la base de datos, lo que implicó la recopilación y organización de las series seleccionadas en un marco temporal común. Dado que la tasa de ocupación se presenta en trimestres móviles, fue necesario realizar un proceso de homogeneización para transformarla en frecuencia trimestral no móvil, asegurando así su compatibilidad con los registros del PIB. Posteriormente, se calcularon las tasas de crecimiento en variaciones anual y trimestral, y ambas series fueron consolidadas en un única data frame para su tratamiento.
2. **Tratamiento y transformación de las series:** Para el análisis econométrico se aplicaron transformaciones estándar a las series:
 - **Ajuste estacional:** Conversión de las series a logaritmos naturales para estabilizar la varianza.
 - **Filtros de tendencia:**
 - **Filtro Hodrick-Prescott (HP):** Para extraer la tendencia de corto y largo plazo de las series temporales.
 - **Filtro Beveridge-Nelson (BN):** Para contrastar la descomposición obtenida con HP.
 - **Construcción de brechas (GAPs):** diferencia entre la serie observada y su componente tendencial.
3. **Análisis gráfico:** Permitiendo visualizar tanto la evolución histórica del PIB y del empleo como el comportamiento de sus respectivas brechas. Se incluyen además

comparaciones gráficas entre los resultados de los filtros HP y BN, lo que proporciona una perspectiva integral acerca de la dinámica de las variables estudiadas.

4. **Análisis de estacionariedad y propiedades estadísticas:** Una vez realizadas las transformaciones iniciales, se llevó a cabo la verificación de las propiedades estadísticas de las series. En primer lugar, se aplicó el test de Ljung-Box con el objetivo de determinar si los residuos presentaban autocorrelación significativa. Posteriormente, se empleó la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para verificar la existencia de raíces unitarias y, por tanto, la estacionariedad de las series. Este análisis consideró el PIB y el empleo tanto en niveles como en primeras diferencias, además de la evaluación de las series en términos de brechas.

5. **Estimación econométrica:** La etapa final del procedimiento consistió en la estimación econométrica de la relación propuesta por la Ley de Okun. En primer lugar, se estimaron modelos en diferencias que permiten evaluar la versión tradicional del planteamiento de Okun en términos de tasas de crecimiento. Esta aproximación se centra en capturar cómo las variaciones en el producto influyen en los cambios del empleo en el corto plazo, proporcionando una primera aproximación empírica a la sensibilidad del mercado laboral frente al ciclo económico. Junto con ello, se estimaron modelos en términos de brechas, formulación conocida como *gap model*, en los que tanto el producto como el empleo se expresan como desviaciones respecto de sus tendencias de largo plazo. Esta especificación permite analizar la relación cíclica entre ambas variables una vez descontados los componentes estructurales que podrían distorsionar la medida de elasticidad cíclica. Adicionalmente, se incorporó la detección de posibles quiebres estructurales mediante procedimientos de *breakpoints* con el fin de determinar si la relación entre producto y empleo se ha mantenido estable en el periodo analizado o si ha experimentado cambios significativos asociados a transformaciones económicas, institucionales o coyunturales. La identificación de estos puntos de quiebre permite evaluar la robustez temporal del coeficiente de Okun y distinguir si su magnitud

responde a un comportamiento constante o a dinámicas diferenciadas a lo largo del ciclo económico.

En conjunto, este proceso metodológico permitió estimar la Ley de Okun desde múltiples perspectivas, crecimientos, brechas y estabilidad estructural, garantizando una evaluación integral y empíricamente rigurosa de su validez en la economía chilena contemporánea.

IV.6.1. Curva de Phillips

En segundo lugar, se describen los pasos para la estimación de la Curva de Phillips:

1. El proceso metodológico se inicia con la **construcción de la base de datos**, mediante la recopilación y organización de las series temporales seleccionadas desde fuentes oficiales nacionales, principalmente del Banco Central de Chile (BCCh) y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Las variables seleccionadas incluyen el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), la tasa de inflación y la tasa de desocupación. Las series fueron homogeneizadas en un marco temporal común con frecuencia mensual, abarcando el período 2010–2024. Posteriormente, las variables fueron consolidadas en un único conjunto de datos mediante la estructura de series temporales (ts) en el software estadístico R, lo que permitió su manejo y análisis econométrico de forma coherente.

2. Tratamiento y transformación de las series: Con el fin de garantizar la consistencia estadística, se aplicaron transformaciones y filtros estándar en análisis de series temporales:

- Conversión a logaritmos naturales para estabilizar la varianza.
- Desestacionalización mediante el método X-13ARIMA-SEATS para eliminar componentes estacionales.
- Filtro de Hodrick y Prescott (HP) para separar las tendencias de largo plazo.
- Construcción de la brecha del producto, definida como la diferencia entre la serie desestacionalizada y su tendencia HP.

3. Modelos econométricos estimados: Se estiman los modelos presentados en la sección IV.4.1.

4. Análisis gráfico y validación de resultados: El procedimiento incluyó la elaboración de gráficos de dispersión y series temporales para observar la relación entre inflación, producto y desempleo. Asimismo, se aplicaron pruebas de estacionariedad como Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y se analizaron las líneas de tendencia ajustadas, con el fin de evaluar la coherencia estadística y económica de los modelos estimados.

En conjunto, el plan metodológico integra herramientas de análisis de series temporales, descomposición de tendencias y estimación econométrica, permitiendo contrastar la validez empírica de la Curva de Phillips en el contexto chileno contemporáneo.

Capítulo V: Materiales y Resultados

La presente sección se dedica a la presentación detallada, el contraste y la discusión de los resultados econométricos obtenidos de la estimación de los modelos de la Ley de Okun y la Curva de Phillips para Chile (2010-2024).

Cabe destacar que las series temporales analizadas exhiben quiebres estructurales significativos durante el bienio 2019-2021, atribuibles al shock exógeno de la pandemia de COVID-19. Tal como se fundamentó en los capítulos precedentes, este fenómeno provocó una perturbación simultánea de oferta y demanda que distorsionó abruptamente las dinámicas del PIB, el empleo y la inflación, alejándolas de las regularidades empíricas propias del ciclo económico convencional. En consecuencia, el análisis gráfico y tabular priorizará las tendencias estructurales, tratando el periodo pandémico como un episodio atípico ya caracterizado, con el fin de preservar la coherencia inferencial del estudio.

V.1. Ley de Okun

Esta subsección presenta los resultados obtenidos de la estimación empírica de la Ley de Okun para la economía chilena durante el periodo 2010-2024. La Ley de Okun establece una relación inversa y robusta entre las variaciones del Producto Interno Bruto (PIB) y los cambios en la tasa de desempleo.

Como se detalló en la sección de Metodología, las variables clave para la estimación de la Ley de Okun fueron seleccionadas de fuentes oficiales chilenas. La **Tabla 1** resume las series de tiempo empleadas, incluyendo su rango, frecuencia y fuentes de origen:

Tabla 1.

Variables para la estimación de la ley de Okun

Variable	Rango	Fuente	Enlace
PIB volumen a precios del año anterior encadenado	Trimestral, 2010-2024 (base 2018)	Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/CCNN2018_P0_V2?cbFechaInicio=2010&cbFechaT

Tasa de ocupación (Censo 2017)	Trimestral móvil, 2010–2024	Instituto Nacional de Estadísticas (INE) – Banco de Datos ENE	ermino=2025&cbFre cuencia=QUARTER LY&cbCalculo=NO NE&cbFechaBase= https://bancodatosene.ine.cl/
-----------------------------------	--------------------------------	---	---

Nota. Elaboración propia

V.1.1. PIB

El Producto Interno Bruto (PIB) es la variable central que representa el nivel de actividad y el crecimiento económico de Chile. Se utiliza el PIB en términos de volumen (real) para aislar los efectos de los precios y reflejar únicamente las variaciones en la cantidad de bienes y servicios producidos. Esta serie temporal es el indicador de producción clave para el análisis de Okun.

La **Tabla 2** muestra la evolución del PIB chileno a precios del año anterior encadenado (base 2018) durante el periodo 2010-2024. Los datos, publicados por el Banco Central de Chile, reflejan el comportamiento del producto interno bruto trimestral y permiten analizar las fluctuaciones del crecimiento económico a lo largo del periodo de estudio.

Tabla 2.

PIB volumen encadenado a precios del año anterior (Base 2018)

Año	T1	T2	T3	T4
2010	34,410.36	36,511.63	35,749.41	39,143.16
2011	37,426.94	38,796.10	37,359.24	41,307.62
2012	39,680.43	41,316.59	39,835.66	43,591.23
2013	41,322.42	42,736.20	41,002.37	44,802.89
2014	42,332.64	43,461.73	41,538.09	45,576.49
2015	43,385.89	44,351.63	42,480.81	46,411.52

2016	44,667.52	44,911.66	43,327.97	46,819.09
2017	44,501.87	45,215.56	44,131.96	48,316.99
2018	46,515.53	47,701.28	45,193.27	50,024.79
2019	47,093.96	48,273.29	46,616.43	48,652.90
2020	46,989.88	41,069.77	42,204.12	48,661.09
2021	47,232.76	48,597.34	49,035.94	54,304.03
2022	50,111.78	50,782.41	49,389.07	53,176.93
2023	49,969.15	50,728.90	50,075.43	53,747.49
2024	51,629.65	51,347.89	51,072.57	55,879.02

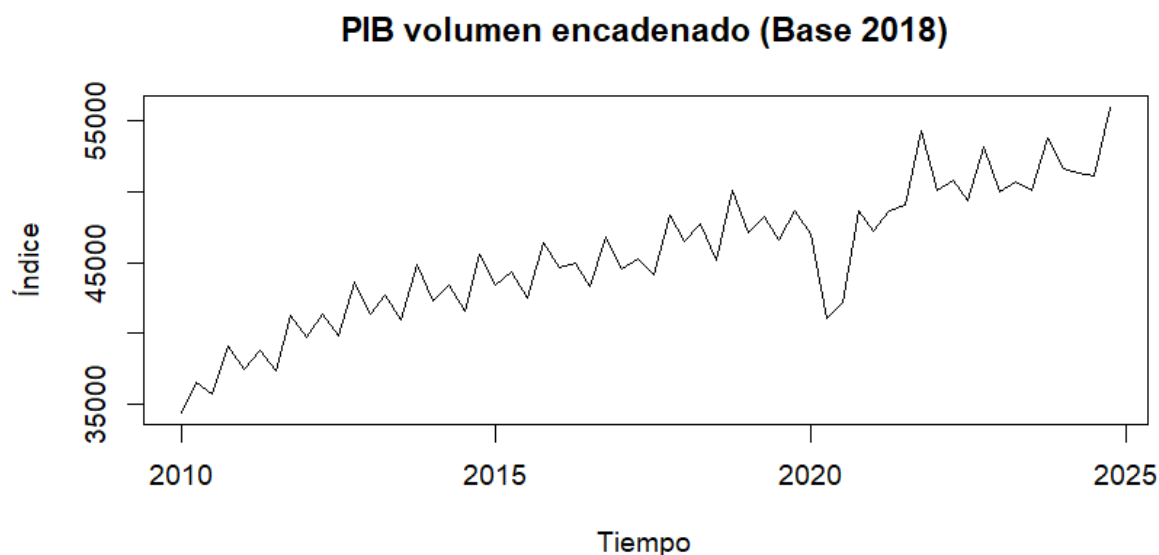
Nota. Banco Central de Chile (2025).

A partir de la serie del PIB real a precios del año anterior encadenado (base 2018), se calcularon las tasas de crecimiento económico con el objetivo de posteriormente analizar la relación entre la variación del producto y la tasa de desempleo. Para ello, se estimó la tasa de crecimiento trimestral ($T1$) como la variación porcentual del PIB respecto al trimestre inmediatamente anterior, y la tasa de crecimiento anual ($T4$) como la variación porcentual respecto al mismo trimestre del año previo. Estas tasas permiten identificar los periodos de expansión y contracción económica, facilitando el análisis empírico de la relación entre el crecimiento económico y el desempleo en el periodo 2010–2024. Los resultados de ambas series: variación trimestral y variación anual del PIB se presentan en el Anexo 1.

La **Figura 1** muestra la evolución del Producto Interno Bruto (PIB) real de Chile a precios del año anterior encadenado (base 2018) durante el periodo 2010–2024.

Se observa una tendencia general creciente del PIB, reflejando el sostenido aumento de la actividad económica nacional a lo largo del periodo analizado. La serie evidencia fluctuaciones cíclicas que corresponden a distintos eventos económicos, tanto internos como externos.

Figura 1. PIB volumen encadenado (Base 2018), 2010–2024



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile (2025).

Particularmente, se aprecia una contracción pronunciada en el año 2020, seguida de una rápida recuperación durante 2021, consistente con la reactivación económica impulsada por medidas fiscales y monetarias expansivas. En los años posteriores, la serie mantiene una trayectoria positiva, aunque con cierta volatilidad, coherente con los ajustes de la política monetaria y la normalización del crecimiento económico.

V.1.2. Tasa de Ocupación

La variable tasa de ocupación se obtuvo del Banco de Datos de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Esta tasa mide el porcentaje de personas ocupadas respecto de la población en edad de trabajar, utilizando la base del Censo 2017 (Instituto Nacional de Estadísticas (INE), s.f.).

La serie original se publica en formato de trimestres móviles, en los cuales cada observación representa el promedio de tres meses consecutivos. Para garantizar la comparabilidad y consistencia con las demás variables macroeconómicas del estudio (como el PIB trimestral), los trimestres móviles fueron transformados a trimestres tradicionales. El

procedimiento consistió en identificar el trimestre calendario correspondiente al mes inicial del trimestre móvil y agrupar las observaciones de cada trimestre tradicional, de modo que cada punto de la nueva serie represente el promedio de las observaciones móviles incluidas dentro del mismo trimestre. En términos generales, la transformación puede expresarse como se muestra a continuación:

$$O_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{nt} M_{i,t} \tag{15}$$

Donde:

- O_t corresponde a la tasa de ocupación estimada para el trimestre tradicional t .
- $M_{i,t}$ representa las observaciones de la tasa de ocupación en formato móvil que caen dentro del trimestre t .
- n_t es el número de observaciones móviles consideradas en dicho trimestre.

La serie original en formato de trimestres móviles se presenta íntegramente en el Anexo 2, con el objetivo de mantener la trazabilidad de los datos y asegurar la transparencia metodológica del procedimiento de transformación.

Como resultado del ajuste metodológico, la Tabla 3 presenta la serie homogénea de frecuencia trimestral de la tasa de ocupación de Chile para el periodo 2010–2024.

Tabla 3.

Tasa de ocupación trimestral de Chile, 2010–2024 (%)

Año	T1	T2	T3	T4
2010	54.2	54.6	55.6	56.6
2011	56.9	56.9	56.9	57.3
2012	57.4	57.0	57.4	57.7
2013	57.9	57.6	57.6	58.3
2014	58.2	57.4	57.6	58.3

2015	57.9	57.7	58.2	58.7
2016	58.0	57.6	57.9	58.3
2017	58.1	58.1	58.5	59.0
2018	58.6	58.0	58.0	58.7
2019	58.2	58.0	58.3	58.6
2020	52.5	45.4	48.5	51.1
2021	51.0	51.2	53.0	54.4
2022	55.0	55.0	55.0	55.3
2023	55.7	55.6	55.7	56.4
2024	57.0	56.6	56.4	56.9

Nota. Elaboración propia en base a datos del Instituto Nacional de Estadísticas

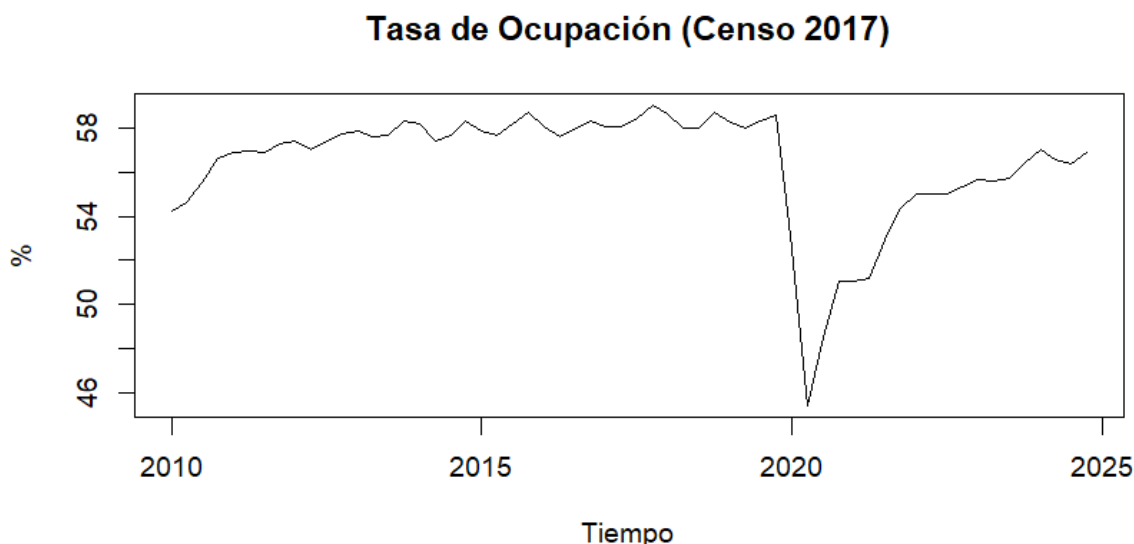
A partir de la serie trimestral de la tasa de ocupación transformada a trimestres tradicionales, se calcularon las tasas de variación trimestral ($T1_{ocu}$) y variación anual ($T4_{ocu}$) con el fin de analizar el comportamiento dinámico del empleo en el periodo 2010–2024.

Estas tasas permiten observar los cambios porcentuales en el nivel de ocupación entre trimestres consecutivos y respecto del mismo trimestre del año anterior, proporcionando una medida de corto y mediano plazo de la evolución del empleo para el periodo estudiado.

Los resultados de estas estimaciones se presentan en el Anexo 3, donde se detallan las tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación para todo el periodo de estudio.

La **Figura 2** muestra la evolución de la tasa de ocupación en Chile entre los años 2010 y 2024, expresada en porcentajes y ajustada según el Censo 2017. En el período comprendido entre 2010 y 2019, la tasa se mantiene relativamente estable, fluctuando entre 56% y 58%, lo que refleja una situación laboral consistente y con leves variaciones de carácter estacional.

Figura 2. Tasa de ocupación (Censo 2017)



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2024).

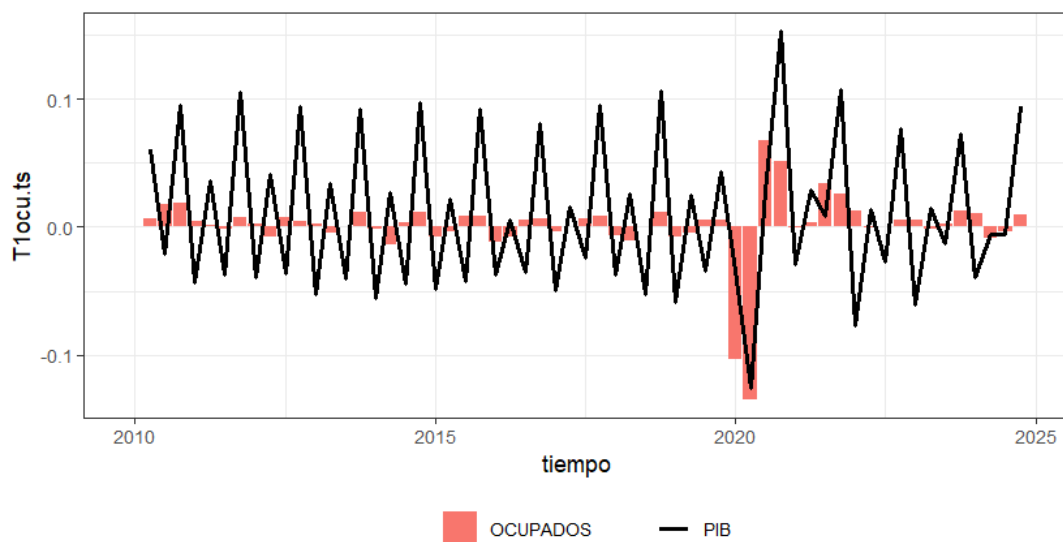
Sin embargo, a partir de 2020 se observa una caída abrupta en la tasa de ocupación, alcanzando niveles cercanos al 45%. Posteriormente, a partir del año 2021, la tasa evidencia un proceso sostenido de recuperación, aunque sin retornar completamente a los niveles previos a la caída.

Hacia 2024, la tasa de ocupación se aproxima nuevamente a valores en torno al 56%, lo que indica una recuperación gradual del empleo, aunque con una estabilización ligeramente inferior al promedio del período previo a 2020.

V.1.3. Relación PIB- ocupación

La **Figura 3** muestra la evolución conjunta de la tasa de crecimiento trimestral del PIB real (línea negra) y la variación trimestral de la tasa de ocupación (barras rojas) durante el período 2010–2024. En el eje horizontal se representa el tiempo, mientras que el eje vertical muestra las tasas de crecimiento en proporción (variación respecto al trimestre anterior).

Figura 3. *Relación entre la variación trimestral del PIB y la tasa de ocupación, 2010–2024*



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2025).

Durante la mayor parte del período, ambas series exhiben fluctuaciones sincronizadas, lo que indica una relación positiva entre el crecimiento económico y el empleo: los aumentos en el PIB tienden a acompañarse de incrementos en la tasa de ocupación, mientras que las contracciones del producto se asocian con reducciones en el empleo.

El evento más destacado ocurre en torno al año 2020, donde se observa una caída abrupta simultánea tanto en el PIB como en la tasa de ocupación. Posteriormente, ambas variables muestran una recuperación rápida, con crecimientos positivos marcados en los trimestres siguientes.

A partir de 2021, las oscilaciones se moderan, aunque se mantiene la correspondencia entre ambas series: las fases de expansión del PIB coinciden con mejoras en la ocupación, y las fases de desaceleración económica se asocian con reducciones leves del empleo. Esta evolución confirma los cambios en el producto interno bruto guardan una relación directa con la dinámica del mercado laboral.

V.1.4 Descomposición las series del PIB y del empleo plazo a partir del filtro Hodrick-Prescott y Beveridge-Nelson

Con el objetivo de analizar la dinámica conjunta entre el crecimiento económico y la ocupación en Chile durante el periodo 2010–2024, se procedió a descomponer las series temporales del Producto Interno Bruto (PIB) real y de la tasa de ocupación en sus componentes de largo plazo (tendencia) y de corto plazo (ciclo). Esta separación permite identificar de forma más clara las fluctuaciones cíclicas asociadas al ciclo económico y eliminar los efectos estructurales o de tendencia que podrían distorsionar la estimación de la relación propuesta por la Ley de Okun.

En primer lugar, ambas series se transformaron mediante el logaritmo natural, lo que facilita la interpretación de las variaciones como tasas de crecimiento aproximadas y estabiliza la varianza. Posteriormente, se aplicó un ajuste estacional con el método X-13-ARIMA-SEATS (Bureau, US Census, 2023), a fin de eliminar patrones recurrentes asociados a la estacionalidad trimestral.

A continuación, se implementaron dos métodos de descomposición complementarios para obtener el componente cíclico (la brecha) de cada serie:

1. Filtro de Hodrick–Prescott (HP): Se aplicó el filtro (Hodrick & Prescott, 1997) utilizando un parámetro de suavizamiento $\lambda = 1600$, recomendado para datos trimestrales. Este filtro separa la serie en una tendencia suave de largo plazo y un componente cíclico que capta las desviaciones temporales respecto a dicha tendencia.
2. Descomposición Beveridge–Nelson (BN): Se utilizó el método BN (Beveridge & Nelson, 1981), basado en un modelo autorregresivo integrado (ARIMA) con ocho rezagos. Este método distingue entre el componente permanente (tendencia esperada) y el transitorio (ciclo), siendo una alternativa robusta al filtro HP, particularmente sensible a los puntos finales de la muestra.

La **Figura 4** presenta ambas descomposiciones para el PIB y permite observar la efectividad de los filtros al aislar las tendencias de los componentes cíclicos.

Figura 4. Descomposición del PIB: filtros de Hodrick–Prescott y Beveridge–Nelson, 2010–2024



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile (2025).

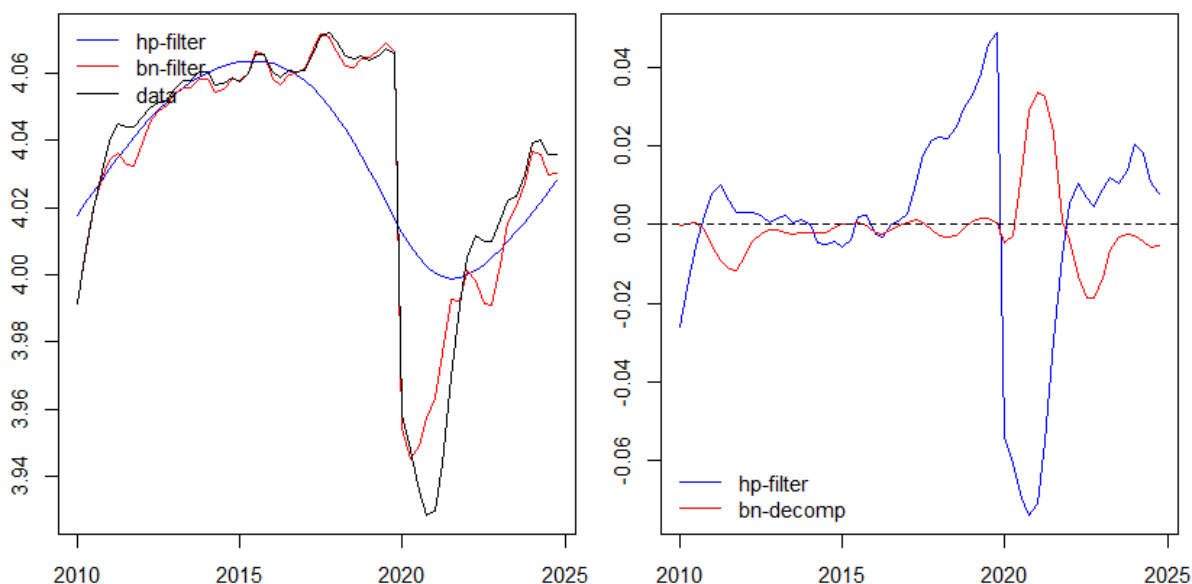
En el gráfico de la izquierda se observa la serie del PIB (línea negra) junto con las tendencias extraídas por el filtro de Hodrick-Prescott (HP, azul) y el filtro de Beveridge-Nelson (BN, rojo). El filtro HP tiende a suavizar excesivamente la trayectoria (línea azul), mostrando una tendencia relativamente estable que asume que el *shock* de 2020 es puramente transitorio. En contraste, el filtro BN presenta una mayor sensibilidad (línea roja), ajustándose más a los movimientos de la serie observada, especialmente en el periodo (2020-2022) lo que resulta en una tendencia más volátil y cercana a los movimientos de largo plazo.

El gráfico de la derecha muestra las brechas o componentes cíclicos resultantes de cada filtro, es decir, la diferencia entre el PIB observado y su tendencia estimada. Antes de 2020, ambas brechas se mantienen en torno a cero, con oscilaciones. Durante 2020, el filtro HP muestra una caída intensa, no permite que el *shock* afecte permanentemente la tendencia, atribuyendo casi toda la desviación de 2020 al ciclo. Mientras que el BN refleja un ciclo más atenuado y con una recuperación relativamente más rápida, porque este filtro incorpora parte del shock como un cambio en la tendencia, lo que resulta más plausible para una crisis sistémica.

Dada esta evidencia, y considerando que el filtro Beveridge-Nelson (BN) logra una mejor identificación del componente permanente y produce una brecha cíclica más adecuada en el contexto de una crisis con efectos persistentes (2020-2022), esta brecha es la seleccionada para representar la Brecha de Producción en la estimación del modelo de Okun.

La **Figura 5** muestra la descomposición de la tasa de ocupación en Chile durante el período 2010–2024, obtenida mediante los filtros de Hodrick–Prescott (HP) y Beveridge–Nelson (BN). El panel izquierdo presenta la serie original (en logaritmos) junto a sus componentes de tendencia estimados por ambos métodos, mientras que el panel derecho muestra las fluctuaciones cíclicas o desviaciones respecto a la tendencia de largo plazo.

Figura 5. *Descomposición de la tasa de ocupación: filtros de Hodrick–Prescott y Beveridge–Nelson, 2010–2024*



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2025).

En el panel izquierdo, se observa que ambas tendencias presentan una evolución relativamente estable entre 2010 y 2019, con un leve crecimiento sostenido. Luego se observa la caída abrupta en 2020, posteriormente se evidencia una recuperación paulatina en los años 2021 y 2022. Se observa que el filtro BN (línea roja) sigue de cerca la tendencia del PIB,

reaccionando mejor a los aumentos y disminuciones, en cambio, el filtro HP (línea azul) suaviza al extremo la tendencia.

El panel derecho permite visualizar el componente cíclico resultante de cada filtro aplicado a la serie de la ocupación. Se observa que el filtro HP tiene oscilaciones con una mayor amplitud, destacando las del periodo 2019-2020. En cambio, el filtro BN se mantiene con ciclos más atenuados, captando de mejor manera el periodo de cambios abruptos.

Al comparar los resultados obtenidos mediante los filtros de Hodrick–Prescott (HP) y Beveridge–Nelson (BN), se aprecia que el filtro Beveridge–Nelson ofrece un mejor ajuste a los datos observados, tanto para el PIB como para la tasa de ocupación. Esto se debe a que el método BN, al basarse en la descomposición de una representación autorregresiva integrada (ARIMA) de la serie, permite identificar con mayor precisión las fluctuaciones cíclicas efectivas y los cambios estructurales en el nivel de tendencia.

En los gráficos, puede observarse que la tendencia estimada por el BN (línea roja) sigue más de cerca la trayectoria real de las series, reflejando de manera más fiel los episodios de caída y recuperación. Por el contrario, el filtro HP (línea azul) genera una tendencia excesivamente suavizada, que atenúa la magnitud de los movimientos y retrasa la identificación de los giros en el ciclo económico.

En consecuencia, el filtro de Beveridge–Nelson se considera más adecuado para este análisis, ya que su componente cíclico reproduce con mayor exactitud las fluctuaciones de corto plazo, permitiendo una representación más realista del comportamiento conjunto del PIB y del empleo. Por esta razón, los resultados derivados del BN se emplean como referencia principal en el contraste empírico de la Ley de Okun para Chile, mientras que las estimaciones obtenidas con el HP se mantienen como un ejercicio complementario de robustez.

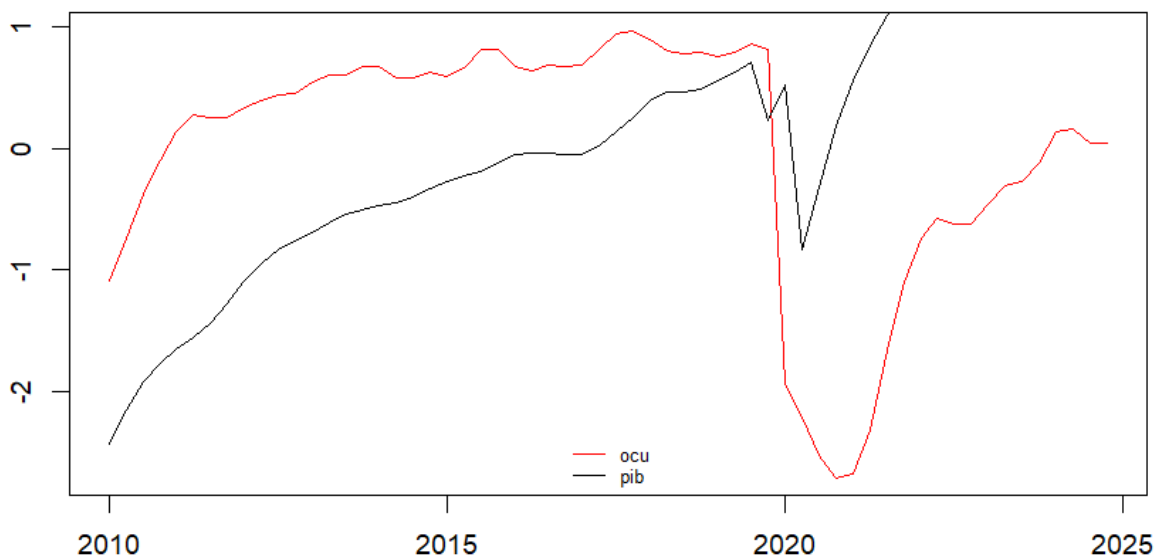
V.1.5. Prueba inicial de relación PIB-empleo

Se observa que el PIB y el empleo tienen una relación positiva y están correlacionadas, ya que presentan trayectorias similares en el tiempo, con fases de expansión y contracción coincidentes. Pero es necesario primero comprobar si es una relación real. Para representar ambas series conjuntamente para ver si tienen un comportamiento similar, utilizamos los

logaritmos calculados antes para poder relacionar el PIB y el empleo que tienen escalas diferentes.

La Figura 6 muestra la evolución de las series del PIB y la tasa de ocupación, ambas en logaritmos, a lo largo del periodo 2010–2024.

Figura 6. *Evolución del PIB y la tasa de ocupación en logaritmos (2010–2024).*



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas.

En el gráfico se observa la evolución conjunta del PIB real y la tasa de ocupación (Censo 2017) entre 2010 y 2024, ambas expresadas en logaritmos. Ambas series mantienen un patrón similar. Desde 2010 hasta 2019 se observa un crecimiento sostenido, con oscilaciones moderadas. El gráfico muestra una caída abrupta y simultánea en ambas series en 2020. El PIB (negro) desciende de manera significativa, pero con una recuperación relativamente rápida a partir de 2021. El empleo (rojo) cae más profundamente y su recuperación es más lenta y menos pronunciada. El PIB muestra una recuperación más completa, incluso alcanzando niveles superiores a los previos a la crisis. El empleo, en cambio, no logra volver al mismo ritmo de crecimiento. La curva se estabiliza en valores menores, evidenciando una desaceleración estructural en la capacidad de generación de empleo.

Este comportamiento sugiere la posibilidad de que estén cointegradas, es decir, que exista una relación de equilibrio de largo plazo que las vincule, pese a que en el corto plazo puedan mostrar desviaciones. Sin embargo, la observación visual no es suficiente para confirmar que la relación sea real y no espuria. Por lo tanto, es necesario someter las series a pruebas estadísticas.

V.1.6. Estimación Modelo de regresión lineal simple

Primero se estimó un modelo de regresión lineal simple donde la brecha del empleo ($gap(OCU)$) se explica mediante la brecha del PIB ($gap(PIB)$). Este modelo permite aproximar la elasticidad del empleo respecto a la actividad económica, es decir, cuánto varía la ocupación ante cambios en el nivel de producto.

El modelo estimado se expresa de la siguiente manera:

$$gap(OCU_t) = \alpha + \beta gap(PIB_t) + \varepsilon_t \quad (16)$$

Donde:

- $gap(OCU_t)$: brecha del empleo en el período t .
- $gap(PIB_t)$: brecha del producto en el período t .
- α : intercepto del modelo.
- β : elasticidad de la ocupación respecto al ciclo económico.
- ε_t : término de error.

El interés principal recae en el coeficiente β , que cuantifica cuánto cambia el empleo cíclico ante un cambio en el producto cíclico.

Los coeficientes estimados se muestran en la Tabla 4:

Tabla 4*Resultados de la estimación de la Ley de Okun (MCO)*

Variable Dependiente: gap(ocu)	Coefficientes	Error Estándar
Brecha de Producción (gap(pib))	0.412***	0.048
Constante α	0.005***	0.001
Observaciones	60	-
R^2 Ajustado	0.555	-
Error Estándar Residual	0.006 (df = 58)	-
Estadístico F	74.535*** (df = 1; 58)	-

Nota: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

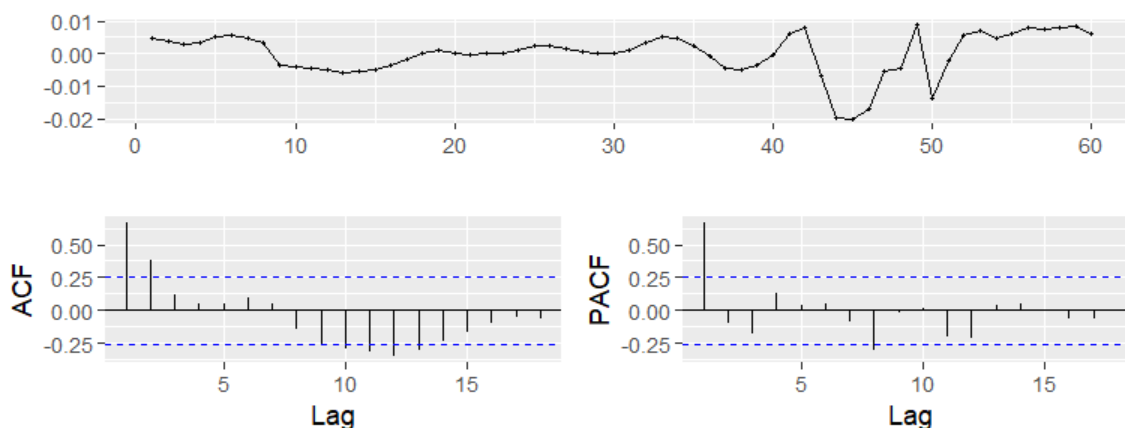
La regresión entre la brecha del PIB y la brecha del empleo arrojó un coeficiente positivo y estadísticamente significativo ($\beta = 0.412$, $p < 0.01$), lo que indica que existe una relación directa entre el crecimiento económico y la ocupación: cuando el PIB aumenta, la tasa de empleo tiende a incrementarse. El modelo explica aproximadamente un 56% de la variabilidad en la brecha del empleo (R^2 ajustado = 0.555), lo que evidencia una asociación importante entre ambas variables.

Una vez ajustado el modelo, se aplicó el test de Ljung–Box a los residuos con el fin de verificar si existía autocorrelación serial, es decir, dependencia entre los errores a lo largo del tiempo.

El test de Ljung–Box arrojó un estadístico $Q = 52.089$ con un p-valor de $1.09e-07$, lo que implica rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación. Este resultado sugiere que los errores del modelo están correlacionados, es decir, que existe dependencia temporal en los residuos. Lo cual sugiere que el modelo MCO simple es ineficiente. Para confirmar

visualmente este resultado y determinar la estructura de la dependencia, se analiza la Figura 8, que presenta la evolución de los residuos junto con sus funciones de autocorrelación (ACF y PACF).

Figura 7. *Análisis de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos del modelo de regresión entre brecha del PIB y brecha del empleo*



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas.

En la parte superior se muestra la evolución temporal de los residuos del modelo, los cuales oscilan alrededor de cero, pero mantienen cierta persistencia a lo largo del tiempo, lo que sugiere la presencia de autocorrelación. Los gráficos inferiores presentan la función de autocorrelación (ACF) y la función de autocorrelación parcial (PACF). En el gráfico ACF se observa un valor positivo elevado en el primer retardo, seguido de una disminución gradual, lo que indica dependencia serial positiva entre los errores. La PACF confirma este comportamiento, mostrando un primer retardo significativo y luego una rápida caída, lo que refuerza la evidencia de autocorrelación de primer orden.

Los resultados obtenidos confirman que el modelo lineal logra captar adecuadamente la relación general entre el PIB y el empleo, evidenciando una asociación positiva entre ambas variables. No obstante, los residuos presentan un comportamiento dinámico y cierta dependencia temporal, lo que sugiere que las series no son completamente aleatorias.

Esta detección de no aleatoriedad en los residuos exige un análisis más riguroso de la naturaleza de las series. Por lo tanto, resulta imperativo aplicar pruebas adicionales de raíces

unitarias y cointegración. El objetivo de este paso es determinar si la relación observada entre el PIB y el empleo corresponde a un equilibrio estructural de largo plazo o si, por el contrario, se trata de una relación espuria producto de la no estacionariedad de las series de tiempo.

V.1.7. Prueba de raíces unitarias: Test de Dickey–Fuller aumentado (ADF)

Con el objetivo de comprobar si las series del logaritmo del PIB y del empleo son estacionarias, se aplicó el test de Dickey–Fuller aumentado (ADF). Este contraste permite determinar la presencia de una raíz unitaria, es decir, si las series presentan una tendencia estocástica que impide tratarlas como estacionarias. La hipótesis nula (H_0) plantea que la serie no es estacionaria, es decir, contiene una raíz unitaria, mientras que la hipótesis alternativa (H_1) sostiene que la serie es estacionaria.

Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Tabla 5.

Resultados test ADF PIB y Ocupación en logaritmos

Serie	Estadístico Dickey-Fuller	p-valor	Decisión (p vs 0.05)	Conclusión
Log PIB	-3.5003	0.04921	$p < 0.05$	Rechaza H_0 (Estacionaria)
Log Ocupación	-2.6214	0.3236	$p > 0.05$	No rechaza H_0 (No Estacionaria)

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas.

- Para el PIB en logaritmos ($lpib$), el estadístico Dickey–Fuller fue de -3.5003 con un p-valor de 0.04921 , lo que permite rechazar H_0 al 5 % de significación. Esto indica que la serie del PIB puede considerarse estacionaria en niveles o, al menos, cercana a la estacionariedad.
- En cambio, para el empleo en logaritmos ($locu$), el estadístico fue de -2.6214 y el p-valor de 0.3236 , por lo que no se rechaza H_0 , evidenciando que la serie del empleo no es estacionaria en niveles y podría contener una raíz unitaria.

Estos resultados sugieren que las series presentan comportamientos distintos en cuanto a su orden de integración: mientras el PIB parece estacionario en niveles, el empleo muestra una tendencia más persistente. Dado que la falta de estacionariedad puede generar relaciones espurias en el análisis econométrico, en los apartados siguientes se procede a diferenciar las series para verificar si alcanzan la estacionariedad y así continuar con las pruebas de cointegración.

V.1.8. Prueba de estacionariedad en primeras diferencias

Tras los resultados obtenidos en niveles, se procedió a aplicar nuevamente el test de Dickey–Fuller aumentado (ADF) a las primeras diferencias de ambas series, con el fin de comprobar si estas se vuelven estacionarias después de eliminar posibles tendencias estocásticas.

Este procedimiento es fundamental en el análisis de series macroeconómicas para determinar el orden de integración $I(d)$ de cada variable. Al diferenciar la serie, se busca eliminar posibles tendencias estocásticas y asegurar que la nueva serie transformada sea estacionaria $I(0)$.

Los resultados muestran que:

- Para el PIB en primeras diferencias ($\Delta lpib$), el test ADF arrojó un p-valor menor al nivel de significación del 1 %, lo que permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Esto implica que la serie del PIB se vuelve estacionaria tras aplicar una diferencia, es decir, es una serie integrada de orden uno, $I(1)$.

- Para el empleo en primeras diferencias ($\Delta locu$), el estadístico Dickey–Fuller fue de -3.3152 con un p-valor de 0.07791 , por lo que se rechaza H_0 al 10 % de significación. Esto indica que la serie del empleo también alcanza la estacionariedad tras la primera diferenciación, aunque con una menor evidencia estadística que el PIB.

Tabla 6.

Resultados del Test ADF en primeras diferencias

Serie	Estadístico Dickey-Fuller	p-valor	Decisión	Conclusión I(d)
$\Delta lpib(PIB)$	-	$p < 0.01$	Rechaza H_0 al 1%	I(1)
$\Delta locu(Ocupación)$	-33.152	0.07791	Rechaza H_0 al 10%	I(1)

Nota: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. H_0 : Hay raíz unitaria (No estacionaria).

5.1.9. Prueba de estacionariedad para las brechas del PIB y del empleo

Una vez comprobada la no estacionariedad de las series del PIB y del empleo en primeras diferencias, se aplicó nuevamente el test de Dickey–Fuller aumentado (ADF) a las series que representan sus brechas cíclicas $gap(pib)$ y $gap(ocu)$. Estas brechas corresponden a las desviaciones del PIB y del empleo respecto a sus respectivas tendencias de largo plazo, obtenidas mediante el filtro Beveridge–Nelson. El objetivo de esta prueba es confirmar si los componentes cíclicos son estacionarios, es decir, si fluctúan alrededor de un valor medio constante en el tiempo.

Los resultados fueron los siguientes:

Tabla 7.*Resultados del Test ADF brechas del PIB y empleo*

Serie	Estadístico		Decisión	Conclusión I(d)
	Dickey- Fuller	p-valor		
<i>Brecha PIB gap(pib)</i>	(No reportado)	p < 0.01	Rechaza H0 (Raíz unitaria)	I (0)
<i>Brecha Ocupación gao(ocu)</i>	-3.2818	0.08306	Rechaza H0 al 10%	I (0) (Débil)

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. H0: Hay raíz unitaria (No estacionaria).

- Para la brecha del PIB (gappib), el test ADF arrojó un p-valor menor al nivel de significación del 1 %, lo que permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Esto indica que la serie de la brecha del PIB es estacionaria, reflejando que sus fluctuaciones cíclicas tienden a volver a su media en el largo plazo.
- En el caso de la brecha del empleo (gapocu), el estadístico Dickey–Fuller fue de –3.2818 con un p-valor de 0.08306, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 10 % de significación. Esto sugiere que la brecha del empleo también puede considerarse débilmente estacionaria, aunque con menor evidencia estadística que el PIB.

V.1.10. Prueba de estacionariedad para serie del PIB y de la Ocupación sin diferencias

Para complementar el diagnóstico de estacionariedad, se aplicó el Test de Dickey–Fuller Aumentado (ADF) a las series originales en logaritmos utilizando la librería urca (Pfaff, 2008). Este test incluyó un modelo con constante y tendencia determinista con el objetivo de evaluar la presencia y significancia de una trayectoria de crecimiento lineal a largo plazo.

La **Tabla 8** resume la estimación de los componentes deterministas (Constante e Intercepto) para ambas series, evaluando si el crecimiento observado es estadísticamente significativo.

Tabla 8.

Componentes Deterministas del Modelo ADF para PIB y Ocupación en logaritmos

Serie	Parámetro	Estimación	Error estándar	t-value	p-value
Log PIB	Intercepto	50.788	14.194	3.578	0.000889 ***
Log PIB	Tendencia (tt)	0.00223	0.00066	3.381	0.001573 **
Log Ocupación	Intercepto	0.5555	0.2855	1.946	0.0582*
Log Ocupación	Tendencia (tt)	-0.000176	0.000215	-0.820	0.4150

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Los resultados muestran que tanto la constante como la tendencia fueron estadísticamente significativas ($p < 0.01$ y $p < 0.05$, respectivamente). Lo que sugiere que la serie del PIB presenta un crecimiento tendencial. Sin embargo, la evidencia no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que el PIB no es estacionario en niveles. Por ello, se mantiene el modelo con drift y tendencia como el más adecuado para describir su comportamiento, y se procede posteriormente a diferenciar la serie para alcanzar la estacionariedad.

Para la ocupación, los resultados son menos concluyentes: la constante es marginalmente significativa (al 10%), mientras que la tendencia (-0.000176) no resulta significativa ($p > 0.4$). Esto sugiere que, si bien la ocupación mantiene un nivel medio diferente de cero, no presenta una tendencia determinista clara a lo largo del periodo, a diferencia del PIB.

En línea con el PIB, los estadísticos de contraste del ADF para la ocupación también confirman que no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, reiterando la conclusión de que la serie del empleo no es estacionaria en niveles.

V.1.11. Prueba de estacionariedad para serie del PIB y de la Ocupación en primeras diferencias con constante y tendencia

Tras confirmar que ambas series en niveles ($lpib$ y $locu$) no son estacionarias, se aplicó el Test de Dickey–Fuller Aumentado (ADF) a las primeras diferencias (Δ) de las series. El objetivo es determinar el orden de integración I (1) de cada variable. Se utilizó el modelo más general, incluyendo constante (drift) y tendencia determinista, para garantizar la robustez del contraste.

La **Tabla 9** consolida los resultados de los coeficientes del Test ADF para ambas series:

Tabla 9.

Resultados prueba ADF en primeras diferencias con constante y tendencia

Parámetro	$\Delta lpib$ (PIB)	$\Delta locu$ (Ocupación)
Intercepto	0.002936	-0.002434
p-value (Intercepto)	0.796	0.74492
z.lag.1 (Raíz unitaria)	-1.015e+00	-7.206e-01
p-value (Raíz unitaria)	9.9e-05 ***	0.00054 ***
Tendencia	0.00005951	0.00005796
p-value (Tendencia)	\$0.842\$	0.76889
Estadístico τ_3	-4.3016	-3.7468

Decisión sobre H_0	Rechazada al 1%	Rechazada al 5%
Conclusión I(d)	I (1)	I (1)

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Los resultados muestran que ni el intercepto ni la tendencia son significativos en las primeras diferencias para ninguna de las dos series. Sin embargo, el valor del estadístico τ_3 (el valor t de la variable $z.lag.1$) es significativo para ambas:

- PIB (Δpib): El valor τ_3 de -4.3016 supera el valor crítico al 1% (aproximadamente -4.04), lo que confirma que la serie es estacionaria tras la primera diferenciación (I(1)).
- Ocupación ($\Delta locu$): El valor τ_3 de -3.7468 supera el valor crítico al 5% (aproximadamente -3.45), lo que también confirma que la serie es estacionaria tras la primera diferenciación (I (1)).

V.1.12. Prueba de estacionariedad para serie del PIB con constante y sin tendencia

Se aplicó el **Test de Dickey–Fuller Aumentado (ADF)** a la serie del logaritmo del PIB bajo la especificación de con constante, pero sin tendencia determinista. El objetivo era confirmar si esta especificación más parsimoniosa es suficiente para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

La **Tabla 10** resume los resultados del Test ADF:

Tabla 10.

Resultados del test ADF para el PIB con constante

Parámetro	Estimación del Coeficiente	t-value	Decisión del Test ADF
<i>(Intercepto)</i>	0.005045	1.247	No significativo

<i>z.lag.1</i> (Raíz Unitaria)	-1.014795	-4.348	Rechazada H_0 al 1% ***
<i>z.diff.lag</i> (Autocorrelación)	-0.150875	-1.000	No significativo
Estadístico τ_2 (Valor del Test)	-4.348	Valor crítico (5%)	-2.89

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. $**p < .001$.

Los resultados muestran que el coeficiente asociado al término rezagado de la variable dependiente, *z.lag.1*, es estadísticamente significativo al 1%, con un valor t de -4.348. Este estadístico supera en valor absoluto al correspondiente valor crítico para el test τ_2 , situado en -3.51 al 1% de significancia. En consecuencia, se rechaza de manera contundente la hipótesis nula de raíz unitaria. Esto indica que el PIB en niveles es estacionario en niveles I (1) bajo esta especificación.

V.1.13. Prueba de estacionariedad para serie de la Ocupación sin constante y sin tendencia

Para completar el diagnóstico de la serie de la ocupación (*locu*), se aplicó el Test de Dickey–Fuller Aumentado (ADF) bajo la especificación más restrictiva: sin constante ni tendencia determinista (Test none). El objetivo es comprobar si la serie logra la estacionariedad sin ningún componente determinista.

La regresión auxiliar del Test ADF para la arrojó los siguientes resultados:

Tabla 11.

Resultados del test ADF para la Ocupación (sin constante y sin tendencia)

Parámetro	Estimación del Coeficiente	t-value	Decisión del Test ADF
------------------	-----------------------------------	----------------	------------------------------

<i>z.lag.1</i> (Raíz Unitaria)	-0.71611	-3.816	Rechazo de (H ₀) al 1% ***
<i>z.diff.lag</i> (Autocorrelación)	-0.08284	-0.551	No significativo
Estadístico τ_1 (Valor del Test)	-3.8159	Valor crítico (5%)	-1.95

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$.

El coeficiente asociado al término rezagado principal, *z.lag.1*, presenta un valor t de -3.816. Al compararlo con el valor crítico al 1% (-2.6), se tiene que $-3.8159 < -2.6$. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% bajo esta especificación.

V.1.14. Prueba de estacionariedad para brechas del PIB y la Ocupación con tendencia y constante

Para garantizar la validez del modelo de Okun, se realizó un Test de Dickey–Fuller Aumentado (ADF) a las brechas cíclicas del PIB y de la ocupación bajo la especificación incluyendo constante y tendencia determinista. Este test confirma que, al ser desviaciones de una tendencia, las brechas son estacionarias (I (0)).

La **Tabla 12** resume los resultados del Estadístico de Contraste τ_3 para ambas brechas, bajo la regresión con tendencia:

Tabla 12.

Resultados del test ADF para las brechas del PIB y Ocupación con constante y tendencia

Brecha	τ_3 (Estadístico ADF)	Valor crítico (1%)	Decisión ADF	Conclusión
--------	-------------------------------	-----------------------	--------------	------------

Brecha PIB Gap(PIB)	-4.5752	-4.04	Rechazo de (H_0) al 1%	I (0)
Brecha ocupación Gap(Ocu)	-4.3298	-4.04	Rechazo de (H_0) al 1%	I (0)

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas.

Los resultados son contundentes para ambas series:

1. Brecha PIB: El estadístico τ_3 de -4.5752 es significativamente menor que el valor crítico al 1% (-4.04). Esto permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con alta confianza.
2. Brecha Ocupación: El estadístico τ_3 de -4.3298 también es menor que el valor crítico al 1% (-4.04), lo que resulta en el rechazo de la hipótesis nula.

Ambas brechas cíclicas son estacionarias, I (0). Esto es un requisito metodológico fundamental y confirma que las desviaciones del PIB y de la ocupación con respecto a su tendencia de largo plazo son temporales y tienden a desaparecer con el tiempo.

V.1.15. Prueba de estacionariedad para serie del Gap (PIB) y Gap (Ocu) sin tendencia y sin constante

Para asegurar la robustez de la conclusión de estacionariedad obtenida en la sección anterior, se aplicó el test de Dickey-Fuller Aumentado a las brechas cíclicas del PIB y la ocupación bajo la especificación sin constante ni tendencia determinista.

La **Tabla 13** consolida los resultados del Estadístico de Contraste (τ_1) para ambas brechas:

Tabla 13.

Prueba ADF para brechas del PIB y Ocupación

Parámetro	τ_1 (Estadístico ADF)	Valor crítico (5%)	Decisión ADF	Conclusión
-----------	----------------------------------	-----------------------	-----------------	------------

Brecha PIB Gap(PIB)	-3.1485	-1.95	Rechazo de (H ₀) al 5%	I(0)
Brecha ocupación Gap(Ocu)	-4.4303	-1.95	Rechazo de (H ₀) al 1%	I(0)

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. Valores críticos τ_1 : -2.60 (1%), -1.95 (5%), -1.61 (10%).
** $p < .001$; * $p < .01$.

En el caso del Gap (PIB), el coeficiente asociado al término rezagado, $z.lag.1$, es significativo al 1%, con un estadístico t de -3.148, lo cual supera en magnitud absoluta al valor crítico del estadístico τ_1 (-1.95 al 5%). Esta evidencia permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Aunque uno de los rezagos de la diferencia aparece como significativo, el término de corrección por autocorrelación inmediato no lo es; sin embargo, esta característica no afecta la conclusión general del test, ya que la decisión sobre estacionariedad depende exclusivamente del coeficiente del rezago de las series.

En el caso del Gap (Ocupación), la evidencia a favor de la estacionariedad es aún más contundente. El coeficiente $z.lag.1$ es altamente significativo al 1%, con un estadístico t de -4.430, mucho más extremo que el valor crítico más restrictivo (-2.60 para el 1%). Tanto el test τ_1 como la significancia del rezago principal indican sin ambigüedad que la serie no presenta raíz unitaria. Además, el término de autocorrelación $z.diff.lages$ significativo, lo que sugiere cierta dinámica residual, pero nuevamente esto no altera la validez del contraste de raíz unitaria.

La estacionariedad confirmada empíricamente para ambas series respalda su uso en modelos que requieren variables I(0), y resulta consistente con los fundamentos teóricos de los modelos de brecha del producto y del empleo.

V.1.15. Estimación inicial del Modelo de la Ley de Okun (ECM)

Una vez confirmada la condición de que ambas series originales son integradas de orden uno (I1), se procedió a la estimación empírica de la Ley de Okun. La estimación se realiza en su forma de brechas, utilizando las variables estacionarias creadas previamente

(sección 5.1.13), lo cual es análogo a estimar la relación de largo plazo en un Modelo de Corrección de Errores (ECM), ya que trabajar con las brechas implica haber separado previamente la tendencia de largo plazo (componente permanente) y analizar únicamente las fluctuaciones transitorias alrededor de ella.

Para ello, se estimó un modelo de regresión lineal simple de la forma:

$$\text{GAP}(\text{OCU}_t) = \alpha + \beta \text{GAP}(\text{PIB}_t) + \varepsilon_t \quad (17)$$

donde:

- $\text{GAP}(\text{OCU}_t)$ representa el componente cíclico del empleo, es decir, la desviación del nivel de ocupación respecto a su tendencia de largo plazo.
- $\text{GAP}(\text{PIB}_t)$ es el componente cíclico del PIB, que refleja la brecha entre el producto real y el producto potencial.
- ε_t corresponde al término de error del modelo.

El parámetro β mide la intensidad y dirección de la relación cíclica entre ambas variables: un valor positivo de β implica que las fases expansivas del PIB se asocian con aumentos en el empleo, y las fases contractivas, con reducciones.

Los resultados obtenidos muestran que el coeficiente estimado para el PIB cíclico es $\beta = 0.412$, con un nivel de significancia estadística muy alto ($p < 0.001$). Esto confirma la existencia de una relación positiva y significativa entre el ciclo económico y el empleo, en línea con la hipótesis de Okun. El intercepto ($\alpha = 0.0045$) también resulta significativo, lo que sugiere que existen leves desviaciones estructurales o persistentes no explicadas únicamente por las fluctuaciones del producto.

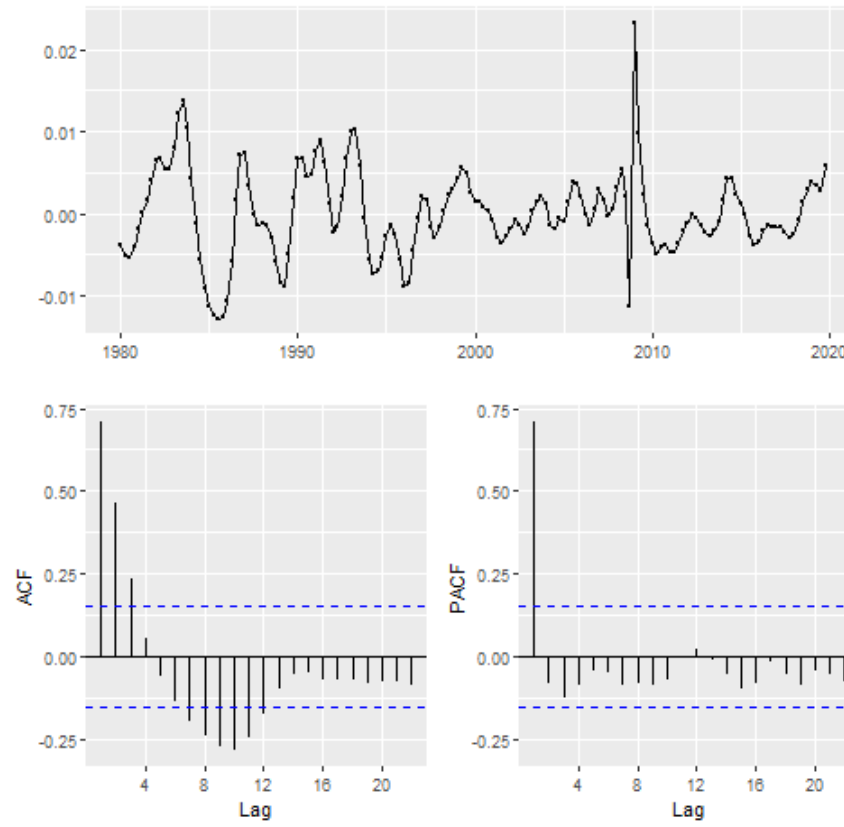
El modelo presenta un coeficiente de determinación $R^2 = 0.56$, lo cual indica que aproximadamente el 56 % de la variabilidad en el componente cíclico del empleo se explica por las variaciones del componente cíclico del PIB. Este grado de ajuste puede considerarse adecuado para un modelo macroeconómico de series trimestrales.

Tras la estimación inicial del modelo que relaciona la brecha de ocupación y la brecha del PIB, se evaluó la pertinencia de mantener el término constante (α) dentro de la especificación. Aunque el intercepto resultó estadísticamente significativo en la primera regresión, su inclusión debía contrastarse desde una perspectiva de parsimonia y adecuación econométrica, especialmente considerando que ambas variables utilizadas, las brechas cíclicas, están definidas como desviaciones respecto a su tendencia de largo plazo y, por tanto, se encuentran centradas en torno a cero. En estos casos, la presencia de un término constante puede carecer de interpretación económica y generar un desplazamiento artificial del modelo.

Con este propósito, se examinó el criterio de información de Akaike (AIC) asociado al modelo completo, que obtuvo un valor de $AIC = -430.6846$. El AIC constituye una medida que penaliza la complejidad del modelo al tiempo que evalúa su capacidad de ajuste, de modo que valores más bajos reflejan un mejor compromiso entre precisión y parsimonia (*Akaike, 1974*). En consecuencia, si la eliminación del intercepto no produce un incremento significativo en el AIC, puede justificarse estadística y conceptualmente la preferencia por un modelo sin constante.

La **Figura 8**, correspondiente a la serie de residuos, junto con sus funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), respalda esta evaluación preliminar, ya que no se observa evidencia sistemática de autocorrelación ni patrones que sugieran omisiones estructurales relevantes. A partir de ello, se procedió a reestimar el modelo excluyendo el intercepto, con el fin de determinar si esta simplificación preserva o incluso mejora la calidad del ajuste estadístico. Este paso resulta fundamental para seleccionar una especificación consistente con la naturaleza de los datos y con las propiedades teóricas de los modelos basados en brechas cíclicas.

Figura 8. Diagnóstico de residuos del modelo sin retardos ($AIC = -430.6846$)



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas.

V.1.16. Modelo con rezago del componente cíclico del PIB

Con el fin de mejorar el ajuste del modelo y capturar posibles efectos de retardo en la respuesta del empleo ante las fluctuaciones del PIB, se estimó una versión extendida de la ecuación de Okun que incorpora un término rezagado del componente cíclico del PIB ($GAP(PIB)$). El modelo estimado adopta la siguiente forma:

$$GAP(OCU_t) = \alpha + \beta_1 GAP(PIB_t) + \beta_2 GAP(PIB_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (18)$$

donde el término $GAP(PIB_{t-1})$ representa el valor rezagado del ciclo del PIB, permitiendo analizar si el impacto de las variaciones económicas sobre el empleo se manifiesta de manera inmediata o con cierto desfase temporal.

Los resultados del modelo (**Tabla 14**) indican que la brecha contemporánea del PIB mantiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la brecha de ocupación ($\beta_1 = 0.3264$; $p < 0.01$), mientras que el coeficiente asociado al primer retardo de la brecha del PIB presenta una significancia marginal ($\beta_2 = 0.1265$; $p \approx 0.058$), lo que sugiere la existencia de un mecanismo de ajuste gradual del empleo ante perturbaciones en el ciclo económico.

Tabla 14.

Resultados del modelo dinámico entre $gao(ocu)$ y $gap(pib)$ con un retardo

Parámetro	Estimación del coeficiente	Error estándar	t-value	Significancia
Intercepto	0.0048498	0.0009412	5.153	***
Gap (PIB_t)	0.3263568	0.0656611	4.970	***
Gap (PIB_{t-1})	0.1264906	0.0653732	1.935	.
Error estándar residual	0.006342	—	—	—
R² / R² ajustado	0.5936 / 0.5791	—	—	—
F-statistic (gl)	40.90 (2, 56)	—	—	***

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, . indica $p < .10$.

El coeficiente rezagado es marginalmente significativo ($p = 0.0581$), lo que sugiere que el efecto del PIB sobre el empleo puede extenderse al menos un trimestre después de producirse el cambio en la actividad económica. Por su parte, la variable contemporánea

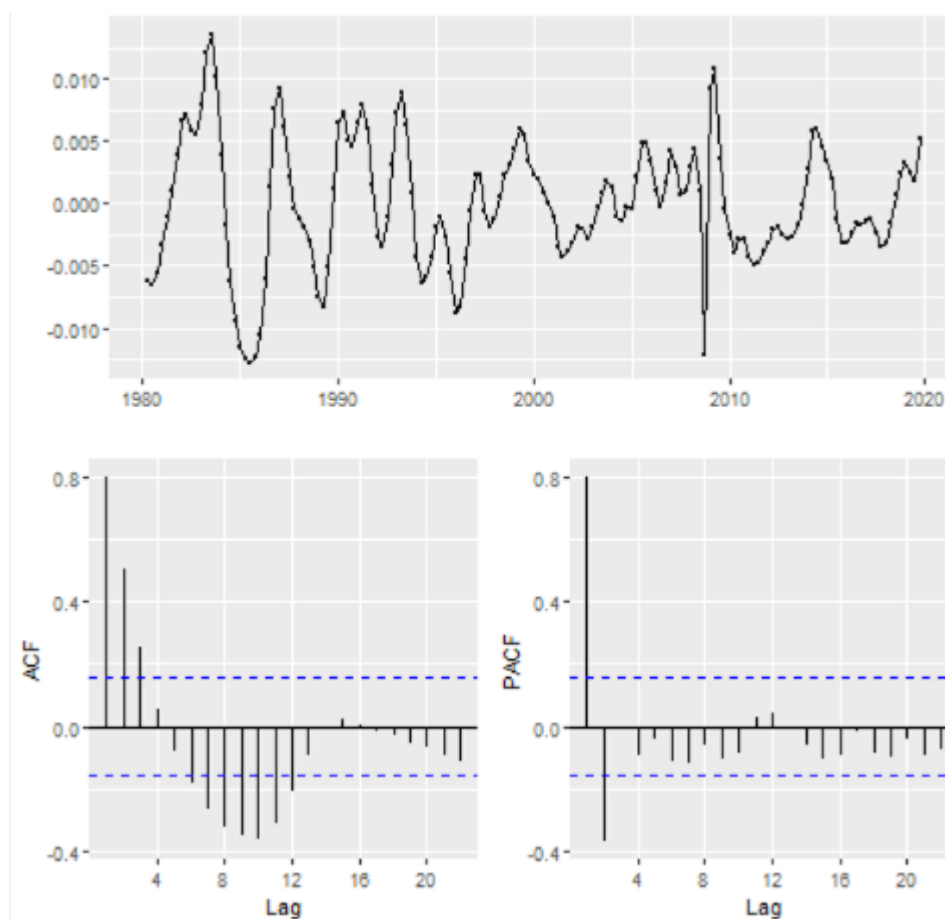
mantiene una alta significancia ($p < 0.001$), confirmando que la mayor parte de la respuesta del empleo se produce en el mismo período.

El coeficiente de determinación ajustado ($R_{ajustado}^2 = 0.579$) evidencia una leve mejora respecto al modelo sin rezagos ($R_{ajustado}^2 = 0.555$), y el estadístico AIC también se mantiene en valores similares o inferiores, lo que indica que la incorporación del rezago mejora el poder explicativo del modelo sin un incremento excesivo de su complejidad. Esta evidencia empírica respalda la inclusión de al menos un retardo de la brecha del PIB en la ecuación de la brecha de ocupación, en línea con la literatura que destaca la importancia de los efectos retardados en modelos macroeconómicos dinámicos (Greene, 2012). No obstante, la significancia solo marginal del retardo sugiere que, en términos de parsimonia, resulta necesario contrastar este modelo

Tras la estimación del modelo dinámico que incorpora un retardo de la brecha del PIB, se calculó el criterio de información de Akaike (AIC) con el fin de evaluar si esta especificación mejora el equilibrio entre ajuste y parsimonia respecto al modelo estático. El valor obtenido fue $AIC = -424.7877$, lo que supone un incremento respecto al AIC del modelo inicial con un solo término contemporáneo del ciclo del PIB. Dado que el AIC penaliza de forma creciente la complejidad del modelo, un valor menos negativo indica una pérdida relativa de eficiencia (Akaike, 1974). En este caso, la inclusión del primer retardo de la brecha del PIB no reduce el AIC, sino que lo eleva, lo cual sugiere que la ganancia de ajuste que aporta el retardo no compensa el aumento en la complejidad del modelo.

La inspección gráfica de los residuos del modelo (**Figura 9**), incluyendo la serie temporal y sus funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), confirma que, si bien no se aprecian patrones de autocorrelación persistente, el comportamiento de los residuos no difiere sustancialmente del observado en el modelo sin retardos. La ACF muestra algunos picos iniciales moderados, mientras que la PACF presenta una caída rápida tras el primer rezago, característica de modelos donde el ajuste adicional no introduce mejoras significativas en la estructura de los errores.

Figura 9. Diagnóstico de residuos del modelo con retardos ($AIC = -424.7877$)



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

V.1.17. Análisis de cambio estructural en la brecha de ocupación

Con el fin de identificar posibles cambios estructurales en la relación entre el ciclo del PIB y el ciclo del empleo, se aplicó la prueba de Bai–Perron (2003) sobre la variable dependiente ($GAP(OCU)$). Los resultados indican que el modelo con dos quiebres estructurales presenta el menor valor del criterio BIC (-402.7), lo que sugiere que esta especificación es la más adecuada para describir la evolución del ciclo laboral chileno en el período 2010–2024. (Veáse **Tabla 15**)

Los quiebres identificados se ubican en los trimestres 2019(3) y 2021(4), coincidiendo con dos eventos macroeconómicos de gran magnitud: el estallido social de octubre de 2019 y la recuperación económica posterior a la pandemia de COVID-19.

Ambos episodios representaron cambios significativos en la dinámica del empleo y en la sensibilidad de la ocupación frente a las fluctuaciones del PIB.

A partir de estos resultados, se construyeron variables ficticias (dummies) que toman valor uno a partir de cada quiebre identificado, con el objetivo de controlar los cambios de nivel y pendiente en el modelo. Este procedimiento permite evaluar si la relación de Okun se modificó en intensidad o signo durante los distintos subperíodos analizados.

La incorporación de estas dummies y sus posibles interacciones con el PIB cíclico servirá, además, para reducir la autocorrelación observada en los residuos y mejorar la capacidad explicativa del modelo.

Tabla 15.

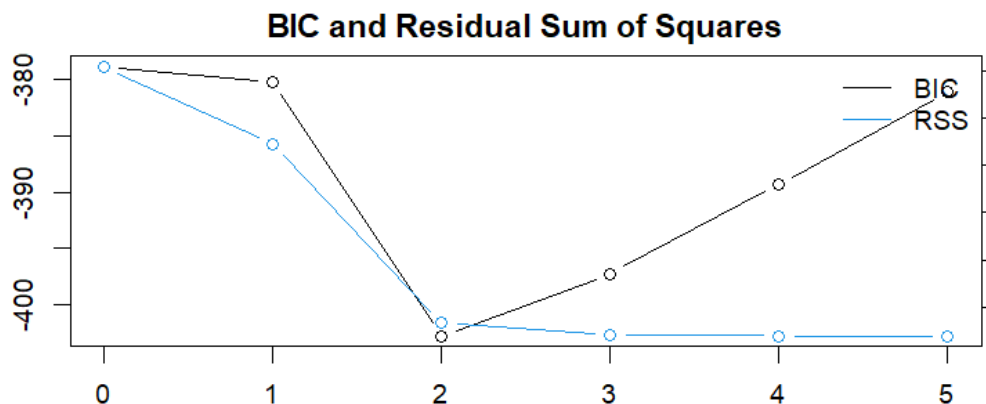
Criterios BIC y RSS para la identificación de quiebres estructurales en el ciclo del empleo (GAP(OCU))

Número de quiebres (m)	Fechas de quiebre	BIC	Interpretación
0	—	-378.9	Sin quiebre estructural
1	2021(4)	-380.3	Mejora leve
2	2019(3), 2021(4)	-402.7	Mejor ajuste (menor BIC)
3	2012(2), 2019(3), 2021(4)	-397.2	Peor (mayor BIC)
4	2012(2), 2014(3), 2019(3), 2021(4)	-389.3	Peor
5	2012(2), 2014(3), 2017(2), 2019(3), 2021(4)	-381.2	Peor

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

En la **Figura 10** se muestran los valores del criterio de información bayesiano (BIC) y de la suma de residuos al cuadrado (RSS) asociados a los distintos modelos con entre cero y cinco posibles quiebres estructurales.

Figura 10. *Puntos de quiebre estructural*



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

El BIC (línea negra) se utiliza como criterio principal para determinar el número óptimo de quiebres, ya que penaliza la complejidad del modelo y permite identificar el punto donde la mejora del ajuste deja de ser significativa. Por su parte, la RSS (línea azul) refleja el grado de ajuste del modelo, disminuyendo conforme se incorporan más quiebres.

En el gráfico se observa que el BIC alcanza su valor mínimo con dos quiebres estructurales ($m = 2$), lo que indica que esta es la especificación más adecuada. A partir de ese punto, agregar más quiebres no mejora el ajuste de manera sustancial y, de hecho, incrementa el valor del BIC, lo que sugiere sobreparametrización.

Este resultado coincide con el análisis estadístico previo, que situó los quiebres en los trimestres 2019(3) y 2021(4). Estos corresponden, respectivamente, al estallido social de 2019 y a la recuperación económica tras la pandemia de COVID-19, eventos que provocaron cambios sustanciales en la dinámica del mercado laboral chileno.

Por lo tanto, el gráfico confirma la existencia de dos puntos de cambio estructural relevantes en el comportamiento del empleo en Chile durante el período 2010–2024, los cuales serán incorporados en el modelo econométrico mediante variables ficticias (dummies) a fin de capturar los distintos regímenes de ajuste entre el PIB y el empleo.

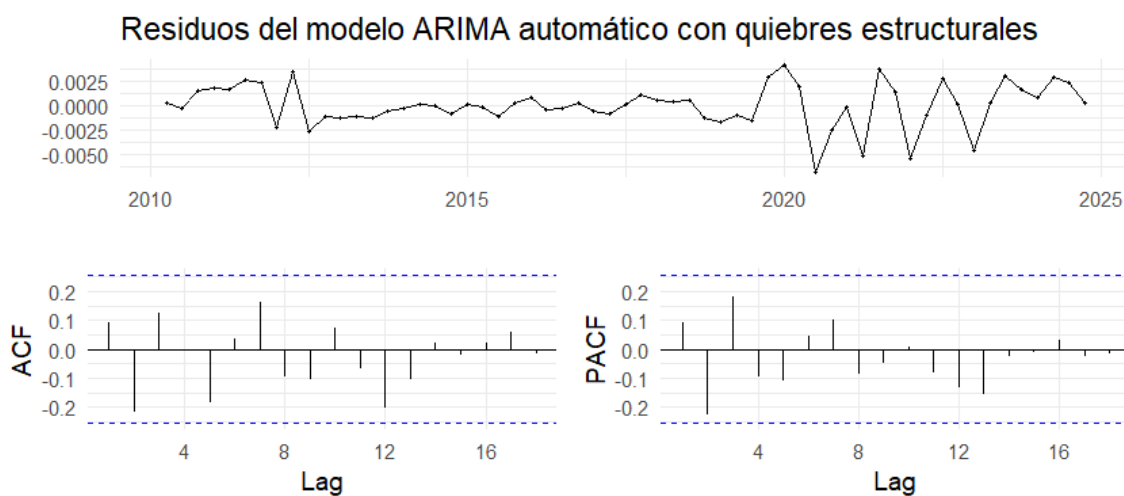
Adicionalmente, se construyeron interacciones entre las dummies y el PIB cíclico rezagado, con el fin de permitir que la sensibilidad del empleo frente a las fluctuaciones del producto varíe entre los distintos subperíodos. Este procedimiento da lugar a un conjunto de series temporales coherente en frecuencia y longitud, que incluye tanto las variables originales ($\text{gap}(\text{ocu})$ y $\text{gap}(\text{pib})$) como las dummies y sus interacciones.

La incorporación de estas variables en el modelo dinámico busca corregir la autocorrelación residual observada en las estimaciones previas y reflejar los cambios estructurales ocurridos en el mercado laboral chileno entre 2010 y 2024.

Una vez definidas las variables estructurales, se empleó la función `auto.arima()` para identificar de forma automática la especificación óptima del modelo, considerando simultáneamente la estructura autoregresiva, los componentes de medias móviles, los patrones estacionales y las variables exógenas (PIB, su rezago, las dummies y sus interacciones). El procedimiento seleccionó la combinación que minimiza el criterio de información de Akaike (AIC), garantizando un equilibrio adecuado entre capacidad explicativa y parsimonia.

En la **Figura 11** se presenta la evolución temporal de los residuos del modelo ARIMA automático junto con sus funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF). A partir del gráfico superior, se observa que los residuos oscilan alrededor de cero sin mostrar una tendencia sistemática, lo cual sugiere que el modelo captura adecuadamente la dinámica general del ciclo del empleo.

Figura 11. Residuos del modelo ARIMA automático con quiebres estructurales



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

En los gráficos inferiores, las funciones ACF y PACF muestran que la mayoría de los retardos se encuentran dentro de las bandas de confianza al 95 %, lo que indica una reducción significativa de la autocorrelación respecto a los modelos estimados previamente sin dummies.

Aunque se aprecia algún retardo ligeramente fuera del intervalo, estos son aislados y de baja magnitud, por lo que se considera que el modelo no presenta evidencia de autocorrelación residual relevante.

En conjunto, estos resultados confirman que la incorporación de los quiebres estructurales de 2019 y 2021 mejora la capacidad explicativa del modelo y corrige buena parte de las distorsiones observadas en los residuos de las estimaciones anteriores. Por lo tanto, el modelo ARIMA con dummies estructurales constituye una representación más realista del comportamiento cíclico del mercado laboral chileno frente a las variaciones del PIB.

V.1.18. Selección del modelo ARIMA final

Con el objetivo de determinar la especificación que mejor representara la dinámica entre el ciclo del empleo ($\text{gap}(\text{ocu})$) y el ciclo del PIB ($\text{gap}(\text{pib})$) en Chile, se estimaron tres versiones alternativas del modelo ARIMA con regresores exógenos (ARIMAX):

1. **ARIMA (3,0,0) con interacciones** entre los quiebres estructurales y el rezago del PIB.
2. **ARIMA (3,0,0) sin interacciones**, considerando únicamente las dummies de cambio estructural.
3. **ARIMA (3,0,0) (0,0,1) [4]**, que incorpora un componente estacional trimestral adicional.

Los valores del **criterio de información de Akaike (AIC)** obtenidos fueron los siguientes:

Tabla 16.

Valores del criterio de información Akaike (AIC)

Modelo	AIC
ARIMA (3,0,0) +xreg	-531.79
ARIMA (3,0,0) +xreg (sin interacciones)	-528.29
ARIMA (3,0,0) (0,0,1) [4]+xreg	-524.03

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

El modelo con menor AIC fue el ARIMA (3,0,0) con regresores externos (xreg) incluyendo interacciones (AIC=-531.79), lo cual indica que esta especificación logra el mejor equilibrio entre ajuste y parsimonia. Sugiere que las rupturas estructurales de 2019T3 y 2021T4 sí alteraron significativamente la intensidad de la relación dinámica entre las

fluctuaciones del PIB y las del empleo. Esto implica que el Coeficiente de Okun (la intensidad de la relación) fue diferente durante los periodos afectados por la crisis social y sanitaria que en el periodo de estabilidad previo.

El modelo estacional presentó un AIC algo mayor (-524.03), lo que indica que la incorporación de un componente estacional trimestral no mejora el ajuste, probablemente porque las fluctuaciones laborales en el período analizado (2010–2024) estuvieron más determinadas por factores cíclicos y estructurales que por patrones estacionales regulares.

El modelo ARIMA (3,0,0) con dummies estructurales y términos de interacción se considera la mejor representación estadística de la Ley de Okun para Chile durante el período 2010–2024. Este modelo explica el comportamiento del ciclo del empleo a partir del ciclo del PIB, los efectos de los shocks estructurales recientes y la dependencia temporal de los errores (ARIMA), ofreciendo un ajuste robusto y residuos sin autocorrelación significativa.

V.1.19. Modelo ARIMA (3,0,0) con variables exógenas y quiebres estructurales

Tras incorporar los quiebres estructurales identificados en 2019T3 y 2021T4, se estimó un modelo **ARIMA (3,0,0)** con regresores exógenos ($gap(pib)$, su rezago y las dummies estructurales). Esta especificación fue seleccionada por presentar el menor valor del criterio de Akaike ($AIC = -525.88$), lo que confirma su superioridad relativa frente a las alternativas evaluadas.

El modelo final se expresa de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 gap(ocu_t) = & \alpha_1 gap(ocu_{t-1}) + \alpha_2 gap(ocu_{t-2}) + \alpha_3 gap(ocu_{t-3}) + \beta_1 gap(pib_t) \\
 & + \beta_2 gap(pib_{t-1}) + \gamma_1 D1_t + \gamma_2 D2_t + \delta_1 (D1_t \times gap(pib_{t-1})) \\
 & + \delta_2 (D2_t \times gap(pib_{t-1})) + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{19}$$

donde D1 y D2 corresponden a las variables ficticias que capturan los cambios estructurales de 2019T3 y 2021T4, respectivamente.

A continuación, la **Tabla 17** muestra los resultados obtenidos de esta especificación.

Tabla 17.

Resultados del Modelo ARIMA (3,0,0) con variables exógenas y quiebres estructurales (D1, D2)

Parámetro	Estimación	Error estándar	Interpretación
α_1	1.6108	0.1587	Indica una fuerte persistencia temporal en el ciclo del empleo, lo que sugiere que las desviaciones tienden a mantenerse durante varios trimestres.
α_2	-1.3107	0.1896	Introduce un efecto correctivo que contribuye a la estabilidad del proceso al compensar parcialmente la persistencia del primer rezago.
α_3	0.5089	0.1352	Refleja una inercia de mediano plazo, consistente con la lenta recuperación del empleo frente a shocks económicos.
Gap (pib_t)	0.2595	0.0383	Positivo y altamente significativo, confirma la existencia de la Ley de Okun: cuando el PIB se ubica por encima de su tendencia, el empleo tiende también a situarse sobre su nivel potencial.
Gap(pib_{t-1})	-0.0802	0.1481	De signo negativo y no significativo, sugiere que el efecto del PIB sobre el empleo es principalmente contemporáneo.
D1 (2019T3)	-0.0009	0.0020	No significativo; el impacto del estallido social de 2019 sobre el ciclo del empleo fue leve una vez controlado por la actividad económica.
D2 (2021T4)	0.0068	0.0037	Levemente significativo; la crisis sanitaria de 2020–2021 generó un cambio estructural positivo posterior, asociado a la recuperación del empleo en la fase de reactivación.

D1 × <i>gap(pib_{t-1})</i>	0.2163	0.1852	No significativo; no se observa un cambio sustantivo en la relación dinámica entre PIB y empleo tras 2019.
D2 × <i>gap(pib_{t-1})</i>	-0.0141	0.0870	No significativo; el impacto del PIB rezagado no se ve modificado tras la pandemia.

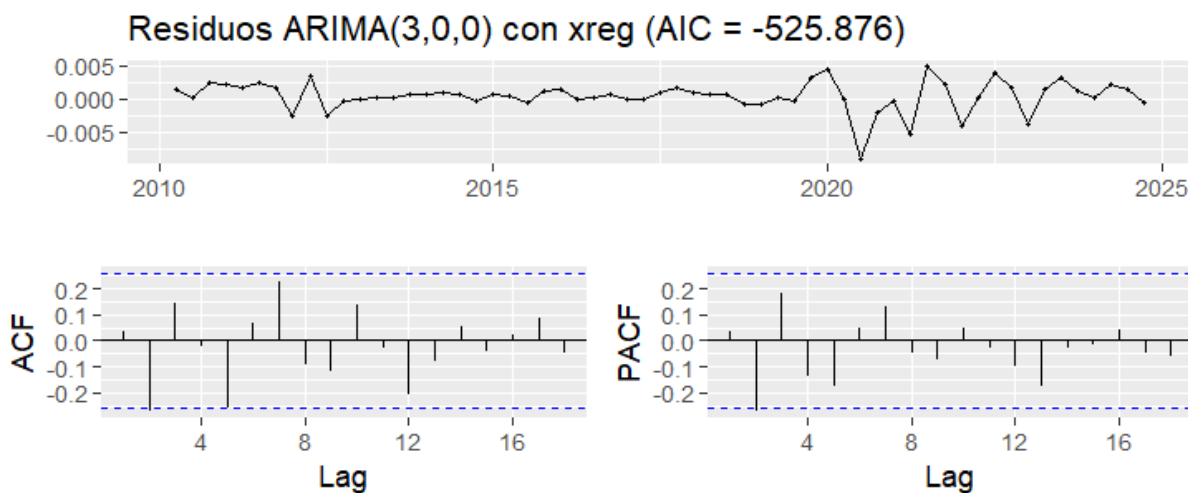
Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas. Variable dependiente: Brecha de Empleo (Gap_e). Ns: no significativo. * $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

V.1.20. Diagnóstico de autocorrelación de los residuos

Una vez estimado el modelo ARIMA (3,0,0) con regresores exógenos y quiebres estructurales, es imprescindible realizar un diagnóstico exhaustivo del comportamiento de los residuos. En modelos de series temporales, la validez econométrica de la estimación depende críticamente de que los residuos se comporten como un proceso de ruido blanco, es decir, que no presenten autocorrelación, que posean media cero y varianza constante. Si los residuos exhiben dependencia serial, ello indicaría una especificación incompleta, lo que sesgaría la inferencia estadística y reduciría la capacidad predictiva del modelo. Por este motivo, la verificación de autocorrelación residual es un paso metodológico obligatorio antes de aceptar un modelo como representación adecuada del proceso generador de datos.

La **Figura 12** presenta la serie temporal de los residuos del modelo junto con las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF).

Figura 12. Test de autocorrelación



Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas

Visualmente, se observa que los residuos oscilan alrededor de cero sin mostrar patrones deterministas ni ciclos persistentes, lo que constituye un primer indicio de un comportamiento cercano al ruido blanco. Las funciones ACF y PACF refuerzan esta apreciación: la mayoría de los retardos se encuentran dentro de las bandas de confianza al 95 %, sin picos destacados que sugieran dependencia serial significativa. Aunque algunos coeficientes en rezagos aislados superan ligeramente los límites, su magnitud es pequeña y no configura un patrón sistemático, por lo que pueden atribuirse a variabilidad aleatoria inherente a los datos.

Estas observaciones visuales se complementan con los resultados del test de Ljung–Box, que permiten evaluar formalmente la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación:

- Para un horizonte de 12 rezagos, el test arrojó un estadístico $Q(12) = 20.614$ con un p-valor de 0.05633. Dado que el p-valor es ligeramente superior al 5 %, no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación, lo que indica que los residuos no presentan dependencia serial significativa en los primeros doce rezagos.
- Para 20 rezagos, se obtuvo un estadístico $Q(20) = 22.502$ con un p-valor de 0.3139. Este resultado, considerablemente por encima del umbral convencional del 5 %,

confirma aún más la ausencia de dependencia serial en los residuos, validando que el modelo captura adecuadamente la estructura temporal de los datos.

En conjunto, tanto el análisis gráfico como los tests estadísticos demuestran que los residuos del modelo carecen de autocorrelación relevante. Esto implica que la dinámica temporal del ciclo del empleo ha sido capturada adecuadamente por el modelo ARIMAX con quiebres estructurales. Como consecuencia, los parámetros estimados son estadísticamente confiables y las inferencias derivadas del modelo pueden considerarse robustas. Asimismo, el buen comportamiento residual respalda la elección del modelo final como una descripción válida del ajuste entre el ciclo del PIB y el ciclo del empleo en Chile durante el período 2010–2024.

El objetivo específico (1) de **estimar el efecto del crecimiento económico sobre la tasa de desempleo mediante la aplicación de la Ley de Okun se cumple**, puesto que en la medida en que fue posible evaluar y caracterizar rigurosamente la relación entre ambas variables. Los resultados empíricos muestran que, al igual que plantea la formulación de Okun, existe un vínculo estadísticamente significativo entre el ciclo del PIB y el ciclo del empleo, evidenciándose que las expansiones económicas tienden a reducir el desempleo, mientras que las contracciones lo incrementan.

V.2. Curva de Phillips

La Curva de Phillips plantea la existencia de una relación inversa entre la inflación y la desocupación, lo que implica que períodos de bajo desempleo suelen asociarse a mayores presiones inflacionarias y, por el contrario, fases de desocupación elevada tienden a vincularse con menores tasas de variación de precios. Para evaluar empíricamente esta relación en el caso chileno, se construyeron distintos indicadores macroeconómicos relevantes y se seleccionaron las series disponibles en la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile.

La **Tabla 18** resume las variables utilizadas en la estimación de la Curva de Phillips, incluyendo su fuente, rango temporal y enlace de acceso para asegurar transparencia y reproducibilidad del análisis.

Tabla 18.*Variables utilizadas en la estimación de la Curva de Phillips*

Variable	Rango	Fuente	Enlace
Tasa de desocupación	Porcentaje mensual, 2010-2024	Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_EMP_REM_DEM/MN_EMP_REM_DEM13/ED_TDNRM2?cbFechaInicio=2010&cbFechaTermino=2024&cbFrecuencia=MONTHLY&cbCalculo=NONE&cbFechaBase=
IPC General, variación período año anterior	Mensual, 2010-2024	Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/siete/ES/Siete/Canasta?idCanasta=4HLYI1171739
Indicador mensual de actividad económica, volumen a precios del año anterior encadenado, (promedio 2018=100)	Mensual, 2010-2024	Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/CCNN2018_IMACEC_01_A/638131830306828693?cbFechaInicio=2010&cbFechaTermino=2025&cbFrecuencia=MONTHLY&cbCalculo=NONE&cbFechaBase=
Indicador mensual de actividad económica, contribución respecto al periodo anterior,	Porcentaje mensual, 2013-2024	Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/CCNN2018_IMACEC_04_A/638131832032879384?cbFechaInicio=2013&cbFechaTermino=2024&cbFrecue

desestacionalizado, referencia 2018		Central de Chile	ncia=MONTHLY&cbCalculo=NON E&cbFechaBase= =
Indicador mensual de actividad económica, volumen a precios del año anterior encadenado, (promedio 2018=100)	Mensual, 2010- 2024	Base de Datos Estadístic os del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Siete/ES/Siete/ Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/ CCNN2018_IMACEC_01_A/63813 1830306828693?cbFechaInicio=201 0&cbFechaTermino=2024&cbFrecue ncia=MONTHLY&cbCalculo=NON E&cbFechaBase=
IPC Variación anual	Porcentaj e mensual, 2010- 2024	Base de Datos Estadístic os del Banco Central de Chile	https://si3.bcentral.cl/Bdemovil/BDE /Series/MOV_BD_PR5

Nota. Elaboración propia

V.2.1. Tasa de desocupación

Una vez definidas las series macroeconómicas pertinentes, se procede a describir la evolución histórica de la tasa de desocupación ajustada estacionalmente, variable central para el análisis de la Curva de Phillips.

La **Tabla 19** presenta la evolución histórica de la Tasa de Desocupación Nacional Ajustada Estacionalmente desde marzo de 2010 hasta diciembre de 2024. Es importante señalar que la serie original, publicada por el Banco Central de Chile, solo está disponible a partir de marzo de 2010. Esto se debe a que la metodología de ajuste estacional fue implementada oficialmente en dicha fecha; por lo tanto, los datos correspondientes a enero y febrero de 2010 no se encuentran disponibles en la fuente oficial.

Tabla 19.

Tasa desocupación ajustada estacionalmente.

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010			9,15	8,87	8,81	8,58	8,34	8,32	7,92	7,71	7,41	7,54
2011	7,65	7,61	7,48	7,24	7,08	7,15	7,43	7,43	7,45	7,34	7,54	7,12
2012	7,05	6,67	6,73	6,79	6,72	6,69	6,54	6,44	6,43	6,61	6,55	6,52
2013	6,29	6,51	6,39	6,56	6,32	6,14	5,74	5,74	5,71	5,88	6,05	6,07
2014	6,42	6,35	6,49	6,17	6,1	6,35	6,39	6,67	6,59	6,5	6,43	6,57
2015	6,47	6,43	6,22	6,37	6,48	6,46	6,44	6,39	6,37	6,42	6,41	6,25
2016	6,18	6,25	6,47	6,62	6,76	6,78	6,94	6,88	6,86	6,7	6,67	6,63
2017	6,66	6,97	6,98	7,09	7,06	7,09	6,87	6,72	6,84	7,07	7	6,96
2018	7,08	7,17	7,25	6,97	7,14	7,32	7,48	7,52	7,33	7,5	7,63	7,64
2019	7,39	7,14	7,08	7,04	7,04	7,11	7,22	7,38	7,24	7,24	7,27	7,51
2020	7,67	7,9	8,01	8,9	11,01	12,03	12,58	12,52	12,14	11,61	11,16	10,9
2021	10,63	10,45	10,11	10,1	9,9	9,41	8,64	8,3	8,28	8,08	7,78	7,6
2022	7,58	7,6	7,59	7,6	7,72	7,77	7,71	7,72	7,94	7,95	8,17	8,29
2023	8,38	8,48	8,58	8,49	8,45	8,49	8,58	8,78	8,8	8,83	8,94	8,91
2024	8,79	8,62	8,45	8,37	8,24	8,31	8,5	8,69	8,62	8,51	8,38	8,49

Nota. Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile

El periodo inició en marzo de 2010 con una tasa de 9.15%, la cual experimentó una disminución sostenida a lo largo de los años siguientes. Esta tendencia descendente culminó en septiembre de 2013, registrando el mínimo histórico de la serie observada con 5.71%. Tras alcanzar el mínimo, la tasa de desocupación entró en una fase de estabilidad con un ascenso gradual y lento hasta finales de la década. A partir de diciembre de 2019, se observa un marcado incremento en la tasa. El año 2020 concentró las cifras de mayor desocupación, alcanzando el máximo histórico de la serie en julio de 2020 con 12.58%. Posteriormente, desde diciembre de 2020, la tendencia comenzó a mitigarse y disminuir, estabilizándose hacia finales de 2021.

Con el propósito de construir una serie temporal completa y utilizable para los análisis econométricos posteriores, se desarrolló un procedimiento de extensión de la tasa de desocupación nacional ajustada estacionalmente mediante el software R.

Dado que la serie oficial publicada por el Banco Central de Chile (2024) se encuentra disponible únicamente desde marzo de 2010, fue necesario estimar los valores correspondientes a enero y febrero de dicho año para obtener una secuencia continua desde enero de 2010 hasta diciembre de 2024.

Para ello, se ajustó un modelo ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) utilizando el algoritmo *auto.arima()* del paquete *forecast*. Este procedimiento selecciona automáticamente el modelo más adecuado a partir de criterios de información como AIC o BIC, asegurando una especificación óptima desde el punto de vista estadístico (Hyndman & Athanasopoulos, 2021). Una vez estimado el modelo, se generaron valores simulados para los dos meses faltantes, los cuales fueron incorporados a la serie oficial para obtener un registro mensual completo y homogéneo, observable en la **Tabla 20**.

Tabla 20

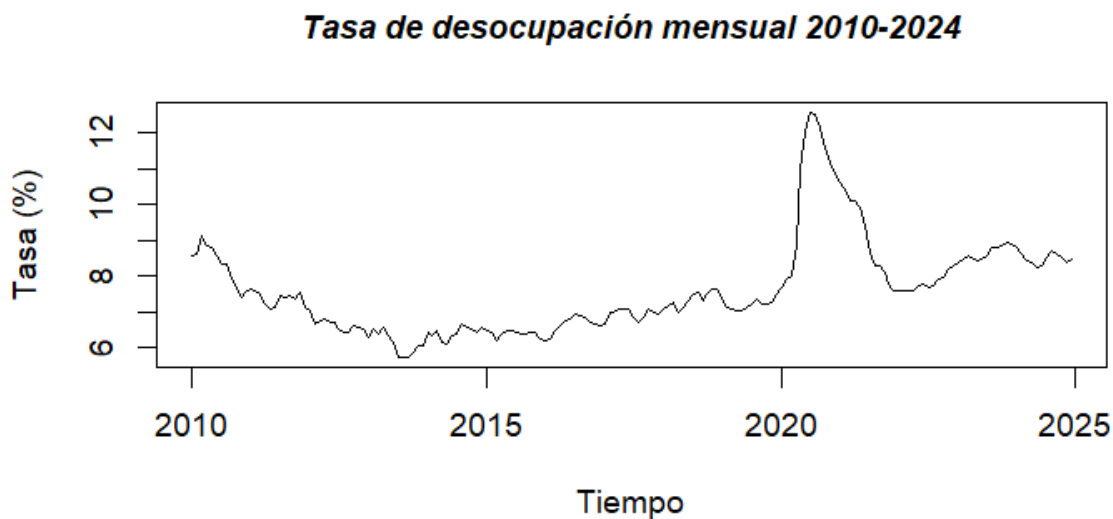
Tasa desocupación ajustada estacionalmente extendida

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010	8,56	8,62	9,15	8,87	8,81	8,58	8,34	8,32	7,92	7,71	7,41	7,54
2011	7,65	7,61	7,48	7,24	7,08	7,15	7,43	7,43	7,45	7,34	7,54	7,12
2012	7,05	6,67	6,73	6,79	6,72	6,69	6,54	6,44	6,43	6,61	6,55	6,52
2013	6,29	6,51	6,39	6,56	6,32	6,14	5,74	5,74	5,71	5,88	6,05	6,07
2014	6,42	6,35	6,49	6,17	6,1	6,35	6,39	6,67	6,59	6,5	6,43	6,57
2015	6,47	6,43	6,22	6,37	6,48	6,46	6,44	6,39	6,37	6,42	6,41	6,25
2016	6,18	6,25	6,47	6,62	6,76	6,78	6,94	6,88	6,86	6,7	6,67	6,63
2017	6,66	6,97	6,98	7,09	7,06	7,09	6,87	6,72	6,84	7,07	7	6,96
2018	7,08	7,17	7,25	6,97	7,14	7,32	7,48	7,52	7,33	7,5	7,63	7,64
2019	7,39	7,14	7,08	7,04	7,04	7,11	7,22	7,38	7,24	7,24	7,27	7,51
2020	7,67	7,9	8,01	8,9	11,01	12,03	12,58	12,52	12,14	11,61	11,16	10,9
2021	10,63	10,45	10,11	10,1	9,9	9,41	8,64	8,3	8,28	8,08	7,78	7,6
2022	7,58	7,6	7,59	7,6	7,72	7,77	7,71	7,72	7,94	7,95	8,17	8,29
2023	8,38	8,48	8,58	8,49	8,45	8,49	8,58	8,78	8,8	8,83	8,94	8,91
2024	8,79	8,62	8,45	8,37	8,24	8,31	8,5	8,69	8,62	8,51	8,38	8,49

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La **Figura 13** presenta la evolución de la tasa de desocupación mensual ajustada estacionalmente en Chile durante el período comprendido entre enero de 2010 y diciembre de 2024. En términos generales, se identifica una tendencia descendente durante la primera mitad de la década de 2010, la cual da paso a una fase de relativa estabilidad entre 2015 y 2019, con fluctuaciones acotadas en torno al **6 %–7 %**.

Figura 13. *Tasa de desocupación mensual 2010-2024.*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

A partir del año 2020 se evidencia un aumento abrupto y significativo de la desocupación, alcanzando su punto máximo cercano al 12 %. Posteriormente, la tasa muestra una rápida disminución durante 2021, reflejando la recuperación parcial del mercado laboral tras la reapertura de la actividad económica.

En los años posteriores a 2022, la serie exhibe una moderada estabilización, con niveles de desocupación que se mantienen alrededor del 8 %, aunque sin retornar completamente a los mínimos observados en el período previo a la pandemia.

V.2.2. IPC

En esta sección se analiza el comportamiento del Índice de Precios al Consumidor (IPC) en Chile y su variación mensual durante el período 2010–2024.

La **Tabla 21** presenta el IPC General histórico, expresado en términos de variación mensual. Esto corresponde al cambio porcentual del índice del mes en curso (t) respecto del mes anterior ($t-1$), según la metodología del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, s.f.).

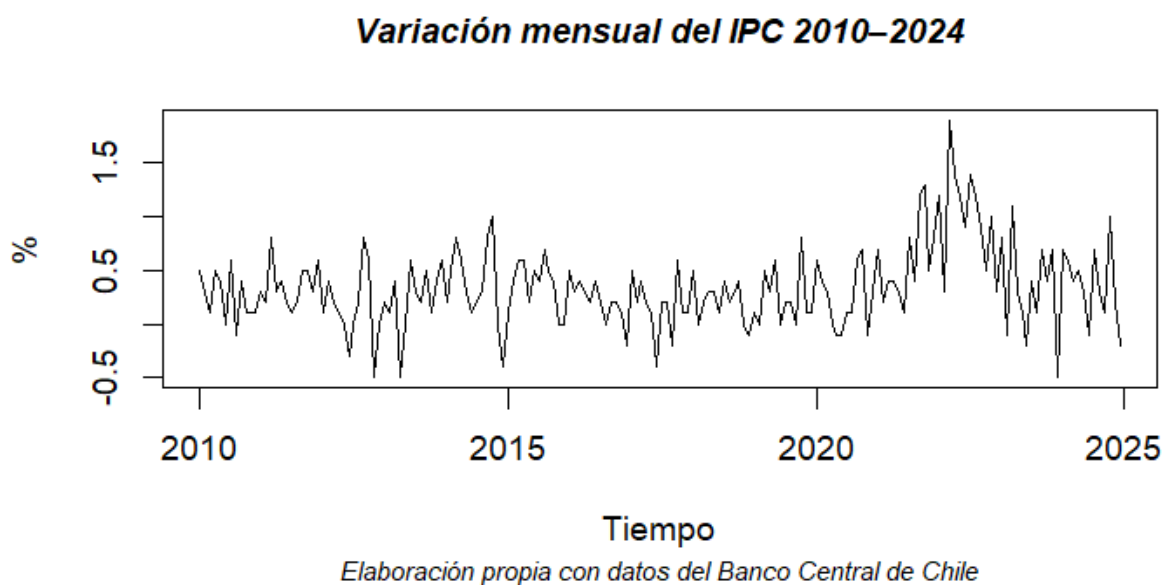
Tabla 21*IPC General histórico, variación mensual*

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010	0,5	0,3	0,1	0,5	0,4	0	0,6	-0,1	0,4	0,1	0,1	0,1
2011	0,3	0,2	0,8	0,3	0,4	0,2	0,1	0,2	0,5	0,5	0,3	0,6
2012	0,1	0,4	0,2	0,1	0	-0,3	0	0,2	0,8	0,6	-0,5	0
2013	0,2	0,1	0,4	-0,5	0	0,6	0,3	0,2	0,5	0,1	0,4	0,6
2014	0,2	0,5	0,8	0,6	0,3	0,1	0,2	0,3	0,8	1	0	-0,4
2015	0,1	0,4	0,6	0,6	0,2	0,5	0,4	0,7	0,5	0,4	0	0
2016	0,5	0,3	0,4	0,3	0,2	0,4	0,2	0	0,2	0,2	0,1	-0,2
2017	0,5	0,2	0,4	0,2	0,1	-0,4	0,2	0,2	-0,2	0,6	0,1	0,1
2018	0,5	0	0,2	0,3	0,3	0,1	0,4	0,2	0,3	0,4	0	-0,1
2019	0,1	0	0,5	0,3	0,6	0	0,2	0,2	0	0,8	0,1	0,1
2020	0,6	0,4	0,3	0	-0,1	-0,1	0,1	0,1	0,6	0,7	-0,1	0,3
2021	0,7	0,2	0,4	0,4	0,3	0,1	0,8	0,4	1,2	1,3	0,5	0,8
2022	1,2	0,3	1,9	1,4	1,2	0,9	1,4	1,2	0,9	0,5	1	0,3
2023	0,8	-0,1	1,1	0,3	0,1	-0,2	0,4	0,1	0,7	0,4	0,7	-0,5
2024	0,7	0,6	0,4	0,5	0,3	-0,1	0,7	0,3	0,1	1	0,2	-0,2

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La **Figura 14** muestra la evolución de la variación mensual del IPC en Chile entre 2010 y 2024, medida en porcentaje. En términos generales, la serie exhibe un comportamiento altamente volátil, con fluctuaciones frecuentes en torno al 0,3 %–0,5 % mensual. Este patrón es característico de economías con inflación moderada y relativamente estable.

Figura 14. *Variación mensual del IPC 2010-2024*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Entre 2010 y 2019, las variaciones mensuales se mantuvieron en niveles relativamente estables, sin episodios inflacionarios significativos, lo que coincide con un período de estabilidad macroeconómica. No obstante, a partir de 2020, se observa un aumento sostenido en la magnitud de las variaciones, alcanzando picos cercanos al 1,5 % mensual hacia 2022.

Posteriormente, entre 2023 y 2024, la serie evidencia una reducción gradual en la volatilidad y en el nivel medio de variación mensual, lo que sugiere una normalización de la inflación y el efecto de las políticas monetarias contractivas implementadas por el Banco Central de Chile.

V.2.3. Tasa de Inflación

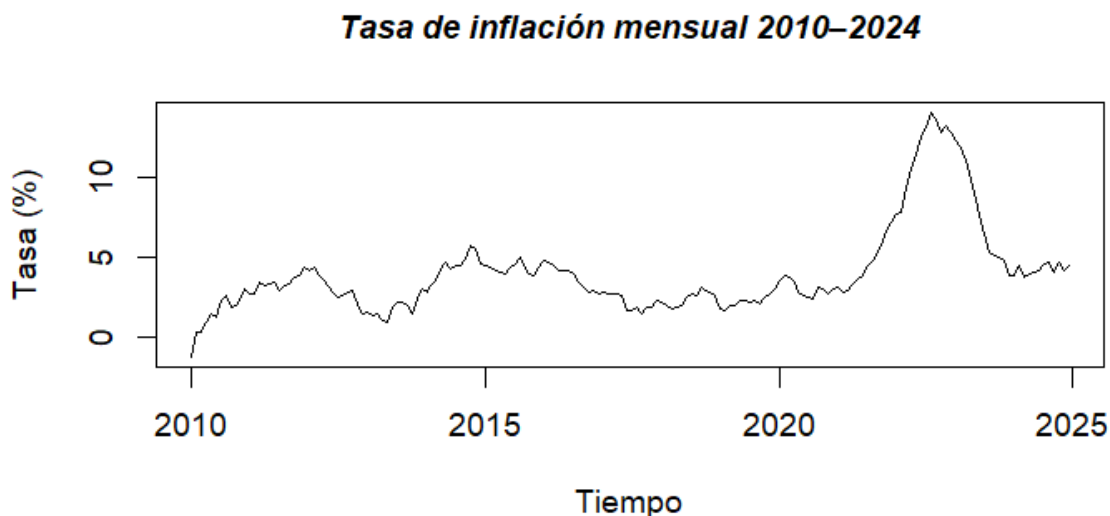
En esta sección se analiza la evolución de la inflación en Chile a partir de la variación del IPC General respecto del mismo período del año anterior.

Tabla 22*IPC General, variación mismo período año anterior*

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010	-1,3	0,3	0,3	0,9	1,5	1,2	2,3	2,6	1,9	2	2,5	3
2011	2,7	2,7	3,4	3,2	3,3	3,4	2,9	3,2	3,3	3,7	3,9	4,4
2012	4,2	4,4	3,8	3,5	3,1	2,7	2,5	2,6	2,8	2,9	2,1	1,5
2013	1,6	1,3	1,5	1	0,9	1,9	2,2	2,2	2	1,5	2,4	3
2014	2,8	3,2	3,5	4,3	4,7	4,3	4,5	4,5	4,9	5,7	5,5	4,6
2015	4,5	4,4	4,2	4,1	4	4,4	4,6	5	4,6	4	3,9	4,4
2016	4,8	4,7	4,5	4,2	4,2	4,2	4	3,4	3,1	2,8	2,9	2,7
2017	2,8	2,7	2,7	2,7	2,6	1,7	1,7	1,9	1,5	1,9	1,9	2,3
2018	2,2	2	1,8	1,9	2	2,5	2,7	2,6	3,1	2,9	2,8	2,6
2019	1,8	1,7	2	2	2,3	2,3	2,2	2,3	2,1	2,5	2,7	3
2020	3,5	3,9	3,7	3,4	2,8	2,6	2,5	2,4	3,1	3	2,7	3
2021	3,1	2,8	2,9	3,3	3,6	3,8	4,5	4,8	5,3	6	6,7	7,2
2022	7,7	7,8	9,4	10,5	11,5	12,5	13,1	14,1	13,7	12,8	13,3	12,8
2023	12,3	11,9	11,1	9,9	8,7	7,6	6,5	5,3	5,1	5	4,8	3,9
2024	3,8	4,5	3,7	4	4,1	4,2	4,6	4,7	4,1	4,7	4,2	4,5

Nota. Banco Central de Chile (2024)

La **Figura 15** presenta la evolución de la tasa de inflación anualizada en Chile durante el período 2010–2024, expresada en porcentaje y ajustada estacionalmente.

Figura 15. *IPC General: variación del mismo período del año anterior (2010–2024)*

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, la serie evidencia tres fases diferenciadas: un período de relativa estabilidad durante la década de 2010, un fuerte repunte inflacionario a partir de 2021 y una posterior corrección hacia niveles más moderados.

Durante 2010–2019, la inflación se mantuvo mayoritariamente dentro del rango meta del Banco Central de Chile, equivalente a aproximadamente 3 % anual, con fluctuaciones acotadas y un comportamiento alineado con un contexto de estabilidad macroeconómica.

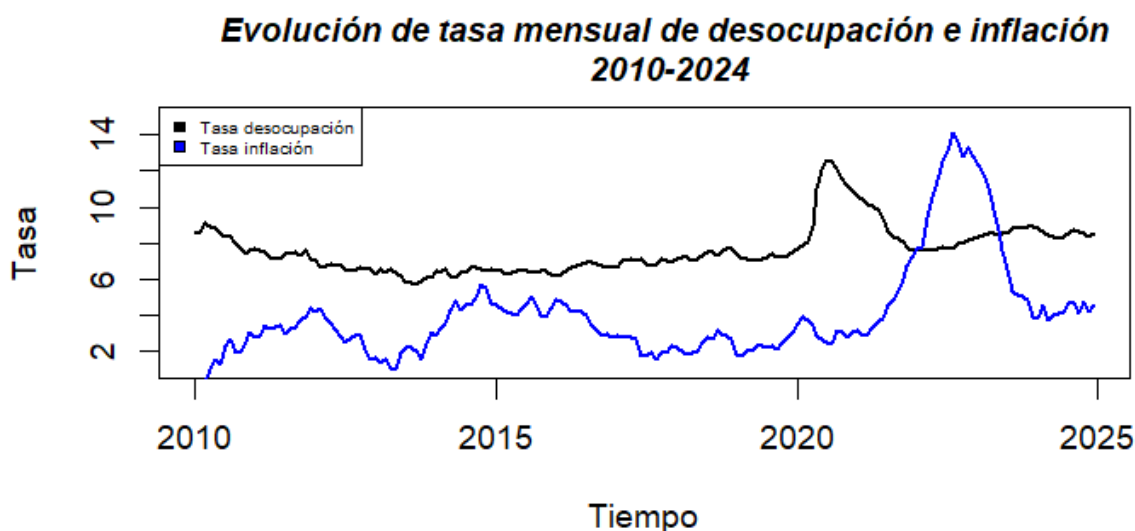
Sin embargo, a partir de 2021 se observa un incremento pronunciado de la tasa de inflación, alcanzando su punto máximo hacia mediados de 2022, con valores cercanos al 12 % anualizado.

En el período 2023–2024, la tasa de inflación muestra una tendencia descendente y posterior estabilización, reflejando el efecto de las políticas monetarias contractivas implementadas por el Banco Central y la normalización de los mercados internacionales.

V.2.4. Desocupación e Inflación

La **Figura 16** presenta la evolución conjunta de la tasa de desocupación y la tasa de inflación en Chile para el período 2010–2024, utilizando datos del Banco Central de Chile. El propósito es observar cómo ambas variables se comportan simultáneamente a lo largo del tiempo.

Figura 16. Evolución de la tasa mensual de Desocupación e inflación en Chile, 2010–2024



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, se aprecia que la tasa de desocupación (línea negra) presenta una tendencia relativamente estable a lo largo del período, con fluctuaciones acotadas entre 6 % y 9 % aproximadamente, salvo episodios de incremento más pronunciado asociados a episodios específicos. Por su parte, la tasa de inflación (línea azul) muestra una mayor variabilidad, con oscilaciones moderadas en la primera parte del período y un aumento significativo a partir de 2021.

Durante gran parte de la década de 2010, ambas series se mantienen en niveles moderados, reflejando un entorno macroeconómico estable. La inflación se mueve en torno al rango objetivo de la autoridad monetaria, mientras que el desempleo fluctúa levemente sin cambios estructurales notables. Este comportamiento conjunto es coherente con una economía que opera sin presiones inflacionarias relevantes ni tensiones significativas en el mercado laboral.

A partir de 2020, se observan cambios abruptos derivados de los eventos económicos y sanitarios de ese período. La desocupación aumenta de forma marcada en los primeros

meses de la pandemia, mientras que el alza inflacionaria se manifiesta con mayor intensidad uno o dos años después, alcanzando valores excepcionalmente altos hacia 2022.

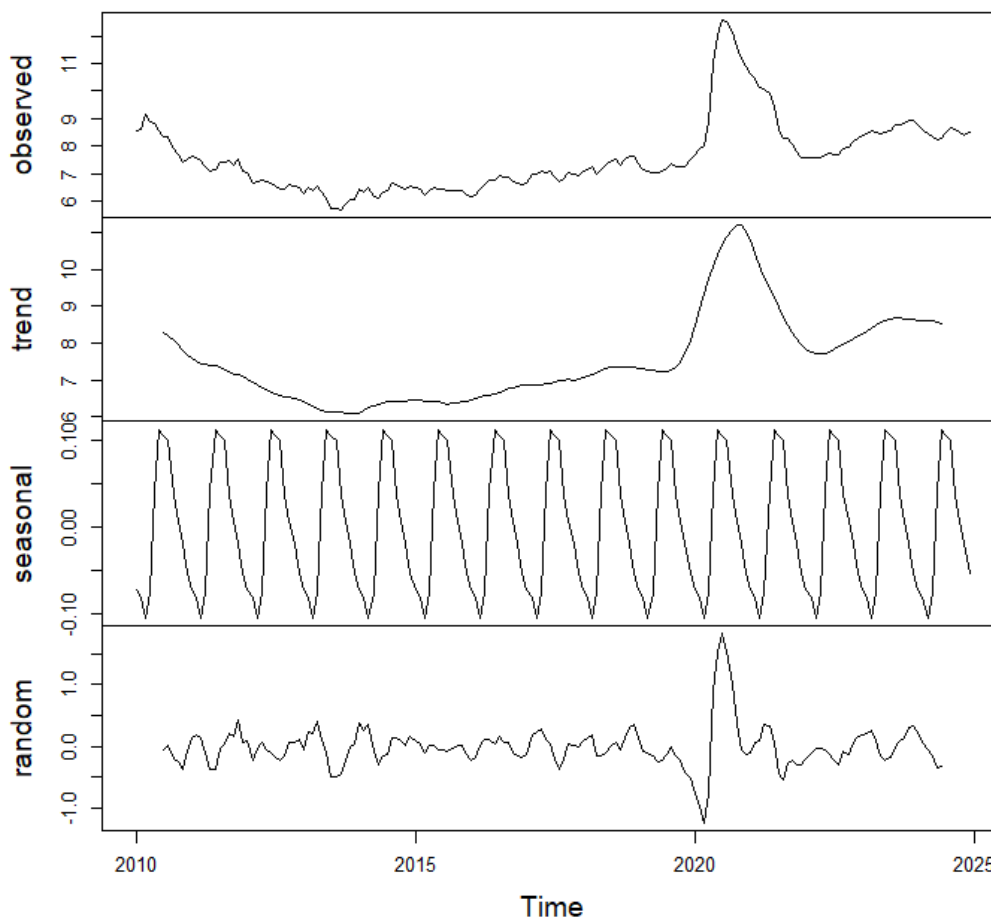
En los años recientes, ambas variables comienzan a estabilizarse: la inflación desciende de manera sostenida y la tasa de desocupación presenta menor volatilidad. Esto sugiere un proceso de ajuste de la economía hacia un nuevo equilibrio posterior a los shocks observados entre 2020 y 2022.

A lo largo del período analizado, la evolución conjunta de ambas variables refleja la interacción dinámica entre el mercado laboral y los niveles de precios, elementos fundamentales para la evaluación de la política económica. Si bien se evidencian episodios donde ambas tasas evolucionan en sentido opuesto, también se identifican momentos, particularmente en los años recientes, en que las dos aumentan de manera simultánea, lo que indica la posible presencia de factores externos que afectan la relación tradicional entre desempleo e inflación.

La **Figura 17** presenta la descomposición aditiva de la serie temporal correspondiente a la tasa de desocupación mensual en Chile entre enero de 2010 y diciembre de 2024. La descomposición permite separar la serie observada (Y_t) en tres componentes clave: tendencia (T_t), estacionalidad (S_t) y componente irregular (e_t), según la expresión:

$$Y_t = T_t + S_t + e_t \tag{20}$$

Figura 17. *Descomposición aditiva de la serie de la tasa de desocupación mensual, 2010–2024*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En el componente observado, se distingue una trayectoria descendente del desempleo desde 2010 hasta cerca de 2018, lo que refleja un mercado laboral en fortalecimiento. A partir de 2019, la serie registra un incremento significativo que culmina en 2020. Posteriormente, se observa una tendencia decreciente y un proceso de estabilización hacia 2022–2024.

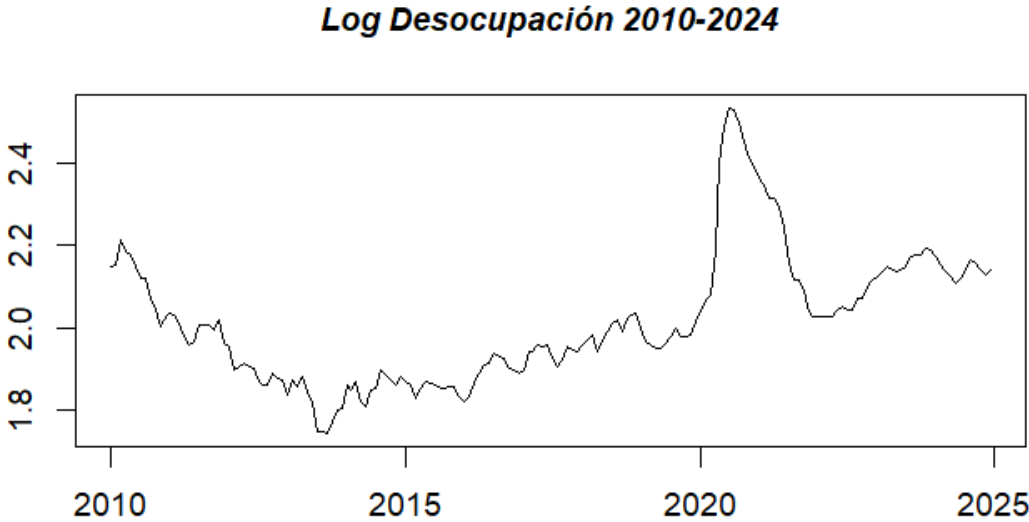
El componente de tendencia reproduce este comportamiento estructural: disminución sostenida hasta 2018, un repunte pronunciado en torno a 2020 y una corrección parcial en los años posteriores. El componente estacional muestra fluctuaciones regulares de carácter anual, evidenciando que ciertos meses presentan sistemáticamente mayores o menores niveles de

desocupación, fenómeno que se asocia a dinámicas productivas y patrones de contratación recurrentes. Finalmente, el componente irregular revela un aumento marcado en la volatilidad durante 2020, atribuible al shock extraordinario de la pandemia, seguido de una reducción progresiva de dicha volatilidad en los años posteriores.

A partir del análisis descriptivo de la serie original y de su descomposición aditiva, el siguiente paso consiste en aplicar transformaciones que permitan evaluar con mayor precisión la dinámica subyacente del desempleo y la inflación, especialmente en el contexto de su modelación econométrica. Estas transformaciones, como el uso del logaritmo natural y la diferenciación temporal, facilitan la estabilización de la varianza y la aproximación a la estacionariedad, requisitos fundamentales para la adecuada estimación de modelos ARIMA y para comprender las variaciones relativas de ambas series en el tiempo. Las figuras que se presentan a continuación ilustran estos ajustes y permiten observar la evolución de los datos desde una perspectiva proporcional y de tasas de cambio.

La **Figura 18** presenta la serie temporal de la tasa de desocupación mensual transformada mediante el logaritmo natural para el período 2010–2024.

Figura 18. *Serie temporal en logaritmos de la tasa de desocupación mensual, 2010–2024*



Fuente: *Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile*

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La serie logarítmica conserva la estructura temporal de la serie original, pero con una escala que reduce la amplitud de las fluctuaciones en términos proporcionales. Se observa una tendencia descendente en la primera mitad del período, coherente con el contexto de crecimiento económico y disminución del desempleo. En torno a 2020, la serie registra un salto abrupto. En los años siguientes, la evolución en logaritmos muestra un proceso de ajuste y estabilización, consistente con la recuperación gradual de la actividad económica.

El uso del logaritmo natural permite analizar cambios porcentuales en lugar de variaciones absolutas, lo que resulta especialmente útil al comparar distintos tramos de la serie. Adicionalmente, esta transformación contribuye al cumplimiento de supuestos como linealidad y homocedasticidad, fundamentales para la estimación de modelos ARIMA y otros métodos de series temporales.

La **Figura 19** muestra la serie temporal de la tasa de desocupación mensual transformada mediante el logaritmo natural y posteriormente diferenciada en un rezago.

Figura 19. *Serie de la tasa de desocupación logarítmica con un rezago (2010–2024)*



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

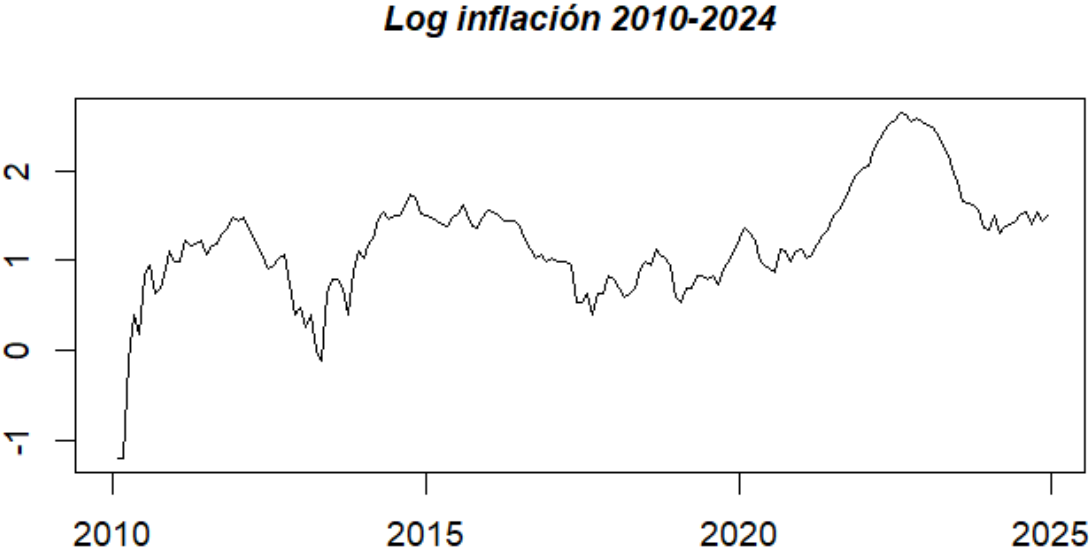
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Tras la diferenciación, la serie oscila en torno a un valor promedio cercano a cero, lo que indica que las variaciones del desempleo se expresan ahora como tasas de cambio mensuales y no como niveles absolutos. Se observa un aumento notorio en la amplitud de las fluctuaciones alrededor de 2020, posteriormente, la serie muestra un proceso de ajuste durante 2021 y una estabilización gradual a partir de 2022.

Desde una perspectiva económica, las diferencias del logaritmo pueden interpretarse como variaciones porcentuales aproximadas de la desocupación, permitiendo analizar su dinámica relativa y su sensibilidad ante eventos transitorios, lo cual resulta especialmente útil para la estimación de modelos que capturan comportamientos de corto plazo.

La **Figura 20** presenta la serie temporal de la inflación mensual transformada mediante logaritmo natural para el período 2010–2024. Aunque esta transformación se utiliza principalmente con fines descriptivos, permite suavizar la magnitud de los cambios extremos y facilitar la interpretación en términos proporcionales.

Figura 20. *Serie temporal en logaritmos de la inflación mensual (2010–2024)*



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

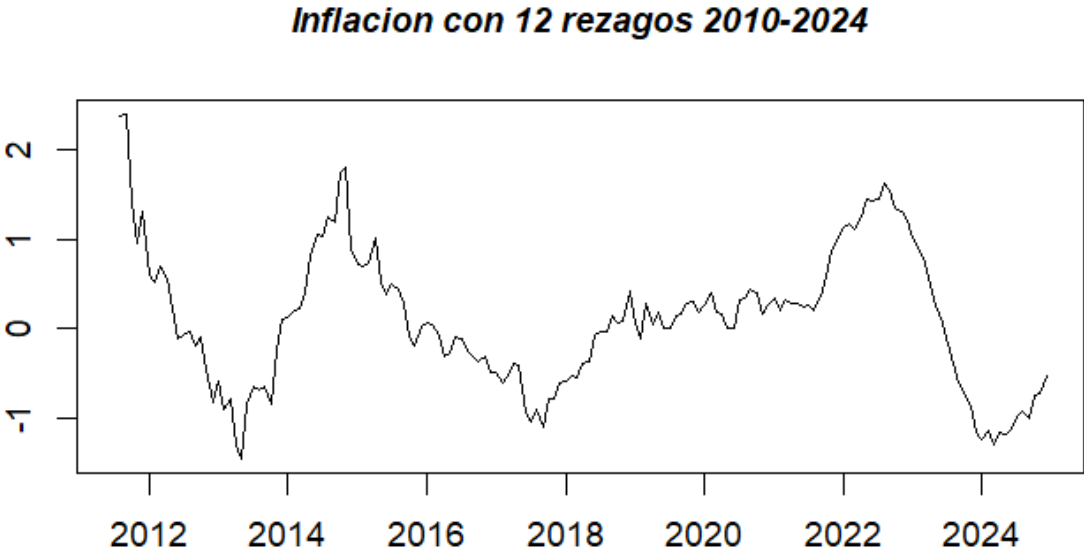
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Durante gran parte del período 2010–2019, la serie muestra fluctuaciones moderadas, consistentes con un entorno inflacionario estable. A partir de 2021, se aprecia un incremento significativo, en línea con las presiones inflacionarias globales posteriores a la pandemia y con el aumento de la demanda interna. En los años 2023–2024, se observa un proceso de ajuste y moderación, coherente con la normalización de las condiciones económicas y el efecto de las políticas monetarias contractivas.

La escala logarítmica destaca los períodos de cambios más pronunciados, permitiendo interpretar la inflación como una tasa de variación proporcional y no únicamente en términos absolutos, lo que facilita el análisis comparativo entre distintos momentos del ciclo inflacionario.

La **Figura 21** muestra la evolución de la inflación mensual de Chile tras aplicar una diferenciación logarítmica con doce rezagos para el período 2010–2024. Esta transformación tiene como objetivo principal eliminar la estacionalidad inherente a la serie y aproximarla a un proceso estacionario en media.

Figura 21. *Inflación en logaritmos diferenciada con 12 rezagos (2010–2024)*



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

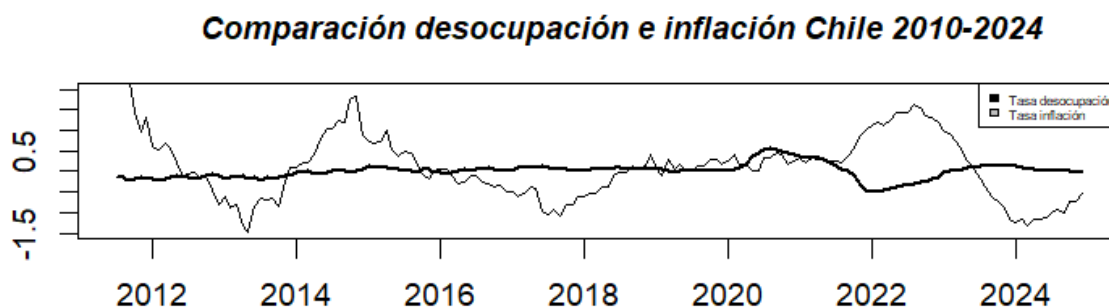
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La diferenciación con doce rezagos permite comparar la inflación de cada mes con la del mismo mes del año anterior, capturando variaciones interanuales y eliminando patrones estacionales persistentes. Como se observa en el gráfico, la serie transformada oscila alrededor de cero, indicando la ausencia de una tendencia determinista. Las fluctuaciones positivas representan períodos en que la inflación mensual fue superior a la del mismo mes del año anterior, mientras que los valores negativos reflejan una inflación relativamente menor.

En torno a 2013 se aprecia un aumento notable en la serie diferenciada, consistente con un período de aceleración inflacionaria asociada a presiones derivadas del tipo de cambio, costos energéticos y una demanda interna más dinámica. Posteriormente, entre 2015 y 2019, la inflación muestra un comportamiento más moderado y estable. El repunte observado en 2021–2022 responde a los efectos postpandemia, incluyendo disrupciones en cadenas globales de suministro y políticas de estímulo de magnitud significativa. A partir de 2023 se observa una tendencia de ajuste y estabilización, coherente con la implementación de políticas monetarias contractivas orientadas a controlar la inflación.

La **Figura 22** presenta la evolución conjunta de las series diferenciadas de la tasa de desocupación (línea gruesa) y la tasa de inflación (línea delgada) en Chile para el período 2010–2024. Ambas variables fueron transformadas mediante logaritmo natural y posteriormente diferenciadas con el fin de eliminar estacionalidad y analizar variaciones relativas respecto del mismo mes del año anterior.

Figura 22. Comparación desocupación e Inflación Chile 2010-2024



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Durante los primeros años del período (2011–2014), la inflación exhibe aumentos sostenidos mientras la desocupación disminuye, reflejando un entorno de expansión económica y fortalecimiento del mercado laboral. En contraste, entre 2019 y 2020 se observa una ruptura estructural marcada: la desocupación experimenta un aumento abrupto mientras la inflación se mantiene contenida, escenario consistente con el impacto de la pandemia de COVID-19 sobre el empleo y la actividad económica.

En el bienio 2021–2022 se aprecia un comportamiento inverso: la inflación se acelera significativamente debido a presiones globales y medidas de estímulo interno, mientras la desocupación comienza a retroceder desde sus niveles más elevados. A partir de 2023, ambas series convergen gradualmente hacia valores más estables, lo que sugiere un proceso de ajuste macroeconómico y una recomposición del equilibrio entre el mercado laboral y el nivel de precios.

V.2.5. Modelo 1A: Estimación básica de la Curva de Phillips

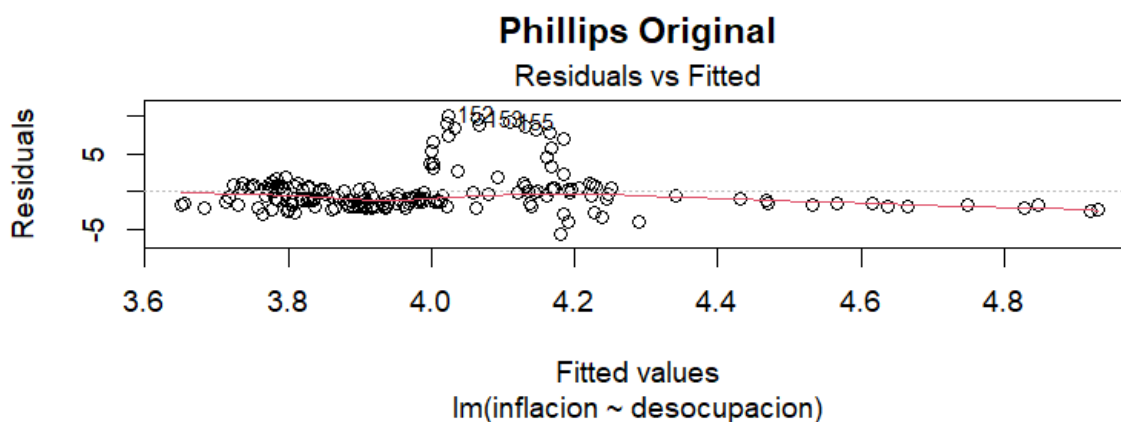
El Modelo 1A corresponde a la especificación más simple de la Curva de Phillips para Chile en el período 2010–2024. En esta primera aproximación, la inflación mensual, medida como variación anual del IPC, se modela como una función lineal de la tasa de desocupación nacional. La regresión lineal estimada se expresa de la siguiente forma:

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t \tag{21}$$

Esta especificación permite evaluar preliminarmente la existencia de una relación contemporánea entre el nivel de desempleo y la dinámica de los precios, constituyendo el punto de partida para modelos más robustos que incorporen rezagos, componentes estacionales y otros determinantes macroeconómicos.

La **Figura 23** muestra el gráfico de residuos frente a los valores ajustados del Modelo 1A. Este diagnóstico visual permite evaluar el cumplimiento de los supuestos fundamentales del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), incluyendo la linealidad, la homocedasticidad y la independencia de los errores.

Figura 23. Residuos versus valores ajustados del Modelo 1A (Phillips original, 2010–2024)



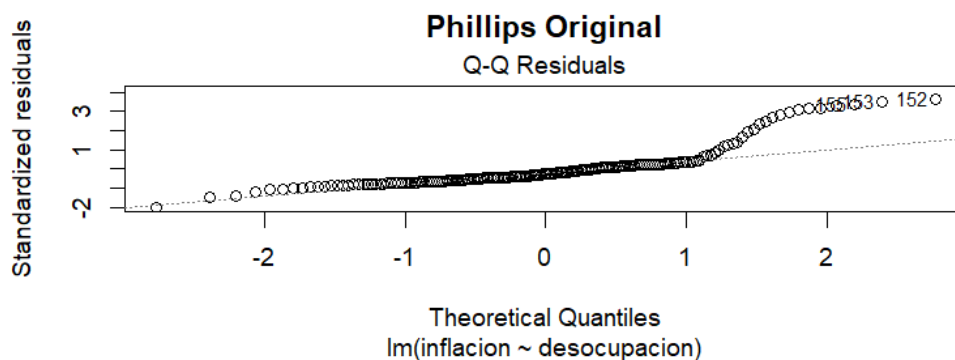
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En un modelo correctamente especificado se esperaría que los residuos se distribuyeran de forma aleatoria alrededor de cero. Sin embargo, en este caso se observa una acumulación irregular de puntos en el rango de valores ajustados entre 3.9 y 4.2, junto con un conjunto de residuos positivos atípicos que sobresalen de la banda central. Este patrón es consistente con la presencia de heterocedasticidad y valores extremos, particularmente aquellos correspondientes a los años 2020–2021, marcados por perturbaciones macroeconómicas excepcionales.

Asimismo, la leve pendiente negativa de la línea de tendencia de los residuos sugiere una disminución de la varianza a medida que aumentan los valores ajustados, lo que refuerza la hipótesis de no homogeneidad de la varianza. En conjunto, estos elementos indican que el modelo lineal simple no captura adecuadamente la dinámica entre inflación y desocupación, justificando la necesidad de especificaciones más flexibles o dinámicas mediante transformaciones adicionales o la inclusión de rezagos.

La **Figura 24** presenta el gráfico Q–Q (Quantile–Quantile) de los residuos estandarizados del Modelo 1A, cuya función es comparar la distribución empírica de los residuos con la distribución normal teórica, condición necesaria para la validez de pruebas de hipótesis e intervalos de confianza basados en el modelo lineal (Wooldridge, 2016).

Figura 24. Gráfico Q-Q Modelo 1A



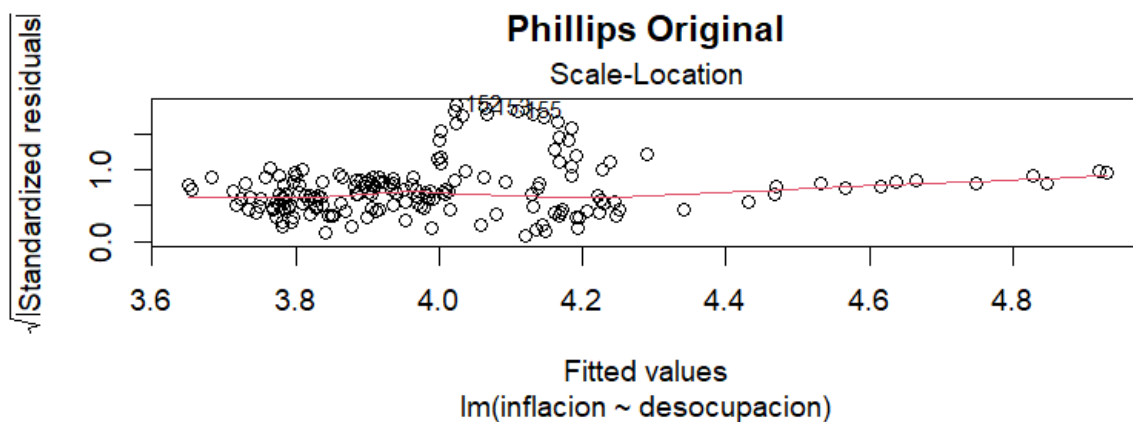
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En un modelo adecuadamente ajustado, los puntos deberían alinearse sobre la diagonal de referencia. Sin embargo, el gráfico muestra una desviación marcada en los extremos: los cuantiles superiores (mayores a 2) y los inferiores (menores a -1.5) se apartan de la línea teórica, configurando una distribución leptocúrtica, caracterizada por colas más pesadas que la normal. La desviación ascendente en el extremo derecho confirma la presencia de residuos positivos atípicos, nuevamente asociados a los períodos excepcionales de 2020–2021.

La falta de alineación completa implica que los residuos no siguen estrictamente una distribución normal, lo que puede reducir la precisión inferencial del modelo. No obstante, dado que la mayor parte de las desviaciones se concentran en los extremos y no en los cuantiles centrales, el modelo conserva utilidad como aproximación descriptiva y exploratoria. Aun así, para un análisis econométrico más riguroso resulta recomendable aplicar transformaciones adicionales o métodos robustos que mitiguen la influencia de valores extremos.

La **Figura 25** presenta el gráfico Scale–Location correspondiente al Modelo 1A, estimado mediante regresión lineal simple entre la inflación mensual y la tasa de desocupación en Chile para el período 2010–2024. Este diagnóstico permite evaluar el cumplimiento del supuesto de **homocedasticidad**, es decir, la constancia en la varianza de los errores para todos los valores ajustados del modelo.

Figura 25. Gráfico Scale–Location del Modelo 1A (Phillips original, 2010–2024)



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

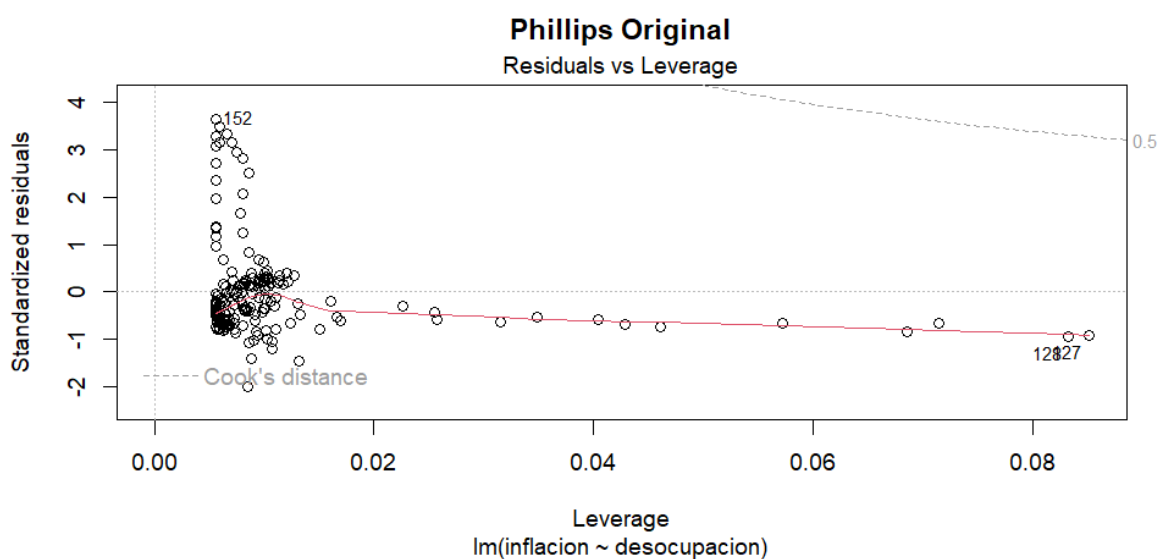
La Figura 23 presenta el gráfico Scale–Location correspondiente al Modelo 1A, estimado mediante regresión lineal simple entre la inflación mensual y la tasa de desocupación en Chile para el período 2010–2024. Este diagnóstico permite evaluar el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad, es decir, la constancia en la varianza de los errores para todos los valores ajustados del modelo.

En un escenario ideal, los puntos deberían distribuirse de forma aleatoria alrededor de una línea horizontal, sin patrones discernibles. Sin embargo, en este caso se aprecia una ligera tendencia ascendente en la línea de ajuste roja a medida que aumentan los valores ajustados, acompañada de una mayor dispersión en los residuos estandarizados. Este comportamiento es consistente con la presencia de heterocedasticidad moderada, lo que implica que la variabilidad del error tiende a incrementarse cuando la inflación estimada toma valores elevados.

Asimismo, se identifican algunos puntos anómalos en el rango de valores ajustados cercanos a 4.0, los cuales coinciden con observaciones pertenecientes al período 2020–2021, caracterizado por elevada volatilidad económica debido a la pandemia de COVID-19. Estos episodios alteraron temporalmente la estabilidad de la varianza de los errores, afectando el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad.

La **Figura 26** presenta el gráfico Residuals vs. Leverage del Modelo 1A, utilizado para identificar observaciones potencialmente influyentes en la estimación. Este gráfico permite evaluar si determinados puntos poseen suficiente influencia como para distorsionar los coeficientes del modelo, combinando información sobre los valores ajustados (leverage) y los residuos estandarizados. La línea curva representa la distancia de Cook, una medida clásica de influencia estadística.

Figura 26. Residuos estandarizados versus leverage con distancia de Cook (Modelo 1A, Phillips original, 2010–2024)



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En primer lugar, se observa que la mayoría de las observaciones se agrupan en la zona de bajo leverage (cerca a 0.00) y con residuos estandarizados relativamente pequeños. Este patrón indica que, en general, los datos no ejercen una influencia excesiva sobre la estimación del modelo, lo que sugiere un ajuste moderadamente estable.

No obstante, el gráfico revela la presencia de puntos puntuales con residuos estandarizados altos, particularmente uno etiquetado como 152, ubicado por encima de 3 en el eje vertical. Este valor indica un residuo anómalo que se aparta notablemente de la tendencia general del modelo. Dado su bajo leverage, esta observación no ejerce una gran influencia estructural sobre los coeficientes, pero sí constituye un caso atípico en términos

de error de predicción. Este tipo de observaciones coinciden, por su ubicación temporal, con los meses afectados por el shock económico de 2020–2021.

Por otro lado, hacia la derecha del gráfico aparecen algunas observaciones con leverage relativamente elevado (en torno a 0.07–0.09), entre las que destaca la observación identificada como 128/127. Estos casos se caracterizan por poseer un peso estadístico mayor dentro del ajuste, aunque sus residuos estandarizados son moderados, motivo por el cual no traspasan el umbral de Cook (0.5). Aun así, su posición indica que estas observaciones pueden influir en la pendiente estimada del modelo más que el resto de los datos.

V.2.6. Resultados del Modelo 1A (Curva de Phillips original)

La **Tabla 23** muestra los resultados del Modelo 1A, estimado mediante regresión lineal simple para evaluar la relación entre la inflación mensual y la tasa de desocupación en Chile (2010–2024).

Tabla 23.

Resultados Modelo 1A

Parámetro	Estimación	Error estándar	t-valor	p-valor	Significancia
Intercepto	2.5871	1.2075	2.143	0.0335	*
Desocupación	0.1862	0.1566	0.0189	0.2359	n.s.
R^2	0.0079	-	-	-	-
R^2	0.0023	-	-	-	-
F (1,178)	1.415	-	-	0.2359	n.s.

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile; n.s. =no significativo al 5%; * =significativo al 5%

El intercepto es significativo al 5% ($\alpha = 2.5871$), mientras que el coeficiente asociado a la tasa de desocupación ($\beta = 0.1862$) no presenta significancia estadística ($p = 0.2359$). Esto indica que, en este modelo básico, la desocupación no muestra un efecto lineal estadísticamente comprobable sobre la inflación.

Los valores de $R^2 = 0.0079$ y $R^2_{ajustado} = 0.0023$ indican que el modelo explica menos del 1% de la variabilidad observada en la inflación. Esto confirma que, en su forma original, la relación entre ambas variables es débil y que el modelo omite factores determinantes del comportamiento inflacionario, como choques de oferta, variaciones del tipo de cambio, expectativas inflacionarias o condiciones monetarias.

Asimismo, el estadístico $F = 1.415$ con un p-valor de 0.2359 señala que el modelo en su conjunto no es significativo al nivel convencional del 95%, lo cual refuerza la conclusión de que la desocupación no explica de manera estadísticamente robusta la inflación en este período.

Desde una perspectiva macroeconómica, los resultados del Modelo 1A no respaldan la relación negativa tradicional de la Curva de Phillips planteada por Phillips (1958), donde un mayor desempleo debería asociarse a una menor inflación. Por el contrario, la estimación muestra un coeficiente positivo, aunque no significativo, que refleja la interacción atípica entre precios y empleo en un período marcado por choques simultáneos de oferta y demanda.

El Modelo 1A debe considerarse un ejercicio exploratorio que permite identificar limitaciones clave en la relación directa entre inflación y desocupación. Su baja capacidad explicativa y sus problemas de diagnóstico justifican la construcción de modelos alternativos que incorporen otras especificaciones.

En el Modelo 1A, el parámetro α corresponde al intercepto y β mide el efecto marginal de la desocupación sobre la inflación. Los resultados de la estimación arrojan un intercepto de 2.5871 y un coeficiente para la tasa de desocupación de 0.1862, lo que indica una relación positiva entre ambas variables. En términos prácticos, un aumento de un punto porcentual en la desocupación se asocia, en promedio, con un incremento de 0.186 puntos porcentuales en la inflación mensual.

Este hallazgo se aparta de la relación negativa clásica propuesta por Phillips (1958), según la cual un mayor desempleo debería vincularse con menor inflación. En el contexto chileno reciente, esta divergencia puede atribuirse a la superposición de choques de oferta y demanda, así como a los efectos estructurales derivados de la pandemia de COVID-19 y las políticas fiscales y monetarias extraordinarias aplicadas entre 2020 y 2022. Estos factores

alteraron temporalmente la interacción tradicional entre precios y empleo, produciendo dinámicas atípicas en el corto plazo.

Si bien el Modelo 1A constituye un punto de partida útil para identificar la dirección preliminar de la relación entre inflación y desocupación, su especificación estática, sin incorporar rezagos, efectos estacionales ni dinámica temporal, limita su capacidad explicativa. En consecuencia, los modelos posteriores profundizan en estas dimensiones para evaluar la robustez y estabilidad del vínculo entre ambas series.

V.2.7. Modelo 1B

El Modelo 1B constituye una extensión del análisis desarrollado en el Modelo 1A y tiene como propósito examinar la relación entre la inflación y el nivel de actividad económica. En esta especificación, se sustituye la tasa de desocupación por el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) como variable explicativa, bajo la premisa de que la inflación puede responder de manera más directa y rápida a las fluctuaciones del producto agregado que a los movimientos del mercado laboral. Esta aproximación es especialmente relevante en economías abiertas y con elevada integración comercial, como es el caso de Chile.

Desde una perspectiva teórica, el Modelo 1B puede interpretarse como una versión alternativa de la Curva de Phillips basada en la brecha de producto, donde el IMACEC opera como un proxy del nivel de actividad económica (Banco Central de Chile, 2024). De este modo, se busca evaluar si variaciones en el producto mensual tienen mayor capacidad explicativa sobre el comportamiento inflacionario que la desocupación, particularmente en un contexto caracterizado por choques externos y ajustes de oferta y demanda durante el período analizado.

La especificación econométrica utilizada es la siguiente:

$$\pi_t = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t \tag{22}$$

V.2.8. IMACEC

Para estimar el Modelo 1B se emplearon dos series oficiales proporcionadas por el Banco Central de Chile:

1. **IMACEC desestacionalizado (índice base 2018 = 100)**, disponible desde enero de 1997.

Esta serie mide el nivel de actividad económica ajustado por factores estacionales.

2. **IMACEC, contribución mensual desestacionalizada (%), disponible desde febrero de 2013.**

Esta serie expresa la variación porcentual del IMACEC respecto del mes anterior.

El uso conjunto de ambas series fue necesario debido a que el Banco Central solo publica la contribución mensual desestacionalizada a partir de febrero de 2013. Para conservar la continuidad de la serie en el período de análisis (enero de 2010 – enero de 2013), la variación mensual del IMACEC se calculó directamente a partir del índice desestacionalizado base 2018 = 100. Esto permitió obtener una serie mensual completa y metodológicamente consistente para su utilización en la estimación econométrica del Modelo 1B.

La **Tabla 24** presenta el IMACEC desestacionalizado (índice base 2018 = 100) para el período diciembre de 2009 a diciembre de 2012. Por su parte, la **Tabla 25** muestra la serie oficial de la contribución mensual desestacionalizada (%) disponible desde febrero de 2013.

Tabla 24.

IMACEC desestacionalizado (índice base 2018 = 100) 2009-2024

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2009												74,00
2010	74,31	75,10	72,19	76,39	75,99	76,74	77,93	78,13	78,44	78,52	79,61	79,16
2011	79,74	79,72	80,59	81,20	81,16	81,14	81,28	81,79	82,00	82,74	83,02	84,64
2012	84,49	85,15	85,89	86,59	86,65	87,04	87,49	87,63	87,17	87,55	88,09	88,22

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Tabla 25.*IMACEC, contribución mensual desestacionalizada (%), 2013–2024.*

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010												
2011												
2012												
2013		-0,57	0,65	0,15	0,14	0,67	0,23	0,10	-0,30	0,64	0,32	-0,87
2014	0,06	1,02	-0,02	0,59	0,12	-0,84	-0,14	0,49	-0,05	1,24	-0,62	0,60
2015	0,66	-0,15	-0,57	1,49	-0,33	0,19	-0,33	-0,84	1,49	0,35	-0,51	0,47
2016	0,68	0,06	-0,09	-0,40	-0,11	0,53	0,13	0,02	0,55	-0,56	0,24	0,20
2017	-0,55	-0,53	-0,36	1,23	0,56	0,48	0,82	0,50	0,65	-0,11	0,71	-0,06
2018	0,44	0,07	0,56	0,66	0,51	-0,22	-0,24	-0,59	0,38	1,36	0,81	-1,40
2019	0,35	-1,09	1,00	1,14	0,22	-0,90	0,29	1,20	-1,10	-4,36	-0,07	2,66
2020	2,19	-0,32	-5,43	-8,02	-1,88	-0,18	2,37	3,10	3,77	1,59	1,24	2,58
2021	0,46	2,41	-1,49	-1,56	3,33	1,60	1,22	0,73	0,86	0,90	1,02	-0,66
2022	-1,93	0,48	0,86	-1,53	0,98	0,00	-2,65	3,13	0,29	-0,95	-0,73	0,10
2023	0,68	-0,41	-0,22	0,23	0,25	0,74	0,09	0,23	0,86	-0,48	-0,36	-0,50
2024	1,74	0,65	-0,91	0,15	-0,89	0,73	1,39	0,23	-0,43	0,67	0,07	0,68

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Con el fin de completar el tramo no cubierto por la contribución mensual oficial, se transformó la serie del índice desestacionalizado base 2018 = 100 para obtener las variaciones mensuales logarítmicas, expresadas en porcentaje. La fórmula empleada fue la siguiente

$$IMACEC_t^{(\%)} = [\ln (IMACEC_t) - \ln (IMACEC_{t-1})] \times 100 \quad (23)$$

Esta transformación permite convertir el índice de niveles en una tasa de crecimiento mensual, eliminando efectos de escala y asegurando la comparabilidad directa con la contribución mensual publicada por el Banco Central de Chile. El resultado fue una serie temporal de frecuencia mensual (frecuencia = 12), que inicia en enero de 2010 y mantiene coherencia estadística con los datos oficiales.

Con las variaciones mensuales calculadas, se procedió al empalme de ambas series para conformar un registro único y homogéneo que abarque todo el período de estudio (enero de 2010 – diciembre de 2024). El procedimiento siguió las siguientes etapas:

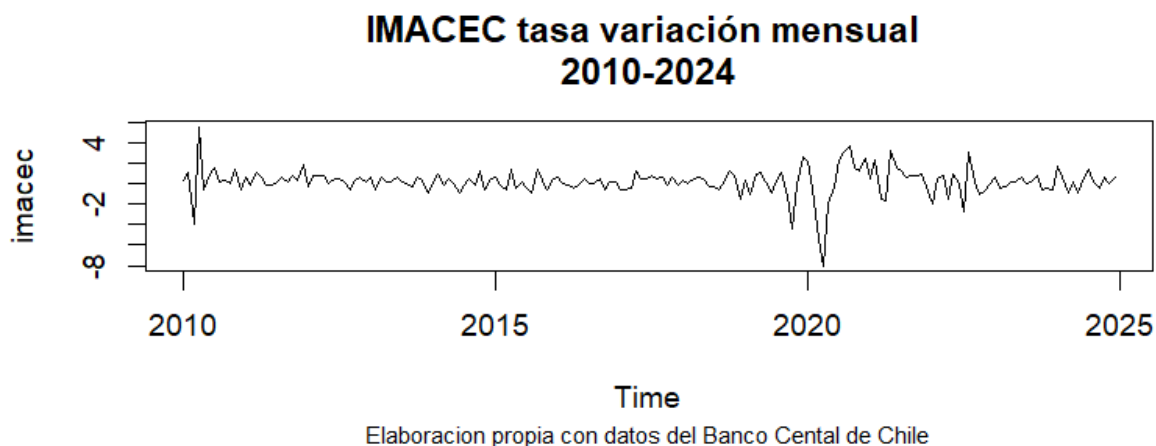
1. Enero 2010 – enero 2013: Se utilizó la serie de variación mensual calculada a partir del índice desestacionalizado.
2. Febrero 2013 en adelante: Se incorporó la serie oficial de contribución mensual desestacionalizada (%) publicada por el Banco Central de Chile.

Posteriormente, se verificó que ambas series coincidieran en magnitud y tendencia en el punto de enlace (enero–febrero de 2013), lo que confirmó la consistencia estadística del procedimiento.

A partir de este proceso, se obtuvo una serie temporal completa, continua y desestacionalizada, que representa la variación mensual de la actividad económica chilena para el período 2010–2024.

La **Figura 27** presenta la evolución de la tasa de variación mensual desestacionalizada del IMACEC para el período comprendido entre enero de 2010 y diciembre de 2024.

Figura 27. *IMACEC: tasa de variación mensual desestacionalizada (2010–2024).*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

El comportamiento general de la serie muestra fluctuaciones moderadas en torno a la estabilidad, interrumpidas por episodios de elevada volatilidad asociados a shocks

macroeconómicos específicos. En los primeros meses de 2010 se observa una variabilidad considerable, caracterizada por incrementos y descensos más pronunciados que en los años posteriores. Este comportamiento responde tanto al proceso de recuperación tras la crisis financiera internacional de 2008–2009, como a las disrupciones generadas por el terremoto de febrero de 2010, cuyos efectos iniciales y la posterior reactivación de la producción explican los picos visibles al comienzo del gráfico.

Entre 2011 y 2019, el IMACEC presenta variaciones moderadas, con oscilaciones en torno al 0% y con amplitudes generalmente inferiores a $\pm 1\%$. Este período se caracteriza por una relativa estabilidad macroeconómica y por un patrón de crecimiento asociado a factores estructurales y cíclicos propios del comportamiento histórico de la economía chilena.

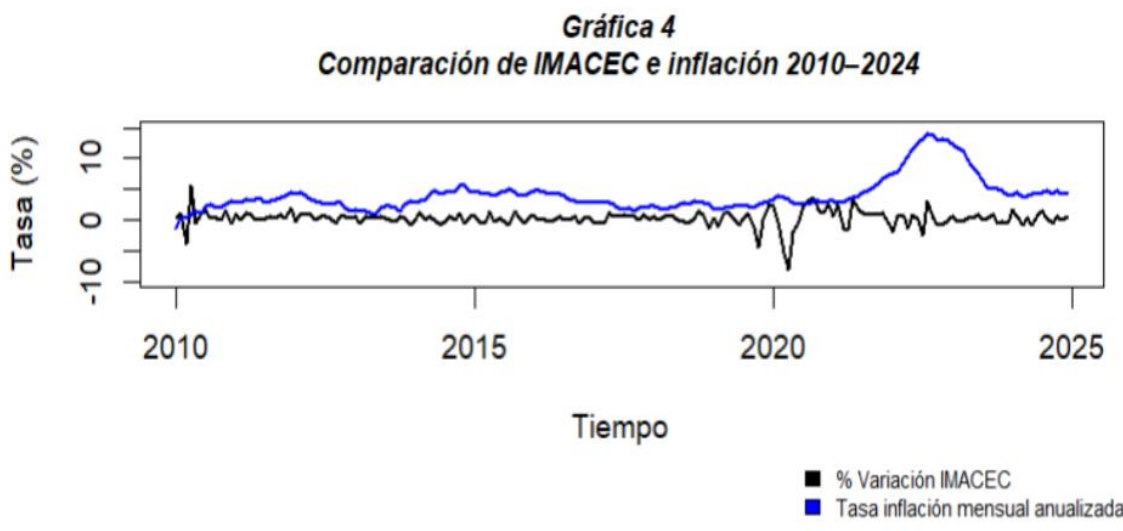
A partir de 2020, la serie experimenta un cambio estructural significativo. Durante los primeros meses de ese año se registra una caída abrupta cercana al -8% . Posteriormente, en 2021, se observa una recuperación igualmente intensa, con variaciones positivas superiores al 4%.

Finalmente, entre 2022 y 2024 la serie retorna a valores más cercanos a la media, aunque con fluctuaciones ligeramente persistentes. Este comportamiento sugiere un proceso de normalización económica y ajuste estructural asociado a la disminución de estímulos fiscales y a la implementación de políticas monetarias contractivas por parte del Banco Central de Chile, destinadas a controlar el aumento de la inflación observado en el mismo período.

V.2.9. IMACEC e inflación

La **Figura 28** presenta la evolución conjunta del IMACEC, medido como variación mensual desestacionalizada en porcentaje, y la tasa de inflación mensual anualizada entre enero de 2010 y diciembre de 2024. El objetivo es evaluar visualmente la posible relación entre el ciclo económico y el comportamiento de los precios en Chile.

Figura 28. Comparación de IMACEC e inflación (2010–2024)



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Durante los primeros años del período (2010–2013), ambas variables muestran fluctuaciones moderadas y relativamente sincronizadas. Este comportamiento refleja el proceso de recuperación posterior a la crisis financiera global de 2008–2009 y a las disrupciones generadas por el terremoto de febrero de 2010. En estos años, la inflación se mantiene dentro de rangos acotados, entre 2% y 4% anual, mientras el IMACEC registra variaciones positivas consistentes con una etapa de expansión productiva.

Entre 2014 y 2019, ambas series exhiben una estabilidad significativa. El IMACEC presenta variaciones mensuales cercanas a cero, mientras la inflación fluctúa dentro del rango objetivo del Banco Central de Chile ($3\% \pm 1\%$). Este período se corresponde con una fase de crecimiento moderado y con ausencia de choques relevantes que alteraran la demanda agregada o los precios.

El escenario cambia de manera sustantiva en 2020 y 2021., el IMACEC tiene una caída histórica, con variaciones mensuales negativas cercanas a -10% , seguida de una recuperación rápida en 2021. Paralelamente, la inflación inicia un aumento persistente que alcanza su punto máximo en 2022, con tasas cercanas al 13% anual.

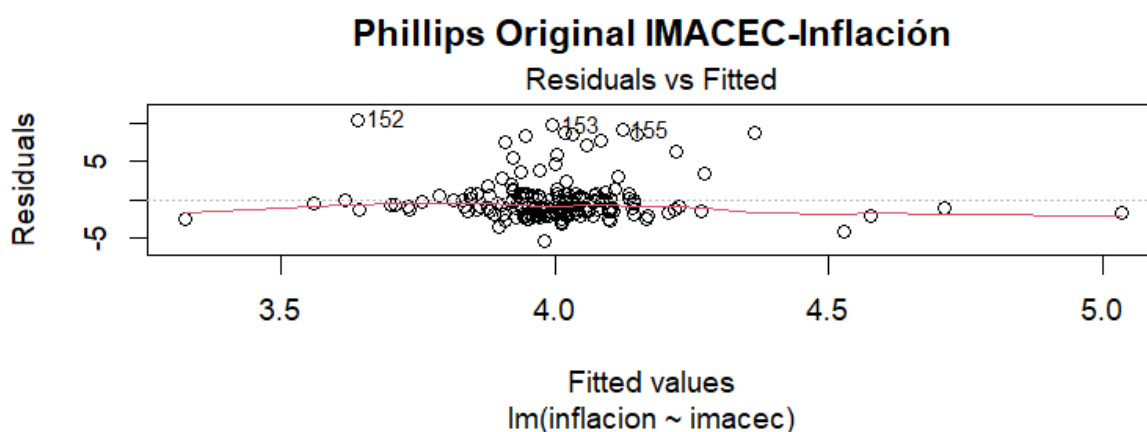
A partir de 2023, ambas series tienden a estabilizarse nuevamente. El IMACEC retorna a tasas cercanas a cero, mientras la inflación muestra un descenso progresivo, influenciada por el endurecimiento de la política monetaria aplicada desde mediados de 2022.

Si bien no existe una relación inversa clara y permanente entre la actividad económica y la inflación, como establece la Curva de Phillips tradicional, sí se observan episodios de correlación negativa en momentos de crisis y recuperación (2010 y 2020–2021).

V.2.10. Curva de Phillips modelo 1B

La **Figura 29** presenta el gráfico de residuos frente a los valores ajustados del Modelo 1B, estimado entre la tasa de inflación mensual anualizada y la variación mensual del IMACEC. Este diagnóstico permite evaluar el cumplimiento de los supuestos fundamentales de la regresión lineal, particularmente la linealidad y la homocedasticidad de los errores.

Figura 29. *Phillips Original IMACEC–Inflación: Residuos vs. Valores Ajustados Modelo 1B*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, la nube de puntos presenta una distribución relativamente concentrada alrededor de la línea horizontal de referencia (cero), lo que indica que los errores no exhiben un patrón sistemático a lo largo de los valores ajustados. Sin embargo, el gráfico también evidencia episodios de dispersión elevada, especialmente en el rango de valores ajustados que oscila entre 3.9 y 4.1. En este sector aparecen residuos con magnitudes

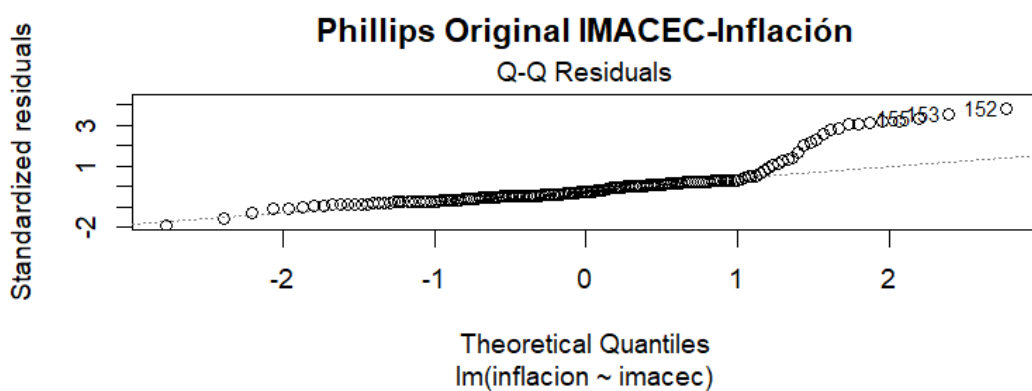
considerablemente mayores, entre los cuales destaca la observación identificada como 152, con un residual superior a 10.

La presencia de estas observaciones extremas revela la existencia de heterogeneidad en la varianza de los errores, pues los residuos muestran una amplitud mayor en ciertos tramos del eje horizontal. Este comportamiento se intensifica en los períodos marcados por perturbaciones económicas severas, principalmente durante 2020–2021. Dichos shocks producen valores atípicos que se traducen en residuos anormalmente altos, como los que aparecen identificados con los números 152, 153 y 155.

Es posible observar, además, una ligera curvatura descendente en la línea de suavizamiento (loess) ubicada en rojo, lo cual sugiere que la relación entre IMACEC e inflación podría no ser completamente lineal. Este indicio, aunque moderado, invita a considerar la posibilidad de un modelo con especificaciones no lineales, transformaciones adicionales o la inclusión de rezagos para captar dinámicas temporales.

La **Figura 30** muestra el gráfico Q–Q (Quantile–Quantile) de los residuos estandarizados del Modelo 1B, herramienta que permite evaluar el cumplimiento del supuesto de normalidad de los errores. En un modelo adecuadamente especificado, los puntos deberían alinearse sobre la línea diagonal de referencia, indicando que la distribución empírica de los residuos coincide con la distribución normal teórica.

Figura 30. *Phillips Original IMACEC–Inflación: Q–Q Plot de Residuos Estandarizados Modelo 1B*



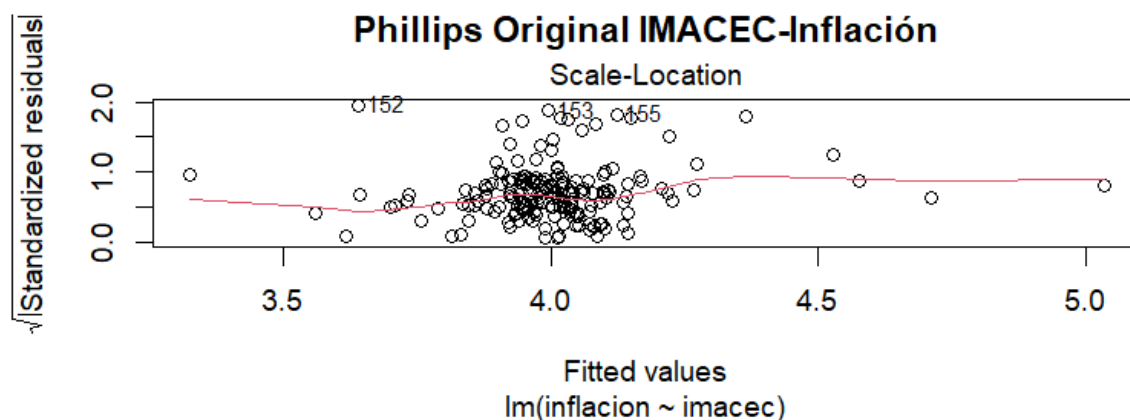
Nota.: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En este caso, la mayor parte de los residuos se aproxima a la línea diagonal en el rango central de la distribución, lo que sugiere un ajuste razonable a la normalidad en la mayoría de las observaciones. Sin embargo, en los extremos izquierdo y derecho del gráfico se aprecian desviaciones notorias respecto de la línea teórica. Estas desviaciones reflejan la existencia de colas más gruesas o valores atípicos que no siguen la distribución normal, especialmente en los cuantiles superiores (valores mayores a 2).

Las observaciones que destacan, identificadas como 155, 153 y 152, corresponden nuevamente al período 2020–2021, marcado por choques económicos significativos. La inestabilidad macroeconómica de dichos meses generó comportamientos inusuales tanto en el IMACEC como en la inflación, lo que explica el carácter extremo de los residuos.

La **Figura 31** presenta el gráfico Scale–Location (o Spread–Location), herramienta que permite evaluar el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad, es decir, que la varianza de los errores se mantenga constante a lo largo de los valores ajustados del modelo.

Figura 31. *Phillips Original IMACEC–Inflación: Gráfico Scale–Location*



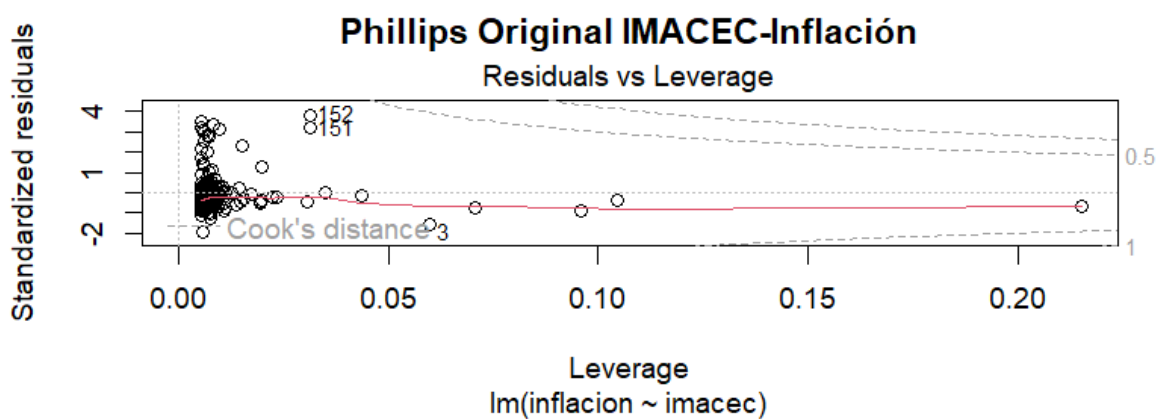
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En este gráfico, los puntos representan los residuos estandarizados en función de los valores ajustados, mientras que la línea roja suavizada (loess) indica la tendencia general de la dispersión. En términos generales, los residuos se distribuyen dentro de un rango relativamente estable, lo que sugiere que no existe un patrón evidente de aumento sistemático de la varianza. No obstante, se observa una ligera curvatura ascendente en torno al tramo

central del gráfico, especialmente en el intervalo cercano a valores ajustados de 4,0. Esta tendencia indica la presencia de una heterocedasticidad leve, asociada al ensanchamiento moderado de la dispersión de los residuos en ese sector.

La **Figura 32** muestra el gráfico de residuos estandarizados frente al leverage, incluyendo las curvas de referencia correspondientes a la distancia de Cook, indicador que permite identificar observaciones con influencia potencialmente elevada sobre la estimación del modelo.

Figura 32. *Residuals vs Leverage Modelo 1B*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La mayoría de los puntos se concentra en la zona inferior izquierda del gráfico, donde los valores de leverage son bajos y los residuos se mantienen dentro de los rangos esperados. Esto indica que, en general, el modelo no presenta problemas relevantes de observaciones influyentes y que la mayor parte de la muestra contribuye de manera equilibrada a la estimación de los parámetros.

Sin embargo, se identifican algunas observaciones particulares, principalmente las numeradas 151 y 152, que presentan residuos altos y se ubican próximas a los límites de la distancia de Cook. Si bien no superan los umbrales críticos, sí muestran cierto grado de influencia local sobre la estimación. Estas observaciones corresponden a los meses de abril y mayo de 2020, período en el que la actividad económica sufrió caídas históricas y la

inflación reflejó un comportamiento atípico debido al confinamiento y a la crisis sanitaria derivada del COVID-19.

Estos valores extremos no constituyen errores de medición, sino que reflejan perturbaciones macroeconómicas reales y bien documentadas. Por ello, su exclusión no sería metodológicamente adecuada, aunque su influencia sugiere que el modelo podría beneficiarse del uso de estimadores robustos o de especificaciones dinámicas que capten los efectos transitorios de estos shocks.

V.2.11. Análisis del Modelo 1B

Según los resultados obtenidos (**Tabla 26**), el intercepto alcanza un valor estimado de 4.03, mientras que el coeficiente asociado al IMACEC es de -0.12 . Si bien el signo negativo coincide con lo esperado en la literatura, donde un mayor nivel de actividad económica tendería a asociarse a menores tasas de inflación, el coeficiente no resulta estadísticamente significativo ($p = 0.4176$). Esto implica que, bajo esta especificación lineal contemporánea, no puede establecerse una relación empírica robusta entre ambas variables.

El coeficiente de determinación confirma esta conclusión: el modelo presenta valores muy reducidos ($R^2 = 0.0037$; R^2 ajustado = -0.0019), lo que indica que la variación mensual del IMACEC prácticamente no contribuye a explicar el comportamiento de la inflación en el período analizado. En términos prácticos, el modelo posee escasa capacidad predictiva y evidencia la necesidad de considerar especificaciones dinámicas o incluir determinantes adicionales. El estadístico $F = 0.6602$, con un p -valor de 0.4176 , confirma que la regresión no es significativa en su conjunto.

Tabla 26

Resultados del Modelo 1B

Parámetro	Estimación	Error estándar	t-valor	p-valor	Significancia
(Intercepto)	4.321	0.2098	19.222	< 0.001	***
IMACEC	-0.1247	0.1535	-0.813	0.4176	n.s.
R²	0.0037	—	—	—	—

R²	-0.0019	—	—	—	—
ajustado					
F (1, 178)	0.6602	—	—	0.4176	n.s.

Nota. n.s. = no significativo al 5%; *** = significativo al 1%. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

El Modelo 1B muestra que la variación mensual del IMACEC no constituye un predictor relevante de la inflación bajo una especificación lineal contemporánea. La relación negativa teóricamente prevista para una Curva de Phillips basada en la brecha de producto aparece, pero carece de respaldo estadístico.

Esto sugiere que, en el período 2010–2024, la inflación en Chile estuvo influida por factores distintos al nivel de actividad económica mensual.

V.2.12. Modelo 2A: Curva de Phillips Aumentada con Brecha de Desocupación

El Modelo 2A profundiza en la relación entre inflación y condiciones del mercado laboral mediante la incorporación de la formulación moderna de la Curva de Phillips, conocida como Curva de Phillips Aumentada. A diferencia del Modelo 1A, que vincula la inflación directamente al nivel de desocupación, el Modelo 2A enfatiza el componente cíclico de la economía, capturado a través de la brecha de desocupación, y trabaja con inflación diferenciada, en coherencia con la teoría de expectativas adaptativas propuesta por Friedman (1968) y Phelps (1967).

Este enfoque reconoce que no es el nivel absoluto de desocupación lo que importa para la dinámica inflacionaria, sino el grado en que dicho nivel se desvía de su tendencia estructural de largo plazo. Para ello, la serie de desocupación desestacionalizada se transforma a logaritmos y se somete al filtro de Hodrick–Prescott (HP), permitiendo separar la tendencia permanente del componente cíclico. La brecha de desocupación se define como:

$$\text{brecha}_t = \log(\text{desocupación}_t) - \log(\text{desocupación}_t^{\text{tendencia HP}}) \quad (24)$$

donde un valor positivo indica un desempleo mayor que la tendencia, lo que refleja holgura laboral, mientras que un valor negativo refleja un mercado más ajustado.

De acuerdo con la formulación aumentada, se espera que la inflación responda a estos desvíos a través de cambios intermensuales en la tasa de inflación. Por tanto, se utiliza la inflación diferenciada:

$$\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} \tag{25}$$

como variable dependiente, interpretada como la variación de la inflación mensual anualizada respecto del mes anterior.

La ecuación econométrica estimada para el Modelo 2A es:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t \tag{26}$$

Esta especificación permite evaluar si las fluctuaciones cíclicas en el desempleo tienen capacidad explicativa sobre la evolución de la inflación en el corto plazo, tal como propone la teoría moderna de la Curva de Phillips.

V.2.13. Brecha de la Desocupación

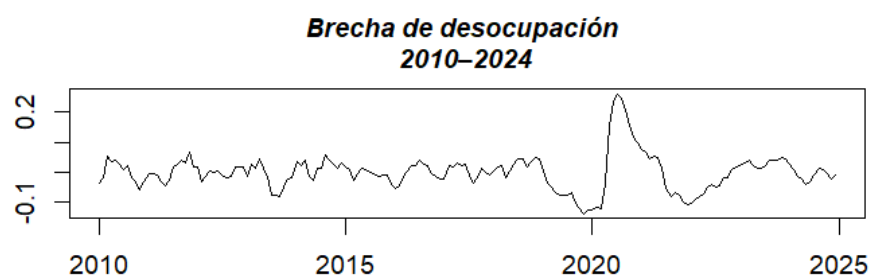
Para construir la brecha de desocupación utilizada en el Modelo 2A, fue necesario separar la serie de desocupación en sus componentes estructural y cíclico. Para ello, la serie, previamente transformada en logaritmos y ajustada estacionalmente, fue sometida al filtro de Hodrick–Prescott con un parámetro de suavizamiento de 1600, el valor comúnmente empleado para datos mensuales.

El filtro permite distinguir la tendencia de largo plazo del desempleo, entendida como la evolución que seguiría la variable si solo respondiera a factores estructurales, de las fluctuaciones temporales asociadas al ciclo económico. A partir de esta descomposición, se obtuvo la brecha de desocupación, que corresponde a la diferencia entre el nivel observado

y la tendencia estimada por el filtro. Esta brecha actúa como un indicador de holgura del mercado laboral: cuando toma valores positivos, señala que la desocupación está por encima de su nivel estructural, lo que indica un mercado laboral debilitado; mientras que valores negativos reflejan un mercado más tensionado de lo habitual.

Posteriormente, se graficó la serie de la brecha de desocupación (**Figura 33**) para el período 2010–2024, permitiendo visualizar los episodios de holgura y presión en el mercado laboral. Esta representación evidencia, entre otros aspectos, el comportamiento extraordinario observado en 2020 al inicio de la pandemia, donde se generó un incremento abrupto de la holgura laboral, seguido de un proceso de convergencia gradual hacia la tendencia conforme avanzó la recuperación económica.

Figura 33. Brecha de desocupación 2010-2024



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile
log(desocupación ajustada estacionalmente) – tendencia HP

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En general, la brecha se mantiene en torno a valores ligeramente negativos durante la mayor parte de la década, lo que sugiere un mercado laboral relativamente estable y sin desviaciones prolongadas respecto de su tendencia. No obstante, destaca un incremento abrupto y transitorio alrededor de 2020. Posteriormente, la brecha retorna gradualmente hacia valores cercanos a cero, coherente con el proceso de recuperación económica y el retorno progresivo de la actividad.

V.2.14. Inflación diferenciada

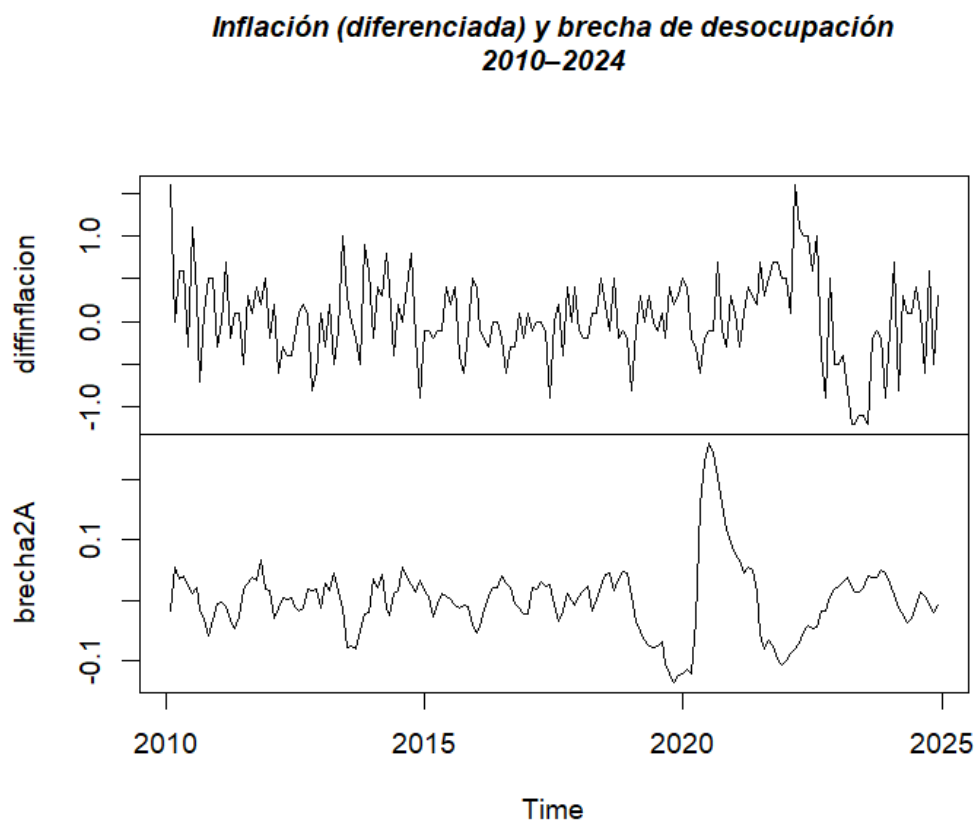
En la estimación de la Curva de Phillips Aumentada, uno de los supuestos centrales es que la inflación no responde únicamente al estado actual del ciclo económico, sino también

a su propia dinámica temporal. Por ello, en lugar de utilizar la inflación en niveles, como en el Modelo 1A, se emplea su primera diferencia, es decir, la variación de la inflación entre un mes y el siguiente.

Una vez obtenida esta serie diferenciada, se empalma con la brecha de desocupación para construir la base del Modelo 2A, asegurando que ambas variables correspondan temporalmente y puedan analizarse de manera conjunta.

La **Figura 34** presenta la evolución conjunta de dos series fundamentales para la estimación del Modelo 2A de la Curva de Phillips Aumentada: por un lado, la inflación mensual diferenciada en un período, y por otro, la brecha de desocupación, obtenida como la diferencia entre el logaritmo de la tasa de desocupación ajustada estacionalmente y su tendencia estimada mediante el filtro de Hodrick–Prescott.

Figura 34. *Inflación y brecha de desocupación 2010-2024*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En el panel superior se observa que la inflación diferenciada exhibe un comportamiento altamente volátil durante todo el período. La serie oscila en torno a cero, con variaciones frecuentes tanto positivas como negativas, reflejando cambios mensuales relativamente moderados en la mayoría de los años, pero con episodios de fuerte aceleración y desaceleración en momentos particulares.

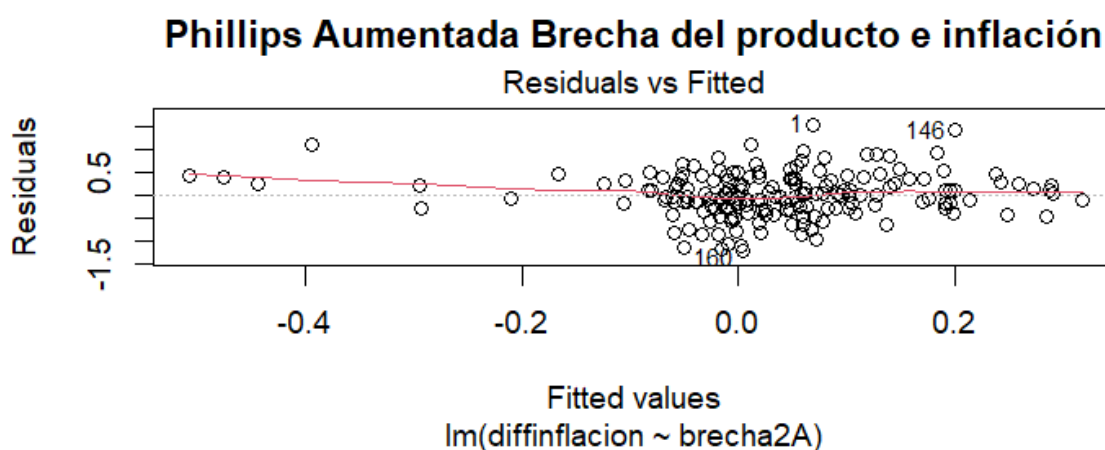
El panel inferior muestra la brecha de desocupación, la cual se mantiene relativamente cercana a cero durante gran parte del período estudiado, con oscilaciones acotadas que reflejan desviaciones menores respecto de la tendencia de largo plazo del desempleo.

La figura permite apreciar que las dinámicas de corto plazo de la inflación y de la brecha de desocupación no se mueven de forma sincronizada, lo que sugiere un vínculo relativamente débil entre ambas variables en frecuencias mensuales.

V.2.15. Diagnóstico del Modelo 2A: Evaluación de supuestos estadísticos

La **Figura 35** *Residuals vs Fitted* correspondiente al Modelo 2A permite evaluar visualmente el cumplimiento del supuesto de linealidad y la presencia de posibles patrones no aleatorios en los residuos.

Figura 35. *Residuals vs Fitted Modelo 2A*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

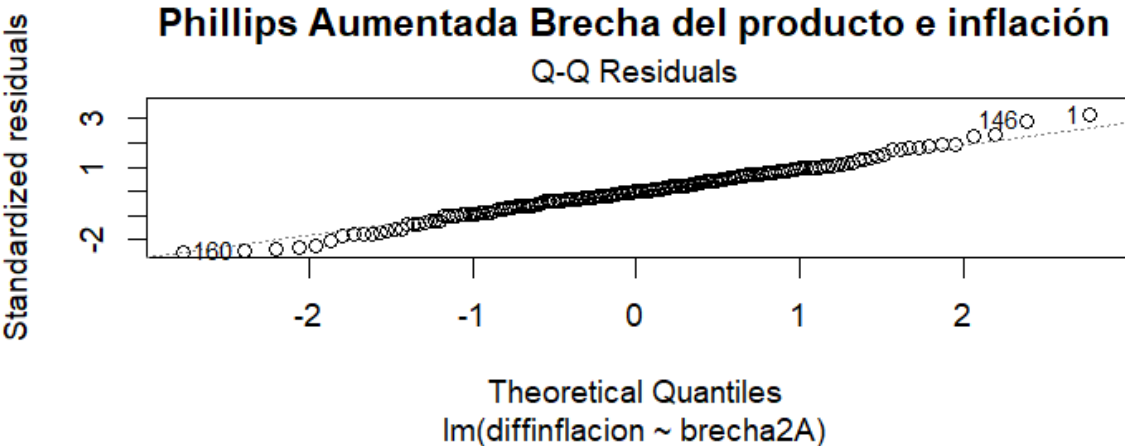
En este caso, la nube de puntos se distribuye de manera mayoritariamente dispersa alrededor de la línea horizontal de referencia, lo que sugiere que no existe una relación sistemática entre los residuos y los valores ajustados, cumpliéndose de forma aceptable el supuesto de linealidad del modelo.

No obstante, se observan ciertas concentraciones de puntos en la zona cercana al cero y algunos valores aislados hacia los extremos, lo que indica episodios puntuales de mayor volatilidad en la inflación diferenciada. La línea suavizada (loess), aunque relativamente plana, muestra ligeras oscilaciones, lo que sugiere una débil heterocedasticidad o cambios leves en la dispersión de los residuos a lo largo del rango de predicción. A pesar de ello, dichas variaciones no parecen lo suficientemente pronunciadas como para comprometer la validez global del modelo.

Los residuos no presentan patrones sistemáticos claros, pero sí exhiben una variabilidad algo mayor en ciertos tramos, lo cual concuerda con la naturaleza altamente volátil del proceso inflacionario chileno en el periodo analizado.

La **Figura 36** correspondiente al Modelo 2A permite evaluar visualmente el supuesto de normalidad en la distribución de los residuos.

Figura 36. *Q-Q Residuals Modelo 2A*



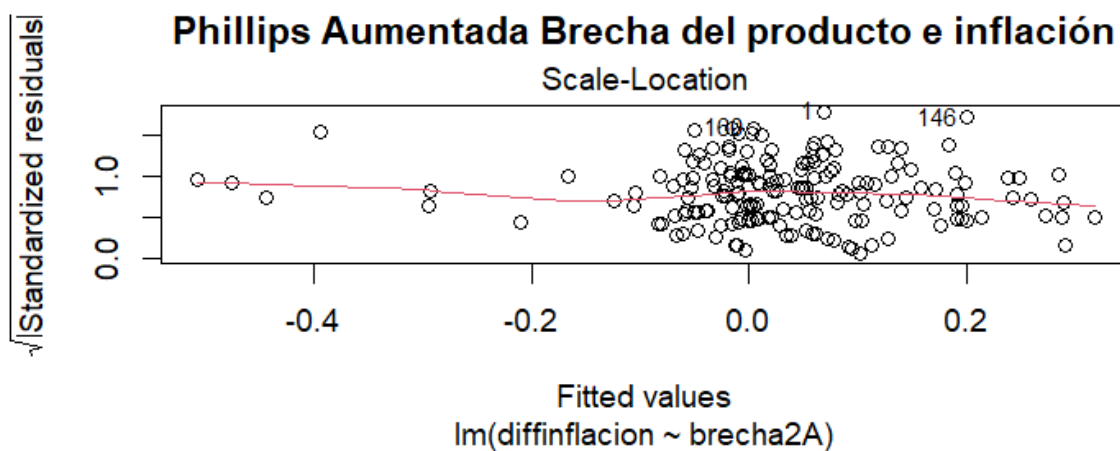
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, los puntos siguen de manera bastante cercana la línea diagonal teórica, lo que indica que la mayor parte de los residuos se alinean con lo esperado bajo una distribución normal. No obstante, se observan desviaciones en los extremos: las colas presentan valores ligeramente más altos y bajos que los predichos por la normalidad.

A pesar de estas desviaciones puntuales, la estructura global del gráfico es razonablemente lineal, lo que indica que el no cumplimiento del supuesto de normalidad no es severo y, en consecuencia, el modelo mantiene validez para propósitos inferenciales básicos.

La **Figura 37** permite evaluar el supuesto de homocedasticidad, es decir, la constancia de la varianza de los residuos a lo largo de los valores ajustados del modelo.

Figura 37. *Scale Location Modelo 2A*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

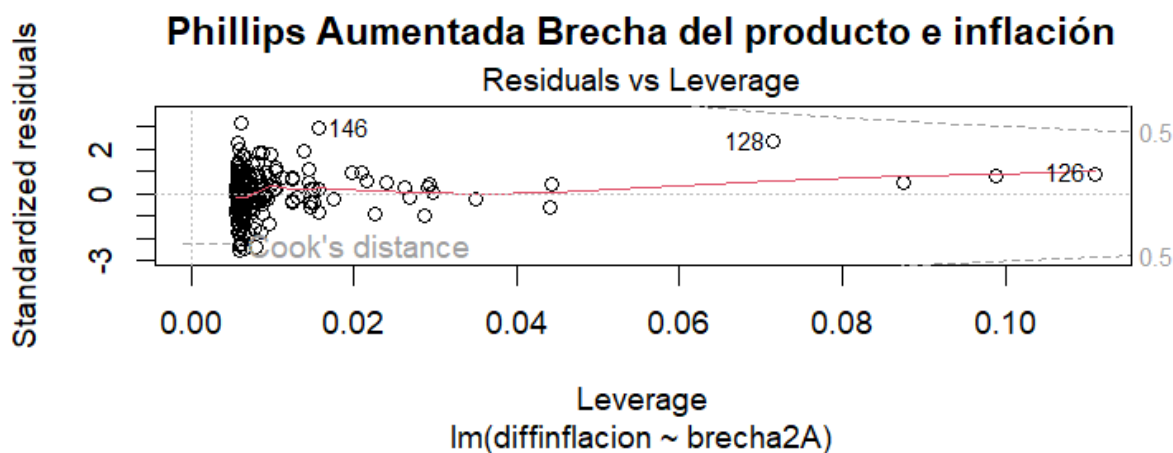
Se observa la dispersión de los residuos estandarizados frente a los valores ajustados, junto con una línea suavizada (loess) que indica la tendencia general de su variabilidad.

En este caso, la nube de puntos se concentra mayoritariamente en torno al rango inferior de los valores ajustados y no exhibe un patrón ascendente claro que sugiera un incremento sistemático de la varianza. La línea suavizada presenta una pendiente levemente

descendente en los valores más extremos y una trayectoria casi plana en el área central, lo cual indica que la variación de los residuos es relativamente estable.

La **Figura 38** permite evaluar simultáneamente la presencia de observaciones influyentes y posibles problemas de ajuste dentro del Modelo 2A.

Figura 38. *Residuals vs Leverage Modelo 2A*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En este caso, la mayor parte de las observaciones se concentra en la zona de bajo leverage, es decir, con escasa capacidad de alterar los coeficientes estimados, y con residuos estandarizados próximos al rango esperado. Esto sugiere que, en términos generales, no existe un conjunto amplio de puntos con influencia significativa sobre la estimación.

Sin embargo, el gráfico identifica algunos casos particulares, como las observaciones 146, 128 y 126, que presentan valores de leverage relativamente mayores y residuos alejados del centro de la distribución. Aunque ninguna de estas observaciones supera los umbrales críticos de la distancia de Cook, sí se ubican cerca de las líneas de referencia, lo que indica que podrían tener un efecto moderado en la estabilidad del modelo. El gráfico sugiere que el Modelo 2A no enfrenta problemas serios de observaciones influyentes.

V.2.16. Análisis del Modelo 2A

Los **resultados del Modelo 2A** (Tabla 27) muestran una relación estadísticamente significativa entre la variación mensual de la inflación y la brecha de desocupación obtenida

mediante el filtro de Hodrick–Prescott. En particular, **el coeficiente asociado a la brecha de desocupación es negativo y significativo al 0.1%** ($\beta = -2.066$; $p < 0.001$), lo que implica que, cuando la desocupación se ubica por debajo de su tendencia de largo plazo (es decir, cuando existe un mercado laboral más ajustado), la inflación tiende a incrementarse en el período siguiente. Esta relación es coherente con la predicción teórica de la Curva de Phillips Aumentada, donde la presión cíclica del mercado laboral afecta el ritmo de variación de los precios.

Tabla 27

Resultados del Modelo 2A

Parámetro	Estimación	Error estándar	t-valor	p-valor	Significancia
(Intercepto)	0.03282	0.03622	0.906	0.3662	n.s.
Brecha de desocupación (brecha2A)	-2.06619	0.60286	-3.427	0.000758	***
R ²	0.0622	—	—	—	—
R ² ajustado	0.0569	—	—	—	—
F (1,177)	11.75	—	—	0.000758	***

Nota. n.s. = no significativo al 5%; * = significativo al 5%; ** = significativo al 1%; *** = significativo al 0.1%. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

El intercepto del modelo no resulta significativo, lo cual indica que, en ausencia de presiones cíclicas provenientes del mercado laboral, la inflación diferenciada no presenta cambios sistemáticos. En conjunto, el modelo presenta un R² de 0.062, lo que sugiere que cerca del 6% de la variación de la inflación mensual puede explicarse a partir de la brecha de desocupación. Si bien el poder explicativo no es elevado, característica frecuente en modelos de inflación de alta frecuencia, la significancia del coeficiente confirma que la brecha cíclica del mercado laboral contiene información relevante para explicar los cambios en la inflación.

Asimismo, el estadístico F (11.75; $p < 0.001$) confirma que el modelo es globalmente significativo y que la brecha de desocupación aporta información estadísticamente distinta

de cero en la explicación de la variación inflacionaria. En síntesis, **el Modelo 2A respalda la existencia de una versión aumentada de la Curva de Phillips para la economía chilena en el período analizado**, donde los desvíos cíclicos de la desocupación influyen de manera sistemática en el comportamiento dinámico de la inflación.

V.2.17. Modelo 2B

El Modelo 2B constituye un avance respecto de las especificaciones tradicionales de la Curva de Phillips estimadas en las secciones previas. A diferencia de los modelos basados en la desocupación o en la variación contemporánea del IMACEC, esta versión incorpora una medida explícita del ciclo económico: la brecha del producto, definida como la diferencia entre el nivel de actividad desestacionalizado y su tendencia de largo plazo. Esta aproximación se encuentra alineada con la formulación moderna de la Curva de Phillips Aumentada (Friedman, 1968; Phelps, 1968), la cual sostiene que las presiones inflacionarias no dependen únicamente del estado del mercado laboral, sino también de la posición de la economía respecto a su nivel potencial.

Para ello, se realiza un trabajo econométrico previo que incluye la desestacionalización del IMACEC mediante el método X-13 ARIMA-SEATS (US Census Bureau, 2023) y la estimación de su tendencia estructural utilizando el filtro Hodrick–Prescott (HP). La diferencia entre ambas series permite obtener un indicador del componente cíclico asociado al desempeño económico en el corto plazo. Asimismo, la inflación se transforma a primeras diferencias con el objetivo de garantizar la estacionariedad de la serie y capturar variaciones mensuales relevantes para el análisis de corto plazo.

El modelo estimado se expresa de la siguiente manera:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta(u_t) + \varepsilon_t \tag{27}$$

donde:

$$u_t = y_t - y_t^* \tag{28}$$

V.2.18. IMACEC

La **Tabla 28** presenta la evolución del Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) para el período 2010–2024, expresado en volumen encadenado a precios del año anterior y normalizado al promedio 2018 = 100. Esta serie constituye un insumo fundamental para el análisis de la actividad económica, y es empleada en esta investigación para la construcción de la brecha del producto utilizada en los Modelos 2A y 2B.

Tabla 28

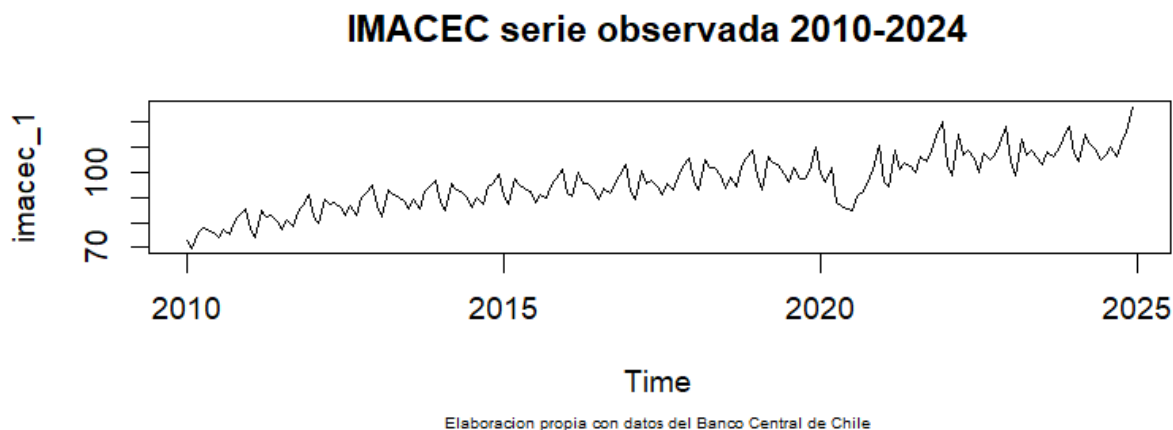
Imacec, volumen a precios del año anterior encadenado, series empalmadas (promedio 2018=100)

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010	72,48	69,78	75,71	77,84	77,27	76,19	74,11	77,30	75,05	80,06	82,74	85,15
2011	78,01	74,28	84,80	82,42	82,97	80,37	77,23	80,76	78,67	84,18	86,45	91,04
2012	82,49	79,58	89,29	87,62	88,04	86,06	82,96	86,65	82,73	89,85	91,60	94,69
2013	86,56	82,29	92,91	91,38	90,70	88,64	85,50	88,96	85,27	92,31	94,52	96,98
2014	88,07	84,84	95,25	92,84	92,54	89,93	86,08	89,66	87,38	94,02	95,34	99,36
2015	90,39	87,07	97,37	95,12	93,71	92,12	88,23	90,89	89,98	95,13	97,44	101,43
2016	92,04	90,79	100,12	95,68	95,65	93,17	89,16	93,79	91,52	94,78	98,75	103,05
2017	92,44	89,09	100,37	95,33	96,93	94,16	90,84	95,84	92,88	97,99	102,27	105,81
2018	96,64	92,79	105,23	101,95	101,72	98,49	93,78	98,16	94,34	102,25	105,65	108,99
2019	98,60	93,27	106,46	103,53	103,20	99,06	96,45	101,58	97,27	97,75	100,43	110,02
2020	99,66	95,94	102,07	88,11	86,86	85,19	85,00	90,22	92,13	96,30	101,34	110,62
2021	96,21	94,01	108,98	101,46	103,77	102,61	99,74	106,37	104,52	108,96	114,86	120,18
2022	103,35	98,89	115,20	107,20	109,10	105,38	99,83	107,71	105,32	107,19	111,35	118,32
2023	104,56	98,72	113,26	106,92	108,79	105,64	102,98	108,15	106,08	109,09	113,12	118,25
2024	107,87	104,15	115,04	111,16	109,18	104,93	107,07	110,16	106,29	111,96	115,75	126,26

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La **Figura 39** presenta la evolución del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) en su versión original, sin desestacionalizar y en niveles, para el período comprendido entre enero de 2010 y diciembre de 2024.

Figura 39. *IMACEC serie observada 2010–2024*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, la serie exhibe un patrón creciente de largo plazo, coherente con el proceso de expansión económica observado en Chile durante gran parte de la década de 2010. Esta tendencia ascendente se acompaña de oscilaciones mensuales visibles, que reflejan variaciones estacionales y fluctuaciones propias de sectores con alta sensibilidad a ciclos productivos (minería, industria y comercio).

Hacia el año 2020, se observa una caída abrupta en el nivel del índice, consistente con la contracción económica derivada de la pandemia de COVID-19 y las restricciones sanitarias impuestas durante ese período. No obstante, a partir de 2021, la serie muestra un proceso de recuperación acelerada, reflejando la reapertura de la actividad productiva, el mayor dinamismo del consumo y la implementación de medidas fiscales expansivas.

En los últimos años del período (2022–2024), el IMACEC continúa creciendo, aunque con fluctuaciones notorias que indican un retorno gradual hacia una trayectoria más estable. Este comportamiento es coherente con la normalización económica posterior al shock de la pandemia y con los ajustes en política monetaria y fiscal implementados para contener las presiones inflacionarias.

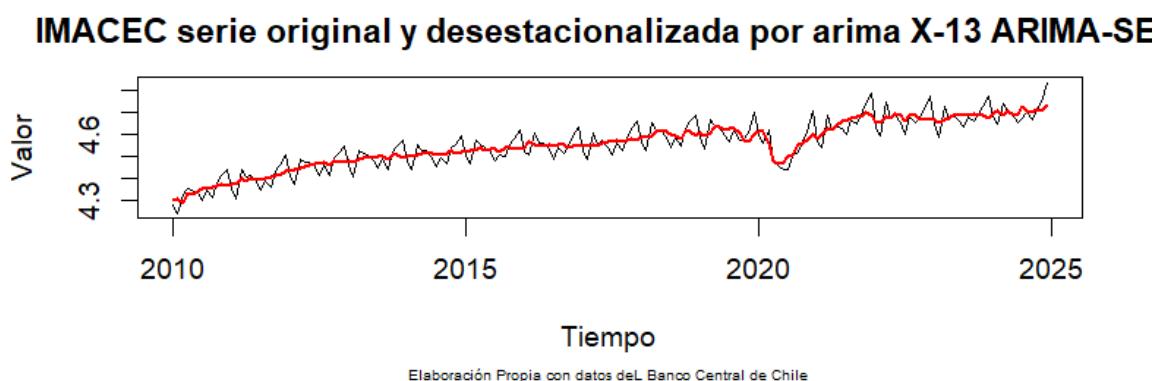
Con el fin de estabilizar la varianza de la serie de actividad económica y facilitar su análisis econométrico, el IMACEC observado se transformó mediante logaritmo natural. Esta transformación es habitual en series macroeconómicas, ya que suaviza las fluctuaciones

relativas, permite interpretar variaciones como cambios porcentuales aproximados y mejora el comportamiento estadístico de la serie para posteriores estimaciones (Hyndman & Athanasopoulos, 2021).

La **Figura 40** presenta la serie del IMACEC en logaritmos junto con su versión desestacionalizada obtenida mediante el método X-13 ARIMA-SEATS, desarrollado por el U.S. Census Bureau. Este procedimiento permite extraer los patrones estacionales sistemáticos presentes en los datos mensuales, generando una serie ajustada que refleja únicamente la dinámica cíclica y la tendencia del nivel de actividad económica.

El modelo final seleccionado por el algoritmo SEATS corresponde a un ARIMA (2 1 1) (0 1 1), lo que es coherente con series mensuales que presentan estacionalidad anual y patrones de dependencia temporal de corto plazo.

Figura 40. *IMACEC serie original y desestacionalizada por ARIMA X-13 SEATS*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Se muestra la comparación entre el IMACEC en logaritmos (línea negra), correspondiente a la serie mensual observada, y su versión desestacionalizada (línea roja), obtenida mediante el procedimiento X-13 ARIMA-SEATS. Esta visualización permite identificar el efecto de la estacionalidad en la actividad económica y evaluar la calidad del ajuste realizado.

En primer lugar, se observa que la serie original presenta fluctuaciones recurrentes que se repiten con frecuencia anual, reflejando patrones estacionales asociados a variaciones

regulares en sectores como comercio, minería y servicios. Estas oscilaciones generan picos y caídas mecánicas que no necesariamente corresponden a cambios reales en la actividad económica, sino a factores estacionales previsible.

Al aplicar el método X-13 ARIMA-SEATS, la serie desestacionalizada suaviza estas oscilaciones, revelando con mayor claridad el comportamiento subyacente del ciclo económico. La línea roja exhibe una trayectoria más estable, eliminando los movimientos periódicos y conservando únicamente los componentes de tendencia y ciclo que responden a cambios genuinos en el nivel de producción agregado.

Con el fin de evaluar las propiedades de estacionariedad del IMACEC desestacionalizado obtenido mediante el método X-13 ARIMA-SEATS, se aplicó la prueba Augmented Dickey–Fuller (ADF). Esta prueba contrasta la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria (no estacionariedad) contra la hipótesis alternativa de estacionariedad de la serie.

El resultado obtenido se muestra en **Tabla 29**:

Tabla 29

Prueba Raíz Unitaria ADF para el IMACEC desestacionalizado

Variable	Valor
Estadístico Dickey–Fuller	-3.0258
Orden de rezagos	5
p-valor	0.1475
Hipótesis alternativa	estacionaria

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Dado que el p-valor (0.1475) es mayor al umbral convencional del 5%, no es posible rechazar la hipótesis nula de que la serie contiene una raíz unitaria. En otras palabras, la serie IMACEC desestacionalizada sigue siendo no estacionaria, incluso después de haber removido la estacionalidad mediante X-13 ARIMA-SEATS.

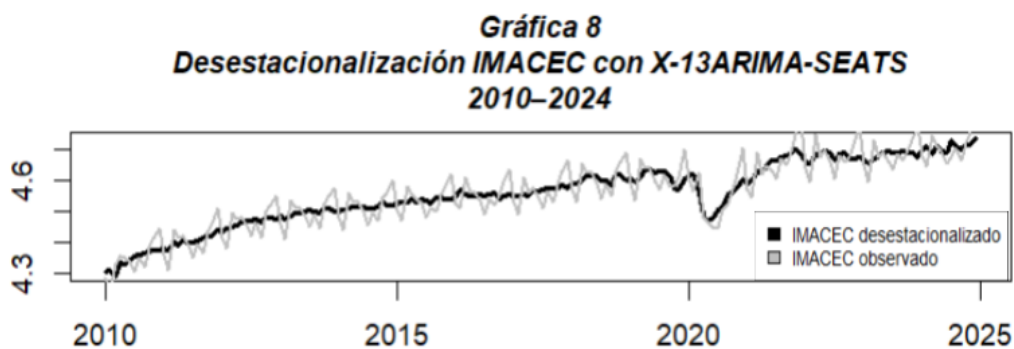
El IMACEC desestacionalizado conserva una tendencia estocástica, lo cual es coherente con el comportamiento típico de series macroeconómicas de nivel como el PIB o índices de actividad económica.

La no estacionariedad observada no invalida la desestacionalización, sino que confirma que el ciclo económico tiene un componente tendencial persistente.

Para utilizar esta serie en modelos econométricos que requieran estacionariedad (como regresiones en primeras diferencias o modelos ARIMA), es necesario aplicar transformaciones adicionales, tales como la extracción de tendencia o la diferenciación.

La **Figura 41** presenta la comparación entre el IMACEC observado (línea gris) y el IMACEC desestacionalizado (línea negra) para el período 2010–2024.

Figura 41. Desestacionalización IMACEC con X-13 ARIMA-SEATS (2010–2024)



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En la serie observada se distinguen oscilaciones recurrentes con periodicidad anual, asociadas a fluctuaciones estacionales típicas de actividades como comercio, minería, turismo y construcción. Estas variaciones responden a patrones previsibles y no representan cambios genuinos en la actividad económica, por lo que pueden distorsionar el análisis del ciclo económico.

El ajuste realizado por X-13 ARIMA-SEATS elimina estos movimientos sistemáticos, dando lugar a la curva desestacionalizada.

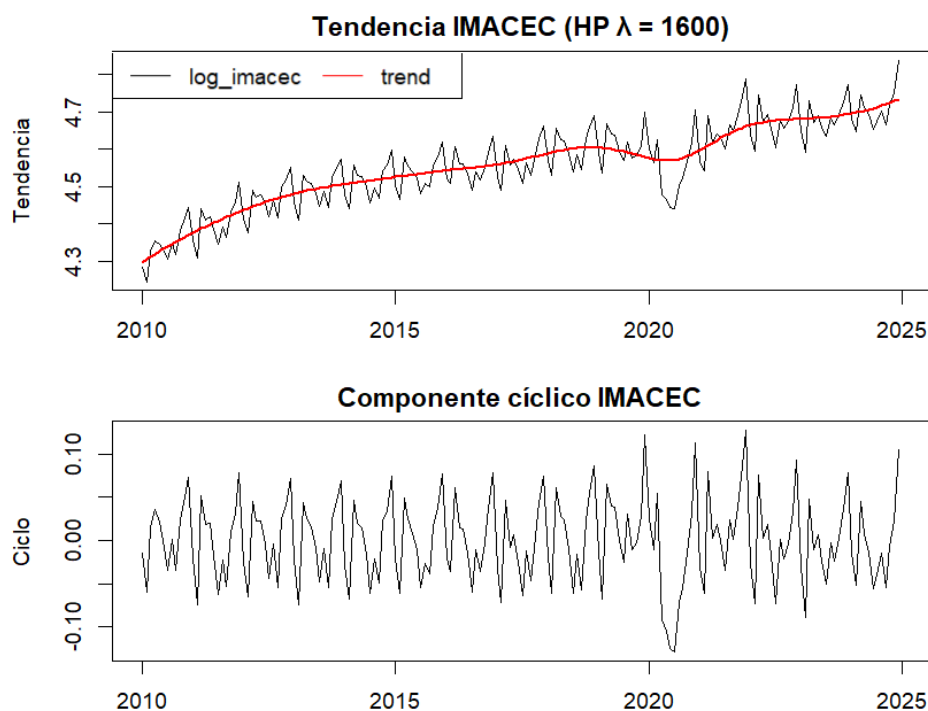
La línea desestacionalizada mantiene la trayectoria general del IMACEC, pero sin los picos y caídas regulares de la serie original. Esto permite identificar mejor las variaciones atribuibles al ciclo económico y a shocks reales.

A partir del año 2020, la caída abrupta en el nivel de actividad se aprecia con mayor claridad en la serie ajustada, ya que no se encuentra superpuesta con fluctuaciones estacionales. Lo mismo ocurre con la recuperación posterior en 2021 y el ajuste moderado entre 2022 y 2024.

La serie desestacionalizada es más estable y elimina patrones sistemáticos, lo que la convierte en un insumo adecuado para la estimación de la tendencia de largo plazo mediante el filtro de Hodrick-Prescott y para el cálculo de la brecha del producto, utilizados en los modelos 2A y 2B de la Curva de Phillips Aumentada.

La **Figura 42** presenta la descomposición del logaritmo del IMACEC mediante el filtro de Hodrick y Prescott (HP), método ampliamente utilizado para separar una serie macroeconómica en su componente tendencial (de largo plazo) y su componente cíclico (fluctuaciones de corto plazo alrededor de la tendencia). En este caso, se emplea un parámetro de suavizamiento $\lambda = 1600$, estándar para series de frecuencia mensual.

Figura 42. Filtro de Hodrick y Prescott aplicado al IMACEC ($\lambda = 1600$)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

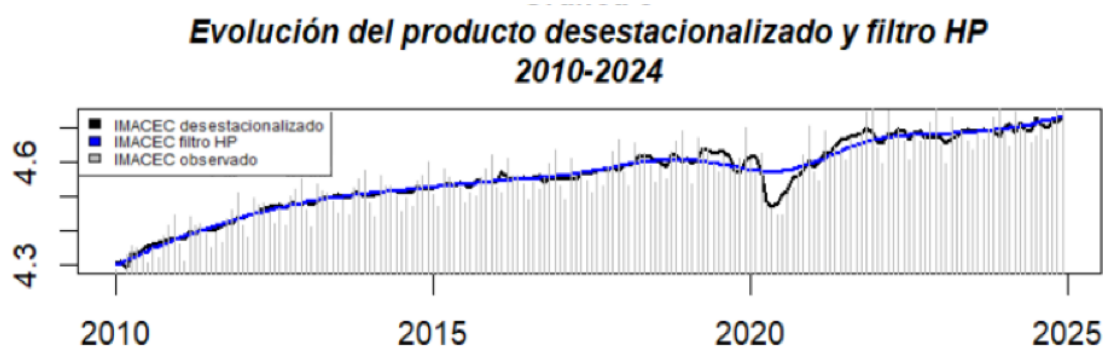
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En el panel superior se observa la trayectoria del IMACEC (en logaritmos) (línea negra) junto con la tendencia suavizada estimada por el filtro HP (línea roja). La tendencia presenta un crecimiento sostenido y relativamente estable durante la mayor parte del período 2010–2019 y una ligera disminución a partir de 2020 para luego volver a estabilizarse. Suavizando efectivamente la serie del IMACEC en logaritmos.

En el panel inferior muestra el componente cíclico del IMACEC, definido como la diferencia entre la serie desestacionalizada (X-13 ARIMA-SEATS) y la tendencia HP. Este componente evidencia fluctuaciones recurrentes alrededor de cero, con amplitudes pequeñas durante el período 2010–2019, reflejando variaciones habituales del ciclo económico chileno. A partir de 2020 se observan oscilaciones con una mayor amplitud. En la etapa más reciente (2022–2024), el componente cíclico muestra oscilaciones de menor amplitud, lo cual sugiere que la economía se ha ido acercando a su tendencia de largo plazo, aunque con episodios puntuales de volatilidad residual.

La **Figura 43** presenta la comparación entre tres series relacionadas con la actividad económica mensual en Chile entre 2010 y 2024: el IMACEC observado (línea gris), el IMACEC desestacionalizado mediante el método X-13ARIMA-SEATS (línea negra) y la tendencia de largo plazo estimada a través del filtro de Hodrick y Prescott (HP) (línea azul). Esta visualización permite analizar de manera simultánea la evolución del producto, la eliminación de los patrones estacionales y los movimientos cíclicos asociados al ciclo económico.

Figura 43. *Evolución del producto desestacionalizado y filtro HP*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En primer lugar, la serie observada conserva las fluctuaciones mensuales propias de la actividad económica, reflejando variaciones estacionales recurrentes a lo largo del año. Al aplicar el método X-13ARIMA-SEATS, se obtiene una serie desestacionalizada más suave, que elimina dichos patrones y captura de forma más precisa las variaciones relevantes del nivel de actividad económica. Esta serie permite observar cambios estructurales y coyunturales sin la interferencia de oscilaciones periódicas.

La tendencia estimada mediante el filtro de Hodrick y Prescott muestra un crecimiento suave y continuo del producto potencial durante la mayor parte del período analizado, con una pendiente ascendente sostenida entre 2010 y 2018. Alrededor de 2020 se observa una desviación abrupta entre la serie desestacionalizada y la tendencia HP. La caída transitoria del IMACEC en ese año provoca que el producto efectivo se ubique significativamente por debajo de su nivel tendencial, generando una brecha negativa del

producto. Esta divergencia comienza a corregirse paulatinamente a partir de mediados de 2021, cuando la actividad económica retorna gradualmente a su tendencia de largo plazo.

A partir de 2022, tanto la serie desestacionalizada como la tendencia HP muestran nuevamente un comportamiento más estable, aunque con señales de desaceleración en comparación con el crecimiento observado en la década anterior. Esta convergencia sugiere un ajuste estructural posterior al shock pandémico, consistente con la normalización de las condiciones económicas internas y externas.

V.2.19. Brecha del Producto

En este estudio, la brecha del producto se obtiene como la diferencia entre el IMACEC desestacionalizado mediante el método X-13ARIMA-SEATS y la tendencia suavizada estimada a través del filtro de Hodrick y Prescott (HP), siguiendo la expresión:

$$u_t = \log(IMACEC_t^{desest}) - \log(IMACEC_t^{tendencia\ HP}) \quad (29)$$

Esta metodología permite aislar las fluctuaciones cíclicas del nivel de actividad económica, eliminando tanto los movimientos estacionales como la tendencia de largo plazo. Los resultados de esta estimación se pueden visualizar en el **Anexo 4**.

En la **Tabla 30** se muestra el resumen estadístico de esta estimación.

Tabla 30

Resumen estadístico de la brecha del producto

Medida	Valor
Mínimo	-0.1014
Primer cuartil	-0.007561
Mediana	0.001073
Promedio	-0.000040
Tercer cuartil	0.007866
Máximo	0.04512

Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La media (≈ 0) y la mediana (0.001) sugieren que, en el período 2010–2024, la economía chilena operó en promedio muy cerca de su nivel potencial. Esto es consistente con una trayectoria macroeconómica relativamente estable, interrumpida únicamente por episodios excepcionales.

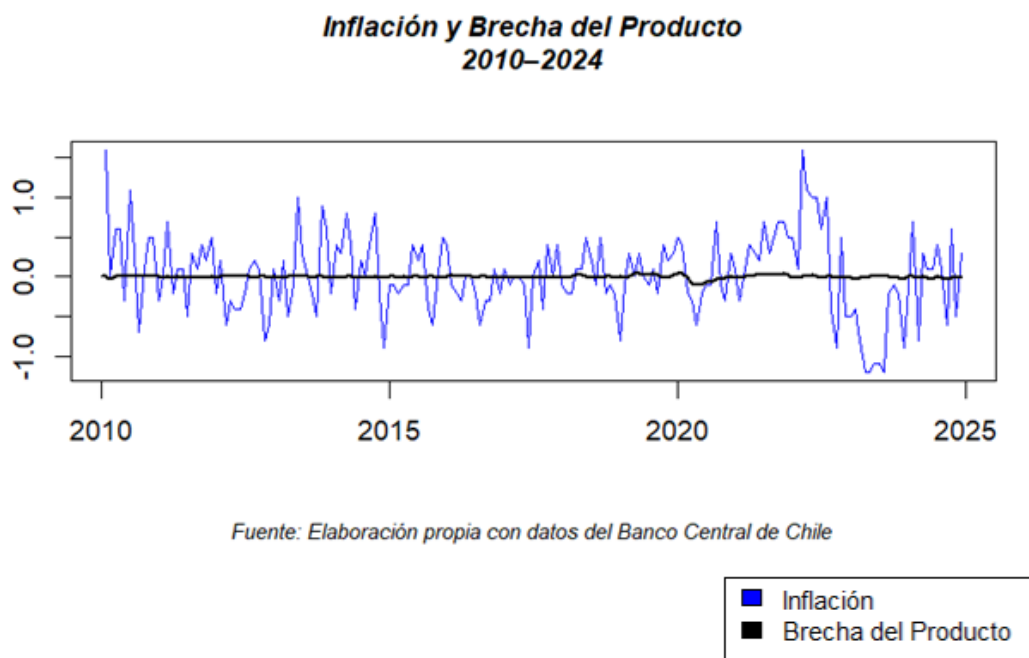
El rango inferior alcanza aproximadamente -0.10 , mientras que el superior llega a 0.045 . Esto indica que las desviaciones negativas (brechas recesivas) fueron más pronunciadas que las expansivas.

El 50 % central de los datos (entre el primer y tercer cuartil) se concentra en un rango estrecho (-0.0076 a 0.0079), lo que evidencia que, fuera de los shocks, la economía se mantuvo cerca de su tendencia.

El valor mínimo (-0.1014) refleja la brecha negativa más profunda del período, correspondiente al colapso transitorio de la actividad en los primeros meses de 2020. Este punto representa una holgura económica excepcional respecto al comportamiento habitual del IMACEC.

La **Figura 44** presenta la evolución conjunta de **inflación mensual anualizada diferenciada en un rezago** (en azul) y la **brecha del producto**, calculada como la diferencia entre el IMACEC desestacionalizado y su tendencia estimada mediante el filtro de Hodrick–Prescott (en negro).

Figura 44. *Inflación mensual anualizada y brecha del producto*



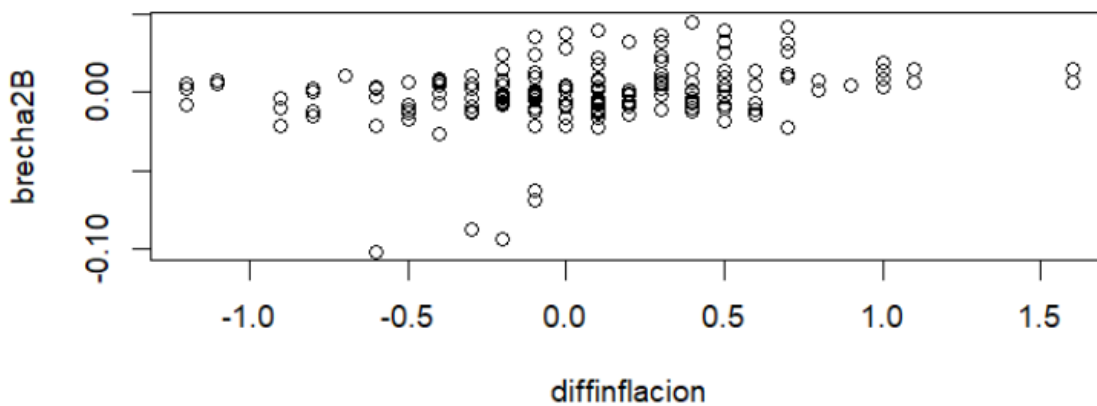
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

La brecha del producto oscila en torno a valores cercanos a cero, reflejando ciclos económicos moderados y transitorios. En estos años, la inflación diferenciada presenta variaciones de magnitud relativamente acotada, a excepción del inicio del 2010 que presenta una oscilación con una gran amplitud y en 2023-2024.

Si bien el objetivo del gráfico es visualizar la posible co-movilidad entre inflación y brecha del producto, la evidencia visual sugiere lo siguiente: no se aprecia una correlación negativa sostenida, como predeciría la Curva de Phillips en su versión aumentada.

La **Figura 45** muestra la relación entre la variación mensual de la inflación (diferenciada al primer rezago) y la brecha del producto estimada a partir del IMACEC desestacionalizado y filtrado mediante Hodrick y Prescott. Cada punto del diagrama de dispersión representa una observación mensual del período 2010–2024.

Figura 45. Brecha del Producto y variación de la inflación diferenciada



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, el gráfico revela una nube de puntos sin un patrón definido ni una tendencia clara, lo que sugiere que la brecha del producto no presenta una relación lineal evidente con los cambios mensuales en la inflación. La mayor parte de las observaciones se concentra cerca de brechas próximas a cero, coherente con un producto operando cerca de su tendencia, y variaciones de inflación moderadas, lo que indica un comportamiento relativamente estable de ambos indicadores en la mayor parte del período.

Asimismo, se observan algunos valores extremos, tanto en la brecha del producto (por debajo de -0.10) como en la variación de la inflación (por encima de 1.0), los cuales corresponden a episodios de choque macroeconómico. Estos puntos reflejan las fuertes caídas y posteriores rebotes de la actividad económica, así como las variaciones abruptas de los precios.

V.2.20. Resultados del Modelo 2B: Curva de Phillips Aumentada con Brecha del Producto

Los resultados obtenidos se resumen en la **Tabla 31:**

Tabla 31*Resultados del Modelo 2B*

Parámetro	Estimación	Error estándar	t-valor	p-valor	Significancia
(Intercepto)	0.03294	0.03614	0.911	0.3633	n.s.
Brecha del PIB (brecha 2B)	6.54123	1.84352	3.548	0.000497	***
R ²	0.06641	—	—	—	—
R ² ajustado	0.06113	—	—	—	—
F (1,177)	12.59	—	—	0.000497	***

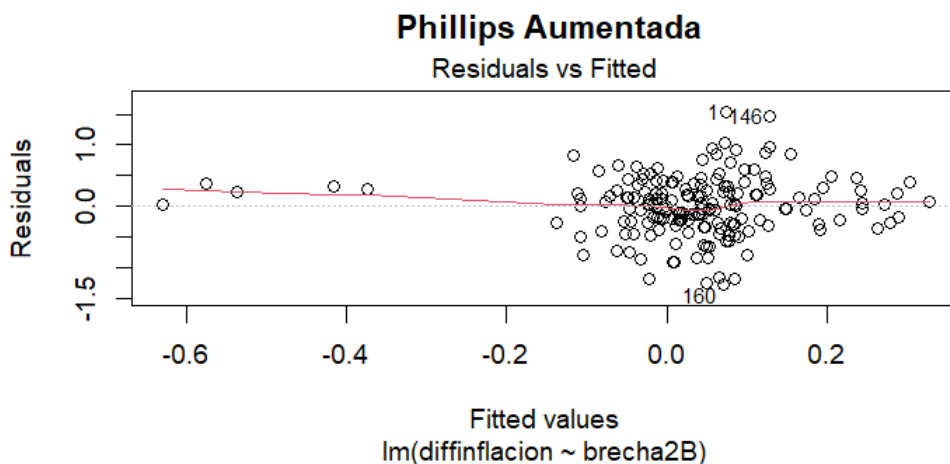
Nota. n.s. = no significativo; *** $p < 0.001$; Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

El valor estimado para el intercepto ($\alpha = 0.03294$) indica que, en ausencia de fluctuaciones en la brecha del producto, la inflación mensual diferenciada presenta un incremento promedio cercano al 0.03 %. Por su parte, el coeficiente asociado a la brecha del producto ($\beta = 6.54123$) sugiere una relación positiva entre las desviaciones del PIB respecto de su tendencia y la dinámica inflacionaria: cuando la brecha del producto aumenta en una unidad (indicación de mayor presión de demanda), la inflación diferenciada aumenta en aproximadamente 6.54 unidades porcentuales.

Conceptualmente, este resultado es coherente con la teoría de la Curva de Phillips Aumentada, que postula que las presiones de demanda, reflejadas en una brecha del producto positiva, tienden a generar incrementos en la inflación.

La **Figura 46** presenta el gráfico de residuos versus valores ajustados correspondiente al Modelo 2B, que estima la relación entre la inflación diferenciada y la brecha del producto en el período 2010–2024. Este tipo de gráfico permite evaluar visualmente el cumplimiento de dos supuestos fundamentales del modelo lineal: linealidad y homocedasticidad.

Figura 46. *Residuals vs Fitted Modelo 2B*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, los residuos se distribuyen alrededor de la línea horizontal de referencia, lo que sugiere que no existe un patrón sistemático evidente entre los errores y los valores ajustados. Esta disposición aleatoria respalda la hipótesis de linealidad en la relación estimada. No obstante, se aprecia que la mayor parte de los valores ajustados se concentra en un rango estrecho, cercano a cero, lo cual es coherente con la naturaleza acotada de la inflación diferenciada y con el bajo poder explicativo que la brecha del producto presenta en este modelo.

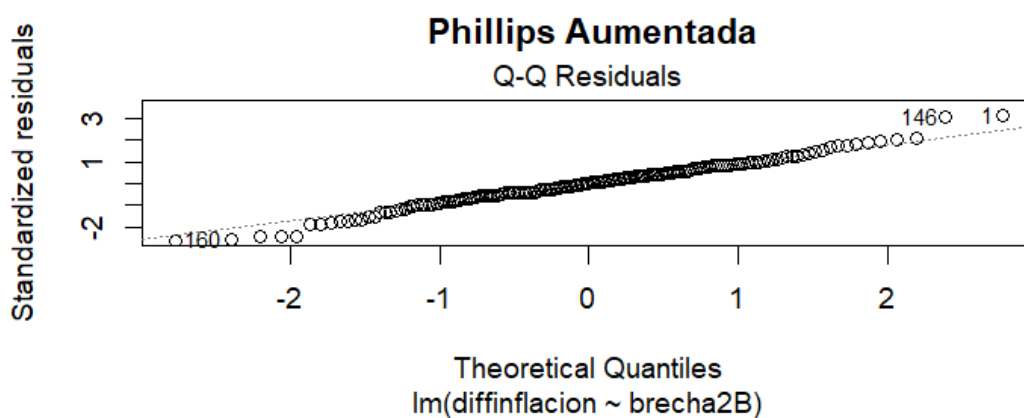
A pesar de la aparente aleatoriedad, la figura revela la existencia de algunos valores atípicos, reflejados en residuos relativamente elevados que se apartan del comportamiento general del conjunto. Estos casos corresponden a episodios de alta volatilidad económica.

Asimismo, la línea suavizada (loess) evidencia una leve curvatura, lo cual sugiere la presencia de una heterocedasticidad moderada. Si bien este patrón no es suficientemente marcado como para comprometer seriamente los resultados, indica que la varianza de los errores no es completamente constante a lo largo del rango de valores ajustados. Este comportamiento es frecuente en series macroeconómicas sujetas a shocks temporales y asimetrías en la respuesta de las variables.

La **Figura 47** permite evaluar el grado en que los errores del modelo siguen una distribución normal, condición que respalda la validez de los supuestos clásicos de Mínimos

Cuadrados Ordinarios. En la figura, la mayoría de los puntos se alinean de manera cercana a la línea teórica de referencia, lo que sugiere que los residuos presentan un comportamiento aproximadamente normal en la parte central de la distribución.

Figura 47. *Q-Q del Modelo 2B*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

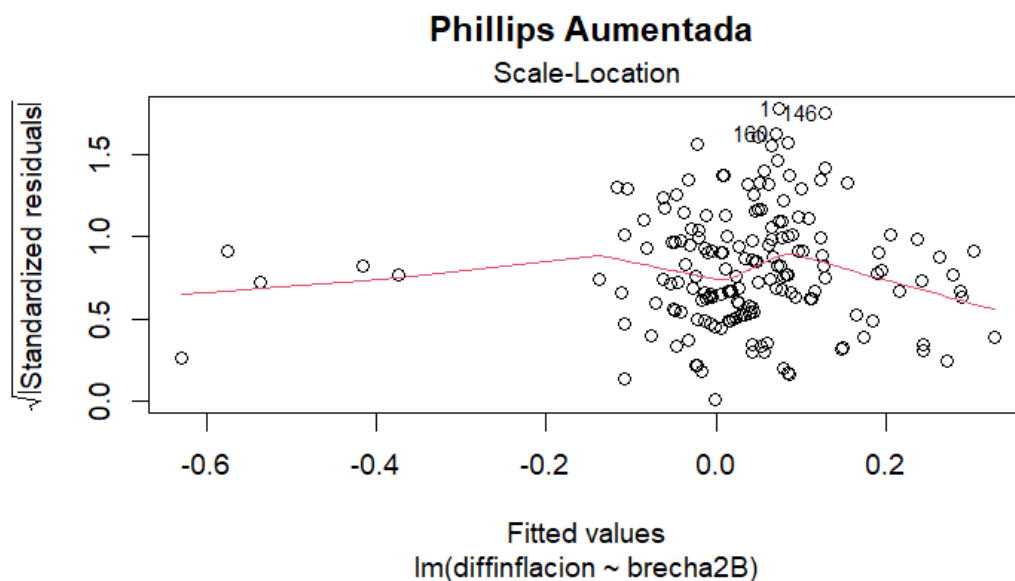
No obstante, se observan desviaciones visibles en los extremos inferior y superior, donde algunos residuos se alejan de la línea diagonal. Estas discrepancias indican la presencia de colas ligeramente más pesadas que las esperadas bajo normalidad perfecta, asociadas a valores atípicos o episodios macroeconómicos excepcionales. Entre ellos destacan los años 2020–2021.

Pese a estas desviaciones en los cuantiles extremos, la estructura general del gráfico refleja un grado razonable de aproximación a la normalidad, suficiente para considerar que el modelo mantiene un comportamiento adecuado bajo los criterios de diagnóstico habituales. Sin embargo, la presencia de colas más pesadas sugiere que futuros modelos podrían beneficiarse del uso de estimadores robustos o transformaciones adicionales que mitiguen el impacto de episodios anómalos.

La **Figura 48** correspondiente al gráfico *Scale–Location* del Modelo 2B permite evaluar el supuesto de homocedasticidad, es decir, la constancia de la varianza de los errores a lo largo del rango de valores ajustados. En el gráfico se observa la raíz cuadrada de los

residuos estandarizados representada frente a los valores predichos por el modelo, junto con una línea de suavizamiento (*loess*) que indica la tendencia general de la dispersión.

Figura 48. *Scale-Location Modelo 2B*



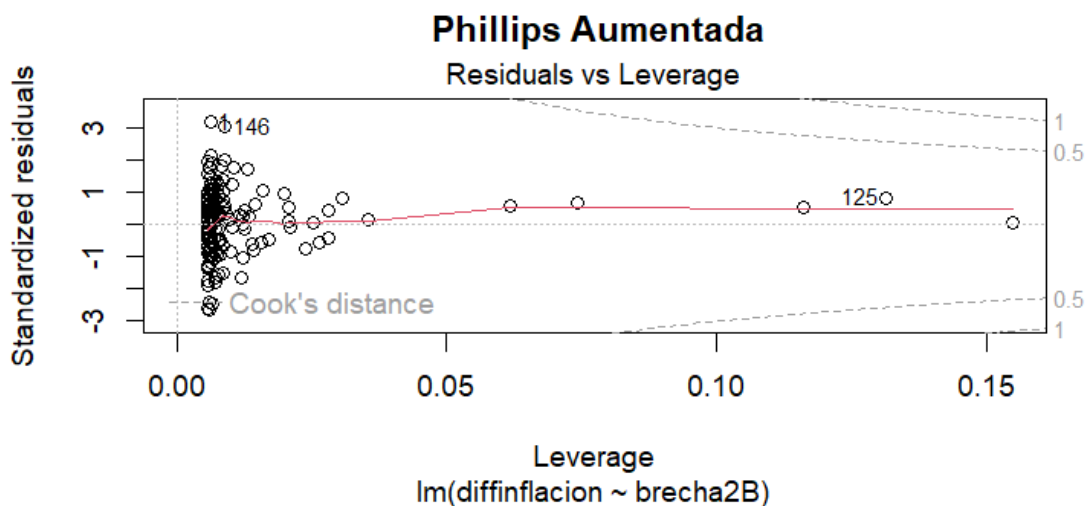
Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En términos generales, la nube de puntos no exhibe un patrón claramente ascendente o descendente que sugiera una variación sistemática de la dispersión. Sin embargo, se aprecia una ligera curvatura en la línea suavizada cerca del centro del rango de valores ajustados, lo que podría interpretarse como un indicio moderado de heterocedasticidad. Esta leve variación en la amplitud de los residuos coincide con momentos de mayor volatilidad macroeconómica en los cuales la brecha del producto experimentó fluctuaciones abruptas que podrían haber afectado la estabilidad de la varianza del error.

Aun así, la magnitud de estas fluctuaciones no parece suficiente para cuestionar de manera severa la validez del modelo, ya que la dispersión permanece relativamente estable en la mayor parte de la serie. Por lo tanto, aunque el gráfico sugiere la posible presencia de heterocedasticidad leve, el comportamiento general de los residuos es compatible con un modelo lineal. Para garantizar robustez, no obstante, podría ser pertinente considerar en etapas posteriores el uso de errores estándar robustos o especificaciones alternativas que incorporen mayor dinámica temporal.

La **Figura 49** permite evaluar la presencia de observaciones influyentes en el Modelo 2B. En este caso, se observa que la mayoría de los puntos se agrupan en la zona inferior izquierda, lo que refleja valores de leverage bajos y residuos dentro del rango esperable; esto sugiere que el modelo no presenta problemas estructurales derivados de observaciones altamente influyentes.

Figura 49. *Phillips Aumentada- Residuos vs Leverage (Distancia de Cook) Modelo 2B*



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Sin embargo, algunas observaciones específicas, entre ellas las identificadas como 146 y 125, presentan residuos más elevados o valores de leverage relativamente superiores en comparación con el resto. Aunque estos puntos se aproximan a los límites de referencia de la distancia de Cook, no los superan, por lo que su influencia sobre los coeficientes estimados es moderada y no compromete la estabilidad general del modelo. Tales valores atípicos coinciden con meses asociados a disrupciones económicas significativas, especialmente durante el período de la pandemia de COVID-19, lo cual explica la presencia de comportamientos inusuales tanto en la brecha del producto como en la inflación diferenciada.

V.2.21. Análisis del Modelo 2B

Los resultados econométricos **del Modelo 2B**, estimado mediante **Mínimos Cuadrados Ordinarios**, permiten evaluar empíricamente la relación entre la brecha del

producto, calculada a partir del IMACEC desestacionalizado y su tendencia Hodrick–Prescott, y la variación mensual de la inflación. La estimación del modelo entrega un **intercepto de 0.0329** y un **coeficiente para la brecha del producto igual a 6.5412**, el cual **resulta estadísticamente significativo al 1% ($p = 0.000497$)**. Este valor positivo indica que, en promedio, incrementos en la brecha del producto, es decir, períodos en que la actividad económica se sitúa por encima de su nivel tendencial, se asocian con aumentos en la inflación diferenciada. El signo del coeficiente es coherente con la formulación aumentada de la Curva de Phillips, en la cual la presión de demanda en fases expansivas tiende a ejercer efectos inflacionarios.

En términos de ajuste, el coeficiente de determinación ($R^2 = 0.0664$) muestra que la brecha del producto explica una proporción acotada, pero no despreciable, de la variabilidad de la inflación mensual diferenciada. Aunque el valor es relativamente bajo, algo esperable en modelos de alta frecuencia con shocks transitorios, su significancia estadística sugiere que la brecha del producto contiene información relevante sobre la dinámica inflacionaria en Chile durante el período 2010–2024. A su vez, el estadístico F confirma la significancia global del modelo ($F = 12.59$, $p < 0.001$), lo que valida la existencia de una relación lineal entre ambas variables.

El análisis de los residuos indica un comportamiento razonablemente adecuado respecto de los supuestos clásicos de regresión, pese a la presencia de algunos valores atípicos vinculados a episodios económicos excepcionales. No obstante, tales observaciones no comprometen la estabilidad general del modelo, como lo evidencian las medidas de influencia y las curvas de Cook.

En conjunto, los resultados permiten establecer que **el Modelo 2B respalda empíricamente la versión aumentada de la Curva de Phillips para el caso chileno: la brecha del producto, como medida del ciclo económico, ejerce un efecto significativo sobre la evolución de la inflación**. Si bien esta relación es de magnitud moderada, su significancia estadística refuerza la importancia de incorporar elementos cíclicos en el análisis de la inflación, especialmente en contextos donde la economía enfrenta fluctuaciones abruptas de actividad, como las observadas durante 2020–2021. Este modelo, por tanto,

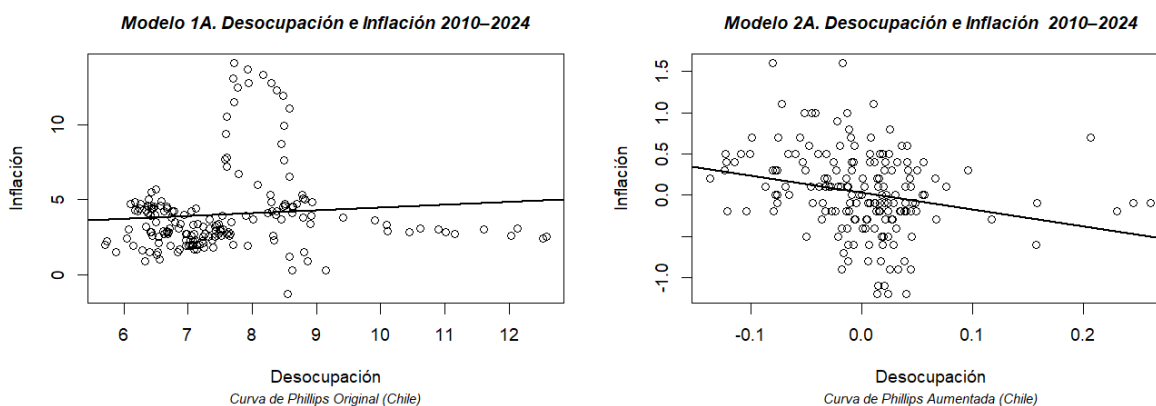
ofrece una aproximación más consistente y teóricamente robusta que las especificaciones tradicionales estimadas en las secciones anteriores.

V.2.22. Análisis comparativo de los Modelos 1A y 2A

La comparación entre los Modelos 1A y 2A permite evaluar cómo cambia la relación entre desocupación e inflación cuando se pasa desde la versión original de la Curva de Phillips, basada en niveles de desempleo, hacia una versión aumentada que utiliza la brecha de desocupación y la inflación diferenciada, elementos más coherentes con la literatura moderna sobre expectativas y dinámica inflacionaria.

La **Figura 50** comparativa de resultados permite contrastar visualmente el desempeño del Modelo 1A basado en la relación entre desocupación e inflación, y del Modelo 2A,

Figura 50. Comparación resultados modelo 1A y 2A



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En el Modelo 1A, que utiliza la tasa de desocupación en niveles, la nube de puntos muestra una relación prácticamente horizontal, con una pendiente muy reducida y sin significancia estadística. La dispersión es amplia y está marcada por varios episodios atípicos, lo cual debilita aún más la capacidad explicativa del desempleo agregado sobre la inflación. El gráfico refleja precisamente esta falta de estructura: no se observa un patrón claro que conecte las variaciones en la desocupación con los movimientos inflacionarios, lo que coincide con los resultados econométricos del modelo (coeficiente no significativo y R^2 cercano a cero).

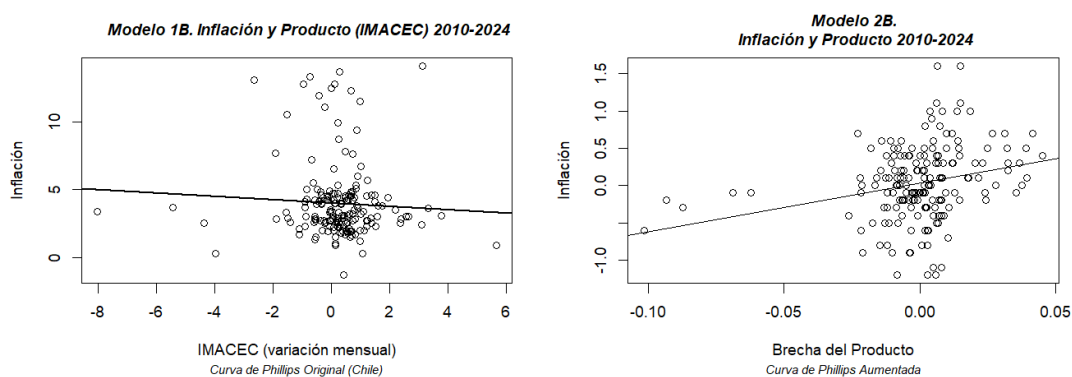
Por el contrario, el Modelo 2A introduce dos mejoras metodológicas: el cálculo de la *brecha de desocupación* mediante el filtro Hodrick–Prescott y el uso de inflación diferenciada como variable dependiente. Estas transformaciones suavizan los ciclos de largo plazo, capturan el componente cíclico del mercado laboral y se alinean con el concepto de “desempleo marginal respecto a su tendencia”, más relevante para la presión inflacionaria según la teoría moderna de Phillips. En el gráfico del Modelo 2A se observa un patrón negativo más definido: cuando la brecha de desocupación es positiva (desempleo por debajo de su tendencia), la inflación tiende a aumentar; cuando es negativa, la inflación tiende a moderarse. Aunque la dispersión sigue siendo considerable, la pendiente es claramente descendente y el modelo resulta estadísticamente significativo, lo que evidencia una relación más consistente con los postulados teóricos.

El Modelo 2A mejora sustancialmente la capacidad explicativa respecto del Modelo 1A. El uso de la brecha de desocupación permite aislar movimientos cíclicos relevantes, mientras que la inflación diferenciada elimina tendencias persistentes que dificultaban detectar la relación en el modelo original. Esto sugiere que, para el caso chileno en el período 2010–2024, la versión aumentada de la Curva de Phillips ofrece una caracterización más adecuada de la interacción entre el mercado laboral y la dinámica inflacionaria.

V.2.23. Análisis comparativo de los Modelos 1B y 2B

La **Figura 51** presenta, en el panel izquierdo, la relación entre la inflación mensual anualizada y la variación mensual del IMACEC (Modelo 1B), mientras que el panel derecho muestra la relación entre la inflación diferenciada y la brecha del producto (Modelo 2B). Este contraste permite evaluar de manera conjunta la versión original y la versión aumentada de la Curva de Phillips basada en el nivel de actividad económica.

Figura 51. Comparación resultados modelo 1B y 2B



Nota. Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

En el Modelo 1B, la nube de puntos exhibe un patrón difuso, sin una tendencia lineal claramente identificable. La recta de regresión presenta una pendiente negativa, coherente con la intuición teórica de la Curva de Phillips, según la cual un mayor dinamismo económico tendería a reducir la inflación; sin embargo, la dispersión elevada y la presencia de valores atípicos debilitan la consistencia visual del vínculo. El resultado empírico se caracteriza por una relación estadísticamente no significativa y un poder explicativo muy reducido, lo que sugiere que la variación mensual del IMACEC, por sí sola, no logra capturar adecuadamente la dinámica inflacionaria en el período analizado.

Por el contrario, el Modelo 2B, que incorpora la brecha del producto como medida cíclica de la actividad económica y utiliza la inflación en diferencias, muestra una estructura más coherente con la teoría económica. La nube de puntos presenta una menor dispersión relativa y la recta de regresión exhibe una pendiente positiva y estadísticamente significativa. Esto indica que, cuando la actividad económica se sitúa por encima de su tendencia de largo plazo (brecha positiva), la inflación tiende a incrementarse, mientras que una brecha negativa se asocia con presiones inflacionarias menores. La diferenciación de la inflación y el uso de un indicador de ciclo más depurado permiten capturar mejor las oscilaciones de corto plazo entre ambas variables.

El Modelo 2B ofrece una representación más robusta y consistente de la Curva de Phillips para Chile, en contraste con el Modelo 1B. La incorporación de la brecha del producto, derivada de una desestacionalización con X-13ARIMA-SEATS y del filtrado

Hodrick–Prescott, permite identificar con mayor claridad el componente cíclico relevante para explicar las variaciones de la inflación. De este modo, el Modelo 2B se alinea de manera más cercana con la teoría macroeconómica contemporánea, que enfatiza la relación entre la inflación y el ciclo económico más que con variaciones mensuales aisladas del producto.

V.2.24. Curva de Phillips

La estimación de los cuatro modelos de Curva de Phillips, dos versiones originales (1A y 1B) y dos versiones aumentadas (2A y 2B), permite identificar con claridad cómo cambia la relación entre actividad económica, mercado laboral e inflación cuando se incorporan transformaciones estructurales y conceptos modernos como la brecha del producto y la inflación diferenciada.

En primer lugar, los resultados de los Modelos 1A y 1B, que utilizan directamente la desocupación y la variación mensual del IMACEC como predictores de la inflación en niveles, muestran una capacidad explicativa prácticamente nula. En ambos casos, los coeficientes asociados a las variables reales no resultan significativos ($p\text{-value} > 0.23$ en el Modelo 1A y $p\text{-value} > 0.41$ en el Modelo 1B), y los valores de R^2 son extremadamente bajos (0.0079 y 0.0037 respectivamente). Estos resultados indican que, durante el periodo 2010–2024, ni la desocupación agregada ni la actividad económica mensual en niveles presentan una relación estadísticamente robusta con la inflación contemporánea en Chile. La débil pendiente estimada y la amplia dispersión observada en los gráficos refuerzan esta conclusión, evidenciando que las versiones tradicionales de la Curva de Phillips no logran capturar la dinámica inflacionaria reciente.

En contraste, los Modelos 2A y 2B introducen dos modificaciones fundamentales: (i) el uso de la brecha cíclica ya sea de desocupación (2A) o de producto (2B), como medida del estado de la economía respecto de su tendencia, y (ii) la utilización de inflación diferenciada, una transformación que elimina tendencias persistentes y se ajusta a los modelos de expectativas adaptativas. Estas mejoras metodológicas producen un cambio significativo en los resultados. En ambos modelos, el coeficiente asociado a la brecha es estadísticamente significativo al 1% ($p\text{-value} \approx 0.0005$), y la pendiente estimada adquiere magnitudes coherentes con la teoría: negativa para la brecha de desocupación (Modelo 2A) y positiva

para la brecha del producto (Modelo 2B), reflejando que un mercado laboral o económico más “caliente” tiende a presionar la inflación al alza.

Aunque el nivel de ajuste global continúa siendo moderado ($R^2 \approx 0.06$), se observa una mejora sustantiva respecto de los modelos originales, cuya capacidad explicativa era casi nula. Los diagnósticos gráficos muestran, además, un comportamiento más estable de los residuos, sin los patrones sistemáticos observados en los modelos en niveles. Esto sugiere que la estructura dinámica de la inflación chilena responde más a fluctuaciones cíclicas de corto plazo, capturadas por las brechas, que a los niveles absolutos de desempleo o actividad.

En síntesis, los resultados empíricos confirman que las versiones aumentadas de la Curva de Phillips (Modelos 2A y 2B) constituyen una representación más adecuada de la relación entre inflación y actividad económica en Chile durante 2010–2024. Mientras los modelos tradicionales no muestran evidencia estadística de la relación postulada, las especificaciones basadas en brechas logran capturar asociaciones significativas y coherentes con la teoría macroeconómica contemporánea. Con ello, se demuestra que la dinámica inflacionaria reciente no depende del nivel de actividad o de la desocupación agregada, sino de sus desviaciones cíclicas respecto de las tendencias de largo plazo.

El objetivo específico (2) de **analizar el impacto de la inflación sobre el desempleo mediante la Curva de Phillips se cumple**, puesto que se evalúa y caracteriza la relación entre ambas variables. **Los resultados muestran que la relación directa en niveles no se evidencia empíricamente, como sugiere la formulación original de la curva. No obstante, cuando la relación se examina bajo un enfoque dinámico y estructural, incorporando brechas cíclicas y la inflación diferenciada, tal como propone la Curva de Phillips aumentada, emerge un vínculo estadísticamente significativo.**

Capítulo VI: Discusión de Resultados

En este capítulo se discuten los principales hallazgos derivados del análisis econométrico, contrastándolos con los objetivos planteados y con el marco teórico que sustenta la investigación. La discusión se organiza en función de los dos objetivos específicos establecidos, integrando posteriormente los resultados en una síntesis interpretativa que permite evaluar de manera integral la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en Chile para el periodo 2010–2024.

El primer objetivo específico consistió en **estimar la relación entre el crecimiento económico y la tasa de empleo mediante la versión de brechas de la Ley de Okun** para Chile durante el periodo 2010–2024. Los resultados obtenidos confirman de manera sólida la existencia de esta relación.

El coeficiente estimado para la brecha contemporánea del producto ($\approx 0,2595$) indica que **por cada punto porcentual que el PIB se ubica por encima de su tendencia de largo plazo, el empleo aumenta en torno a 0,26% respecto de su nivel potencial**. Este hallazgo reafirma que el crecimiento económico continúa siendo el principal determinante del dinamismo laboral en Chile, en línea con la formulación clásica de Okun y con la evidencia internacional. Usando el valor medio de ocupados en 2024 (**9.288,42** miles de personas), 0,2595% equivale aproximadamente a **24,1 miles de personas** (≈ 24.103 ocupados). Es decir, un punto porcentual adicional en la brecha del PIB correspondería, en promedio 2024, a \approx **24.100 empleos**.

Un elemento adicional de relevancia lo constituyen los **coeficientes autorregresivos** ($\alpha_1 \approx 1.6$ y $\alpha_3 \approx 0.5$), que reflejan una marcada **persistencia temporal en el ciclo del empleo**. Esto implica que las desviaciones respecto del empleo tendencial ya sean expansivas o recesivas, **tienden a prolongarse en el tiempo**, lo que desacelera la convergencia hacia el equilibrio. Desde la perspectiva de las políticas públicas, este resultado es especialmente significativo: los efectos de los shocks recesivos no se disipan rápidamente, lo que justifica la necesidad de **políticas contra cíclicas sostenidas**, tanto en el ámbito fiscal como en el laboral.

En cuanto a posibles quiebres estructurales derivados de episodios críticos, como el estallido social de 2019 y la pandemia de COVID-19, las variables de interacción no arrojaron evidencia estadísticamente significativa de cambios en la sensibilidad del empleo frente al crecimiento. Esto sugiere que, pese a la magnitud de estos shocks, **la capacidad del PIB para generar empleo se ha mantenido estable en el largo plazo**. No obstante, se identificó un **ligero cambio de nivel positivo** relacionado con la fase de recuperación posterior a la pandemia, consistente con la rápida reactivación del mercado laboral observada entre 2021 y 2022.

El segundo objetivo específico incluye **analizar la relación entre la inflación y la tasa de desempleo en el marco de la Curva de Phillips**, considerando el comportamiento de la economía chilena entre 2010 y 2024.

Los resultados indican que la versión tradicional de la Curva de Phillips, aquella que asume una relación directa entre la tasa de desempleo y la inflación en niveles, **ha disminuido significativamente su capacidad explicativa en la economía chilena reciente**. Modelos que incluyen únicamente la tasa de desocupación o el crecimiento bruto de la actividad presentan valores de R^2 inferiores a 0.01, lo que evidencia una nula capacidad predictiva de la inflación contemporánea. **Esto sugiere que los precios no responden de manera lineal al nivel de actividad observado, lo cual coincide con estudios recientes que señalan una menor sensibilidad inflacionaria ante variaciones de corto plazo en el ciclo económico.**

Sin embargo, las **versiones aumentadas de la Curva de Phillips** (Modelos 2A y 2B) sí mostraron resultados robustos y estadísticamente significativos al 1%. Al incorporar **brechas cíclicas** (producto, desempleo respecto de sus niveles potenciales) y la inflación en diferencias, la relación entre actividad económica y precios se vuelve consistente y empíricamente verificable. Estos resultados confirman que **las presiones inflacionarias en Chile emergen cuando la actividad económica supera su nivel tendencial o cuando el desempleo cae por debajo de su tasa natural**, coherente con el enfoque neokeynesiano y los modelos estructurales utilizados por el Banco Central.

La evidencia sugiere, por tanto, que **la dinámica inflacionaria chilena está determinada por fundamentos macroeconómicos de mediano plazo**, más que por

fluctuaciones transitorias. En consecuencia, la efectividad de la política monetaria depende de una adecuada estimación de las **holguras de capacidad**, indicador clave para anticipar presiones inflacionarias y calibrar el proceso de convergencia hacia la meta del 3%.

Finalmente, en respuesta al tercer objetivo específico, **interpretar los resultados obtenidos de la estimación de la Ley de Okun y el análisis de la Curva de Phillips, para evaluar contextualmente las implicaciones sobre la política económica y el mercado laboral en Chile durante el período 2010–2024.**

La confirmación de la Ley de Okun con una alta persistencia (coeficientes autorregresivos significativos) implica que el mercado laboral posee una "memoria" cíclica fuerte: **el empleo tarda en recuperarse tras un shock negativo, lo que exige que los instrumentos de apoyo al empleo (subsidios, capacitación) tengan una duración superior a la del ciclo recesivo del PIB.** Simultáneamente, la validación de la Curva de Phillips Aumentada impone un límite de velocidad a la recuperación; **políticas de demanda agregada excesivamente agresivas que cierran la brecha del producto demasiado rápido, o la lleven a terreno positivo, se traducirán rápidamente en presiones inflacionarias,** dado que la inflación en Chile ha demostrado responder a las restricciones de capacidad (gaps) y no a los niveles absolutos de actividad.

Esto muestra que, a pesar de la elevada volatilidad económica entre 2010 y 2024, marcada por shocks externos, tensiones internas y la pandemia, **los mecanismos de transmisión macroeconómica tradicionales continúan operando en Chile,** aunque bajo una lógica que destaca la relevancia de las brechas y la persistencia cíclica, más que de los niveles brutos de actividad.

Los resultados permiten afirmar que se cumple plenamente el **objetivo general** del estudio:

Determinar la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en Chile durante el periodo 2010–2024.

Asimismo, la evidencia empírica corrobora las hipótesis planteadas:

- **H₁:** El crecimiento económico tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el empleo en Chile.

- **H₂:** La inflación tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el desempleo en Chile.

Finalmente, se responde afirmativamente a la **pregunta de investigación**, demostrando que **ambas relaciones macroeconómicas se cumplen para la economía chilena**, aunque bajo versiones modernas que consideran brechas cíclicas y persistencia temporal.

Capítulo VII: Conclusiones y Recomendaciones

VII.1. Conclusiones

La presente investigación, desarrollada bajo un enfoque cuantitativo, un diseño no experimental y un alcance correlacional-explicativo, tuvo como propósito determinar la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips en Chile durante el periodo 2010–2024. A partir del análisis de series de tiempo provenientes del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas, se aplicaron modelos de brechas y estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios, lo que permitió identificar relaciones dinámicas entre crecimiento, empleo, inflación y desempleo.

Se estimó la relación entre el crecimiento económico y la tasa de empleo mediante la versión de brechas de la Ley de Okun, lo que permitió confirmar que dicha relación se cumple empíricamente en la economía chilena. El coeficiente estimado para la brecha del producto indicó que un mayor crecimiento relativo al potencial se traduce en incrementos significativos del empleo por sobre su tendencia, lo que demuestra que el ciclo económico continúa siendo un determinante central del mercado laboral. Asimismo, la alta persistencia del ciclo del empleo observada en los componentes autorregresivos evidencia que los efectos de las recesiones o expansiones tienden a prolongarse en el tiempo.

Se analizó la relación entre la inflación y la tasa de desempleo mediante la Curva de Phillips, lo que permitió establecer que, si bien la versión clásica del modelo ha perdido capacidad explicativa en el Chile reciente, las versiones aumentadas que incorporan brechas cíclicas y dinámica inflacionaria mantienen vigencia estadística y teórica. Los resultados evidencian que la inflación responde de manera significativa a las holguras de capacidad, especialmente cuando el PIB supera su nivel potencial o cuando el desempleo cae por debajo de su tasa natural. Esto implica que las presiones inflacionarias se encuentran determinadas no por el nivel observable de actividad, sino por las desviaciones respecto del equilibrio macroeconómico de mediano plazo, coherentes con los modelos estructurales utilizados por el Banco Central.

Se interpretaron los resultados obtenidos de la estimación de la Ley de Okun y el análisis de la Curva de Phillips, concluyendo que la política económica en Chile enfrenta restricciones estructurales claras: la alta persistencia del desempleo exige intervenciones

públicas prolongadas, mientras que la sensibilidad de la inflación a las brechas de capacidad limita el margen para estímulos expansivos agresivos sin comprometer la estabilidad de precios.

Por lo tanto, se **determinó** la validez empírica de la Ley de Okun y la Curva de Phillips para el periodo 2010–2024, lo que permitió verificar que ambas relaciones se cumplen en Chile bajo sus formulaciones contemporáneas basadas en brechas. La evidencia respalda la hipótesis general del estudio, que planteaba la existencia de una relación negativa entre el crecimiento económico y el desempleo, junto con una relación inversa entre inflación y desempleo. Asimismo, se confirmaron las hipótesis específicas relativas al impacto significativo del crecimiento sobre el empleo y de la inflación sobre el desempleo. De esta manera, se responde afirmativamente a la pregunta de investigación y se aporta evidencia empírica actualizada sobre los mecanismos de transmisión macroeconómica en la economía chilena reciente.

La presente investigación aporta **evidencia empírica relevante a la literatura internacional al mostrar que, para Chile en 2010–2024, las formulaciones contemporáneas de la Ley de Okun y de la Curva de Phillips basadas en brechas guardan validez empírica aun en un entorno de alta volatilidad**. A diferencia de hallazgos centrados en economías grandes y relativamente estables (EE. UU., Eurozona), este estudio demuestra que los mecanismos de transmisión neokeynesianos (brechas) conservan capacidad explicativa en una economía emergente y muy expuesta a shocks externos. Refutando en este caso las hipótesis sobre la "muerte" de la Curva de Phillips o la desconexión del empleo, siempre que se modelen adecuadamente las tendencias estocásticas.

Finalmente, sobre el **aporte disciplinar a la Administración Pública chilena**, los resultados aportan evidencia cuantitativa que sugiere que las políticas fiscales y laborales pueden beneficiarse de indicadores basados en holguras cíclicas, siempre que los responsables consideren la incertidumbre en la estimación del potencial y las limitaciones temporales de las brechas estimadas.

Por tanto, las recomendaciones de política pública deben combinar los indicadores de holgura con reglas de flexibilidad que reconozcan la posibilidad de quiebres estructurales y la elevada incertidumbre en periodos de crisis.

VII.2. Recomendaciones

Los resultados de esta investigación aportan **evidencia empírica relevante para la calibración de las políticas fiscales, monetarias y laborales en Chile, especialmente en un periodo caracterizado por una elevada incertidumbre internacional y múltiples shocks internos**. Entre 2010 y 2024, la economía chilena enfrentó episodios de alta volatilidad asociados a la desaceleración global, el estallido social, la pandemia del COVID-19, la inflación histórica de 2021-2022 y la reciente depreciación del peso provocada, en parte, por la postergación del ciclo de recortes de tasas en Estados Unidos. En este contexto, la validación empírica de la Ley de Okun y de la Curva de Phillips en sus versiones basadas en brechas adquiere especial relevancia, pues revela que el funcionamiento del aparato macroeconómico chileno continúa respondiendo a fundamentos estructurales, aun bajo escenarios de tensión externa e interna.

A partir de la evidencia obtenida, se sugieren recomendaciones en tres ámbitos críticos de política pública:

VII.2.1. Políticas de Empleo

El coeficiente estimado para la Ley de Okun ($\approx 0,26$) indica que el mercado laboral chileno presenta una sensibilidad moderada al crecimiento del PIB. Dado que las desviaciones del empleo respecto a su tendencia muestran una alta persistencia temporal, como se evidencia en los coeficientes autorregresivos del modelo, las fases recesivas prolongan sus efectos más allá de la caída coyuntural de la actividad. Esto se acentúa en escenarios de incertidumbre global, como los asociados al aumento de aranceles en Estados Unidos, la volatilidad de precios energéticos y las interrupciones logísticas que reaparecieron en 2024-2025.

En este marco, los resultados respaldan la necesidad de **políticas laborales activas sostenidas en el tiempo**, tales como subsidios a la contratación, reconversión laboral y expansión de programas de capacitación en sectores con alta elasticidad a choques externos. Estas herramientas pueden mitigar la prolongación del desempleo en periodos de bajo dinamismo y evitar episodios de “crecimiento sin empleo”, especialmente relevantes cuando la recuperación de la actividad se ve condicionada por shocks globales o depreciación del tipo de cambio que encarece insumos importados.

VII.2.2. Programación Financiera y Fiscal

La investigación evidencia que el empleo tarda más tiempo que el PIB en retornar a su nivel tendencial, lo que tiene implicancias para la planificación fiscal, particularmente en un contexto donde el ingreso tributario es sensible tanto al consumo como al mercado laboral. Dado que la economía chilena ha mostrado vulnerabilidad a shocks externos, como el aumento de los precios del petróleo, las fluctuaciones del dólar y la desaceleración comercial global, la programación fiscal debe incorporar explícitamente escenarios alternativos de incertidumbre externa.

Los resultados refuerzan la importancia de un **gasto público contra cíclico creíble y oportuno**, capaz de sostener ingresos y empleo en periodos de desaceleración. Asimismo, aportan insumos para mejorar la estimación de ingresos estructurales, considerando que la recuperación del empleo rezaga sistemáticamente a la del PIB, afectando de forma persistente la recaudación asociada a salarios y consumo. Esto es clave en un entorno donde la volatilidad del tipo de cambio y las tensiones geopolíticas pueden reducir el margen de maniobra fiscal.

VII.2.3. Estabilidad Macroeconómica y Política Monetaria

Los hallazgos respaldan la pertinencia del enfoque del Banco Central basado en brechas, tal como se desprende de los propios Informes de Política Monetaria (IPoM) del periodo 2018-2025 que fundamentan su análisis en holguras de capacidad, brecha del producto, brecha sectorial, y tasa natural de desempleo, particularmente en un contexto donde la inflación ha sido influida tanto por presiones internas como externas. La fuerte inflación de 2021-2022, seguida de su rápido descenso y posterior aceleración transitoria en 2024, demostró que los **niveles brutos de actividad o desempleo no son predictores útiles de la dinámica inflacionaria**. En cambio, las brechas del producto y del desempleo, medidas como desviaciones respecto a sus niveles tendenciales, sí capturan adecuadamente la aparición de presiones inflacionarias cuando la economía opera por encima de su capacidad.

Los modelos aumentados de la Curva de Phillips estimados en este estudio son consistentes con lo reportado en los Informes de Política Monetaria recientes: las presiones inflacionarias tienden a intensificarse cuando existe sobrecalentamiento, un tipo de cambio depreciado o shocks externos como alzas de precios internacionales de combustibles o

disrupciones logísticas. Esto subraya la necesidad de **mantener un monitoreo continuo de las condiciones cíclicas**, reforzando la importancia de indicadores de holgura de capacidad en la toma de decisiones. Asimismo, la coordinación con la política fiscal se vuelve fundamental para evitar que estímulos excesivos durante fases de recuperación desanclen expectativas inflacionarias, especialmente en un contexto global de incertidumbre.

La evidencia empírica recopilada en esta investigación ofrece un marco sólido para fortalecer la toma de decisiones públicas en Chile. La validación robusta de la Ley de Okun y de la Curva de Phillips aumentada demuestra que la interacción entre empleo, inflación y crecimiento sigue operando bajo fundamentos estructurales, incluso en un periodo marcado por shocks severos y repetidos. En un entorno donde factores externos, como políticas monetarias más restrictivas en economías avanzadas, tensiones geopolíticas, volatilidad del tipo de cambio y cambios en la demanda global, afectan directamente la estabilidad macroeconómica interna, se vuelve esencial diseñar políticas contra cíclicas coordinadas, sensibles a las brechas de capacidad y a los riesgos globales.

Figura 52. *Recomendaciones de Política Económica*



Nota. Elaboración propia.

Referencias

1. **Abad-Basantes, C. A., Hernán, A. B., Ávila-Armijos, J. C., & Albuja-Loachamin, L. F.** (2024). *La dinámica de la inflación y el desempleo: Un estudio econométrico basado en la curva de Phillips*. Journal of Economic and Social Science Research, 4(2), 1–16.
2. **Aguar-Conraria, L., Martins, M. F., & Soares, M. J.** (2020). *Okun's Law across time and frequencies*. Journal of Economic Dynamics and Control, 116, 103897. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2020.103897>
3. **Akerlof, G. A., & Yellen, J. L.** (1990). *The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment*. The Quarterly Journal of Economics, 105(2), 255–283.
4. **Albagli, E., & Naudon, A.** (2015). *¿De qué hablamos cuando hablamos de producto potencial?* Minuta BCCh.
5. **Alonso, J., & Rivera, E.** (2017). *La curva de Phillips en la economía peruana: 2002–2015*. Moneda, (171), 26–30.
6. **An, Z., Gabr, M., Obiora, K., & Zumbyte, I.** (2019). *Employment, productivity, and growth: Some stylized facts* (IMF WP 19/144). FMI.
7. **Atkeson, A., & Ohanian, L. E.** (2001). *Are Phillips curves useful for forecasting inflation?* Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 25(1), 2–11.
8. **Azcona, M., & Sánchez Vázquez, M. J.** (2013). *Contexto onto-epistemológico de las investigaciones científicas*. Libros de Cátedra.
9. **Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P.** (2017). *Okun's Law: Fit at 50?* Journal of Money, Credit and Banking, 49(7), 1413–1441. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12420>
10. **Bande, R., & Martín-Román, A. L.** (2018). *Okun's law in Spain: A regional analysis*. Applied Economics Letters, 25(19), 1362–1366.
11. **Banco Central de Chile.** (2012). *Informe de Política Monetaria (IPoM), marzo 2012*.
12. **Banco Central de Chile.** (2013). *Informe de Política Monetaria (IPoM), septiembre 2013*.
13. **Banco Central de Chile.** (2014). *Informe de Política Monetaria (IPoM), diciembre 2014*.
14. **Banco Central de Chile.** (2015). *Informe de Política Monetaria (IPoM), marzo 2015*.
15. **Banco Central de Chile.** (2016). *Informe de Política Monetaria (IPoM), marzo 2016*.

16. **Banco Central de Chile.** (2018). *Mercado laboral: Hechos estilizados e implicancias macroeconómicas.*
17. **Banco Central de Chile.** (2019). *PIB tendencial y potencial (Recuadro V.1, IPM062019).*
18. **Banco Central de Chile.** (2020a). *Informe de Política Monetaria (IPoM), junio 2020.*
19. **Banco Central de Chile.** (2020b). *Uso de modelos macroeconómicos en el Banco Central de Chile.*
20. **Banco Central de Chile.** (2020c). *Dinámicas y determinantes de la inflación en Chile.*
21. **Banco Central de Chile.** (2020d). *Política monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y marco analítico.*
22. **Banco Central de Chile.** (2021). *Cuentas Nacionales Anuales 2020.*
23. **Banco Central de Chile.** (2022a). *Informe de Política Monetaria (IPoM), diciembre 2022.*
24. **Banco Central de Chile.** (2022b). *Informe de Política Monetaria (IPoM), septiembre 2022.*
25. **Banco Central de Chile.** (2023a). *Informe de Política Monetaria (IPoM), marzo 2023.*
26. **Banco Central de Chile.** (2023b). *Informe de Política Monetaria (IPoM), septiembre 2023.*
27. **Banco Central de Chile.** (2024). *Informe de Política Monetaria (IPoM), diciembre 2024.*
28. **Banco Central de Chile.** (2025a). *Informe de Política Monetaria (IPoM), marzo 2025.*
29. **Banco Central de Chile.** (2025b). *Informe de Política Monetaria (IPoM), junio 2025.*
30. **Banco Central de Chile.** (2025c). *Informe de Política Monetaria (IPoM), septiembre 2025.*
31. **Bertholet, N., Rojas, G. M., & Toledo, F.** (2025). *Estimación de curva de Phillips y cociente de sacrificio en Argentina.* *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 19(30), 41–76.

32. **Beveridge, S., & Nelson, C. R.** (1981). *A new approach to decomposition of economic time series*. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151–174.
33. **Black, R., Laxton, D., Rose, D., & Tetlow, R.** (1994). *The Bank of Canada's new quarterly projection model: Part I*. Bank of Canada.
34. **Blanchard, O.** (2016). *The Phillips Curve: Back to the '60s?* *American Economic Review*, 106(5), 31–34.
35. **Blanchard, O. J., & Summers, L. H.** (1986). *Hysteresis and the European unemployment problem*. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15–78.
36. **Briceño, H. R., & Chávez, C.** (2016). *Ley de Okun en el Perú: 1990–2015*. *Revista Moneda*, (166), 34–38.
37. **Briceño, H. R., Ariza, D. A., & Campuzano, J.** (2016). *La ley de Okun en el Ecuador*. *Revista Económica*, 1(1), 69–81.
38. **Briones, L., Carlomagno, G., & García, P.** (2023). *Inflation and labour markets in the wake of the pandemic: the case of Chile*. Banco Central de Chile.
39. **Burns, A. F., & Mitchell, W. C.** (1946). *Measuring business cycles*. NBER.
40. **Campoverde, A., Ortiz, C., & Sánchez, V.** (2016). Relación entre la inflación y el desempleo: Una aplicación de la curva de Phillips para Ecuador, Latinoamérica y el mundo. *Revista Económica*, 1(1), 22–34.
41. **Castillo-Morillo, D. A., Jaramillo-Armijos, J. J., & Vega-González, L.** (2022). Impacto del Crecimiento Económico en el Desempleo, análisis de datos panel de las Economías Latinoamericanas. *Polo del Conocimiento*, 7(2), 310–334.
42. **Céspedes, L. F., & Soto, C.** (2007). Inflation Targeting in Chile: The Experience of the Last Decade. En F. S. Mishkin & K. Schmidt-Hebbel (Eds.), *Monetary Policy under Inflation Targeting*. Banco Central de Chile.
43. **Crump, R. K., Eusepi, S., Giannoni, M., & Şahin, A.** (2024). The unemployment–inflation trade-off revisited: The Phillips curve in COVID times. *Journal of Monetary Economics*, 145, 103580.
44. **De Gregorio, J.** (2009). Chile y la crisis mundial. *Economía Chilena*, 12(3), 5–18.
45. **Del Negro, M., Lenza, M., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A.** (2020). What's up with the Phillips Curve? National Bureau of Economic Research.

46. **Dickey, D. A., & Fuller, W. A.** (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
47. **Dirección de Presupuestos.** (2021). *Informe de Finanzas Públicas*. Gobierno de Chile. <https://www.dipres.cl>
48. **Enrique, M. O. L., Martínez, H. E. Á., Vázquez, J. A. C., & Herrera, J. S. D.** (2021). Desempleo en América Latina y el Caribe: Análisis bajo un enfoque de descomposición. *Eca Sinergia*, 12(1), 136–151.
49. **Eser, F., Karadi, P., Lane, P. R., Moretti, L., & Osbat, C.** (2020). The Phillips curve at the ECB. *The Manchester School*, 88, 50–85.
50. **Fernández-Franco, S., Graña, J. M., Lastra, F., & Weksler, G.** (2022). Calidad del empleo y estructura del mercado de trabajo en América Latina desde una perspectiva comparada. *Ensayos de Economía*, 32(61), 124–151.
51. **Fischer, S.** (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85(1), 191–205.
52. **Fondo Monetario Internacional.** (2023). *Chile: Review Under the Flexible Credit Line Arrangement*. IMF eLibrary.
53. **Fornero, J., & Zúñiga, R.** (2017). *PIB potencial y brechas de capacidad*. Minuta BCCh.
54. **Friedman, M.** (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17.
55. **Fuentes, R., Larraín, M., & Schmidt-Hebbel, K.** (2006). Fuentes del crecimiento y comportamiento de la productividad total de factores en Chile. *Cuadernos de Economía*, 43(127), 113–142.
56. **Gagliardone, L., Gertler, M., Lenzu, S., & Tielens, J.** (2025). Anatomy of the Phillips curve: micro evidence and macro implications. *American Economic Review*, 115(11), 3941–3974.
57. **Garavito, C.** (2023). *Ley de Okun en Lima Metropolitana 1970–2021* (No. 2023-519). Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú.

58. **Gasparini, L., & Tornarolli, L.** (2009). Labor informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and trends from household survey microdata. *Desarrollo y Sociedad*, (63), 13–80.
59. **Gordon, R. J.** (2018). Friedman and Phelps on the Phillips curve viewed from a half century's perspective. *Review of Keynesian Economics*, 6(4), 425–436.
60. **Greene, W. H.** (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.). Pearson.
61. **Gruen, D., Pagan, A., & Thompson, C.** (1999). The Phillips curve in Australia. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 223–258.
62. **Gruen, D., & Thompson, C.** (2003). The unemployment-inflation trade-off in Australia. Reserve Bank of Australia.
63. **Gujarati, D. N., & Porter, D. C.** (2010). *Econometría* (5.^a ed.). McGraw-Hill Interamericana.
64. **Guarnizo, S., & Jumbo, F.** (2019). Efecto del capital humano y crecimiento económico en el desempleo a nivel global y por grupos de países. *Revista Económica*, 6(1), 49–62.
65. **Hazell, J., Herreno, J., Nakamura, E., & Steinsson, J.** (2022). The slope of the Phillips Curve: Evidence from U.S. states. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1299–1344.
66. **Hernández-Sampieri, R., & Mendoza, C. P.** (2020). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill Interamericana.
67. **Hernández-Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P.** (2014). *Metodología de la investigación* (6.^a ed.). McGraw-Hill.
68. **Hodrick, R. J., & Prescott, E. C.** (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
69. **Hyndman, R., & Athanasopoulos, G.** (2021). *Forecasting: Principles and Practice* (3rd ed.). OTexts. <https://otexts.com/fpp3/>
70. **Instituto Nacional de Estadísticas (INE).** (2018). *VIII Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF): Metodología y resultados*.
71. **Instituto Nacional de Estadísticas.** (2021). *Documento metodológico: Encuesta Nacional de Empleo (ENE)*. INE Chile.

72. **Instituto Nacional de Estadísticas.** (2025a). *Tasa de desocupación anual fue 8,5% en 2024.* INE Chile.
73. **Instituto Nacional de Estadísticas.** (2025b). *Informalidad laboral: Boletín trimestral octubre–diciembre 2024.* INE Chile.
74. **Instituto Nacional de Estadísticas.** (s.f.). *Calculadora IPC.* <https://calculadoraipc.ine.cl/>
75. **Instituto Nacional de Estadísticas (INE).** (s.f.). *Banco de datos de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE).* <https://bancodatosene.ine.cl/>
76. **International Labour Organization.** (2023). *Resolución de modificación de la resolución sobre las estadísticas del trabajo, la ocupación y la subutilización de la fuerza de trabajo.*
77. **Jiménez, D. O.** (2020). La ley de Okun en Ecuador. Un análisis de cointegración, 2007–2019. *INNOVA Research Journal*, 5(3), 209–232.
78. **Keifman, S. N.** (2019). Significado, alcances y limitaciones de la teoría de la inflación estructural. En *Anales de la LIV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política.*
79. **Keynes, J. M.** (1936). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero.* Fondo de Cultura Económica.
80. **Kitov, I., & Kitov, O.** (2012). *Okun's law: Revisiting the link between employment and GDP* (MPRA Paper No. 39501). Munich Personal RePEc Archive.
81. **Larraín, F., & Sachs, J. D.** (2005). *Macroeconomía en la economía global.* Pearson Educación.
82. **Laurente Blanco, L. F.** (2025). Estimación de la curva de Phillips neokeynesiana para el Perú. *Fides et Ratio*, 30(30), 239–262.
83. **López, A. M.** (2016). El papel de la información económica como generador de conocimiento en el proceso de predicción: Comparaciones empíricas del crecimiento del PIB regional. *Estudios de Economía Aplicada*, 34(3), 553–581.
84. **López, J. T., & Soler, A. M.** (2005). Trabajo, empleo y desempleo en la teoría económica: la nueva ortodoxia. *Principios: Estudios de Economía Política*, (3), 5–36.
85. **Ljung, G. M., & Box, G. E. P.** (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297–303.

86. **Loría, E., & Salas, E.** (2022). La ley de Okun en México: Una relación asimétrica, 1980Q3–2021Q1. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 53(210), 3–29.
87. **Mankiw, N. G.** (2014). *Macroeconomía*. Antoni Bosch.
88. **McLeay, M., & Tenreyro, S.** (2020). Optimal inflation and the identification of the Phillips Curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 199–253.
89. **Medel, C. A.** (2015). The Phillips curve in Chile: An overview. *Economía Chilena*, 18(2), 68–95.
90. **Medel, C. A.** (2015). Dinámica inflacionaria y la curva de Phillips híbrida neokeynesiana: El caso de Chile. *Monetaria*, 37(1), 27–78.
91. **Mendieta, P., & Barbery, C. H.** (2017). Entendiendo la Curva de Phillips del siglo XXI: Estado de la cuestión. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (28), 135–164.
92. **Miranda, M. B., & Amaguaña, R.** (2023). Empleo y crecimiento: Una estimación de la Ley de Okun para Ecuador 2003–2019. *Cuestiones Económicas*, 33(1), 10–10.
93. **Modigliani, F., & Papademos, L.** (1975). Targets for monetary policy in the coming year. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975(1), 141–165.
94. **Moosa, I. A.** (1997). A cross-country analysis of Okun's Law. *Journal of Comparative Economics*, 24(3), 335–356.
95. **Mora Barrenechea, M.** (2021). Una revisión a la Curva de Phillips en Bolivia. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (35), 159–188.
96. **Mortensen, D. T., & Pissarides, C. A.** (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61(3), 397–415.
97. **Muto, I., & Shintani, M.** (2020). Estimating the New Keynesian Wage Phillips Curve: A vertical production structure approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(1), 217–250.
98. **Mutascu, M., & Sokic, A.** (2021). Trade openness and Okun's law. *Economics of Transition and Institutional Change*, 29(4), 671–686.
99. **Mutascu, M., & Sokic, A.** (2021). Okun's law in the U.S.: New insights in time and frequency. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82, 207–222.

100. **Navarro, C.** (2024). *Regime-dependent Okun Coefficients in Chile*. University of Manchester Global Development Institute.
101. **OECD.** (2025). *OECD Economic Surveys: Chile 2025*. OECD Publishing.
102. **Okun, A. M.** (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. En *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association* (pp. 98–104). American Statistical Association.
103. **Organización Internacional del Trabajo (OIT).** (2024). *Panorama Laboral 2023–2024: América Latina y el Caribe*. OIT.
104. **Osorio-Barreto, D., Mejía-Rubio, P. P., & Mora-Mora, J. U.** (2022). Inflation expectations: a systematic literature review and bibliometric analysis. *Revista de Economía Contemporânea*, 26, e222609.
105. **Pfaff, B.** (2008). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Springer.
106. **Phelps, E. S.** (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34(135), 254–281.
107. **Phelps, E. S.** (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76(4, Part 2), 678–711.
108. **Phillips, A. W.** (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://doi.org/10.2307/2550759>
109. **Pinto, A.** (1970). Naturaleza e implicaciones de la "heterogeneidad estructural" de la América Latina. *El Trimestre Económico*, 37(145), 83–100.
110. **Pincheira, P., & Rubio, H.** (2010). El escaso poder predictivo de simples curvas de Phillips en Chile: una evaluación en tiempo real. *Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile*, (559).
111. **Pizzo, A.** (2023). *Literature review of empirical studies on Okun's law in Latin America and the Caribbean*.
112. **Porrás-Arena, G. M. M. S.** (2020). *Crecimiento del PIB y desempleo: validez de la ley de Okun para Uruguay*.
113. **Prachowny, M. F. J.** (1993). Okun's Law: Theoretical foundations and revised estimates. *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), 331–336.

114. **Prebisch, R.** (1967). Hacia una dinámica del desarrollo latinoamericano. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 10(35).
115. **PREALC.** (1978). *Sector informal: Funcionamiento y políticas*. Organización Internacional del Trabajo.
116. **Pruneda Urzúa, R., Corvalán Quiroz, A., & León Vargas, M.** (2024). Validación de la ley de Okun en Chile y regiones: 2013–2023. *Ingeniare. Revista chilena de ingeniería*, 32, 0–0.
117. **Ramos-Veloza, M. A.** (2017). La ley de Okun en Colombia: Una medición para la geografía (*Borradores de Economía* No. 985). Banco de la República de Colombia.
118. **Rebitzer, J. B.** (1993). Radical political economy and the economics of labor markets. *Journal of Economic Literature*, 31(3), 1394–1434.
119. **Romero, R.** (2021). Reflexiones sobre la inflación en Chile. *Observatorio Económico*, (161), 5–9.
120. **Romer, P. M.** (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
121. **Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D.** (2010). *Economía con aplicaciones a Latinoamérica* (19.ª ed.). McGraw-Hill Interamericana.
122. **Samuelson, P. A., & Solow, R. M.** (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177–194.
123. **Solow, R. M.** (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
124. **Subsecretaría del Trabajo.** (s.f.). Ministerio del Trabajo y Previsión Social. Recuperado de <https://www.subtrab.gob.cl>
125. **Svensson, L. E. O.** (2010). Inflation Targeting. En B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Monetary Economics* (Vol. 3, pp. 1237–1302). Elsevier.
126. **Swan, T. W.** (1956). Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, 32(2), 334–361.
127. **Taylor, J. B.** (1979). Staggered wage setting in a macro model. *The American Economic Review*, 69(2), 108–113.

128. **Tokman, V. E.** (1977). Dinámica del mercado de trabajo urbano: el sector informal urbano en América Latina. En R. Kaztman & J. L. Reyna (Eds.), *Fuerza de trabajo y movimientos laborales en América Latina* (pp. 68–102). El Colegio de México.
129. **Totonchi, J.** (2011). Macroeconomics: Inflation, Causes and Consequences. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 31–40.
130. **Tumanoska, D.** (2020). Okun’s Law: Empirics of the short-run output-unemployment relationship in the CEE countries and the EU. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 9(2), 115–136.
131. **US Census Bureau.** (2023). *X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual*. U.S. Department of Commerce.
132. **Villaverde, J., & Maza, A.** (2009). The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), 289–297.
133. **Wooldridge, J. M.** (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6th ed.). Cengage Learning.
134. **World Bank.** (2024). *World Development Indicators: Chile*. <https://data.worldbank.org>

Capítulo VII: Anexos

VII.1. Anexo 1. Tasas de crecimiento trimestral y anual del PIB real de Chile, 2010–2024

En este anexo se presentan las tasas de crecimiento trimestral ($T1$) y anual ($T4$) del Producto Interno Bruto (PIB) real a precios del año anterior encadenado (base 2018), correspondientes al periodo 2010–2024. Las tasas fueron calculadas a partir de la serie del PIB trimestral mediante las siguientes expresiones:

$$T1_t = \left(\frac{PIB_t}{PIB_{t-1}} - 1 \right) \times 100 \quad (22)$$

$$T4_t = \left(\frac{PIB_t}{PIB_{t-4}} - 1 \right) \times 100 \quad (23)$$

Estas tasas reflejan la evolución del crecimiento económico de corto y mediano plazo, permitiendo identificar las fases de expansión y contracción de la actividad económica en el periodo analizado. Los valores numéricos utilizados en el análisis de la Ley de Okun se detallan en la **Tabla A1**.

Tabla A1.

Tasa de crecimiento trimestral y anual del PIB real de Chile

Año	T1 Q1	T1 Q2	T1 Q3	T1 Q4	T4 Q1	T4 Q2	T4 Q3	T4 Q4
2010	—	6.11	-2.09	9.49	—	—	—	—
2011	-4.38	3.66	-3.70	10.57	8.77	6.26	4.50	5.53
2012	-3.94	4.12	-3.58	9.43	6.02	6.50	6.63	5.53
2013	-5.20	3.42	-4.06	9.27	4.14	3.44	2.93	2.78
2014	-5.51	2.67	-4.43	9.72	2.44	1.70	1.31	1.73
2015	-4.81	2.23	-4.22	9.25	2.49	2.05	2.27	1.83
2016	-3.76	0.55	-3.53	8.06	2.95	1.26	1.99	0.88
2017	-4.95	1.60	-2.40	9.48	-0.37	0.68	1.86	3.20
2018	-3.73	2.55	-5.26	10.69	4.52	5.50	2.40	3.53
2019	-5.86	2.50	-3.43	4.37	1.24	1.20	3.15	-2.74
2020	-3.42	-12.60	2.76	15.30	-0.22	-14.92	-9.47	0.02
2021	-2.94	2.89	0.90	10.74	0.52	18.33	16.19	11.60

2022	-7.72	1.34	-2.74	7.67	6.10	4.50	0.72	-2.08
2023	-6.03	1.52	-1.29	7.33	-0.28	-0.10	1.39	1.07
2024	-3.94	-0.55	-0.54	9.41	3.32	1.22	1.99	3.97

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile (2025).

VII.2. Anexo 2. Tasa de ocupación

En este anexo se presenta la serie de la tasa de ocupación original, en trimestres móviles.

Tabla A2.

Tasa de ocupación (trimestres móviles, 2010–2024)

	Ene -	Feb -	Mar -	Abr -	May -	Jun -	Jul -	Ago -	Sep -	Oct -	Nov -	Dic -
Año	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic	Ene	Feb
2010	54,1	54,4	54,2	54,4	54,6	54,8	55,5	55,6	56,2	56,6	56,9	56,8
2011	56,8	56,9	56,9	57,1	56,8	56,9	56,8	56,9	56,9	57,3	57,5	57,8
2012	57,5	57,5	57,3	57,1	57	56,9	57,3	57,4	57,6	57,7	58	57,9
2013	57,8	57,9	57,9	57,7	57,5	57,6	57,5	57,6	57,8	58,3	58,4	58,6
2014	58,2	58,3	58,1	57,7	57,4	57,1	57,3	57,6	58	58,3	58,3	58,2
2015	58	57,9	57,7	57,6	57,6	57,8	58,1	58,1	58,3	58,7	58,8	58,5
2016	58,1	58,1	57,9	57,7	57,6	57,5	57,8	57,8	58,2	58,3	58,5	58,1
2017	58	58	58,2	58	58	58,2	58,3	58,3	58,8	59	59,1	59
2018	58,7	58,7	58,5	58,3	57,9	57,8	57,7	58	58,3	58,7	58,7	58,5
2019	58,2	58,3	58,2	58,1	57,9	57,9	58,3	58,2	58,4	58,6	58,6	58,2
2020	57,3	52,7	47,6	45,6	45	45,7	46,8	48,6	50,2	50,8	51,3	51,6
2021	51,4	51,1	50,6	50,6	51,2	51,8	52,3	53	53,6	54,3	54,4	54,7
2022	54,9	55,1	55,1	55	55	55	54,9	55	55,1	55,5	55,8	55,8
2023	55,7	55,6	55,7	55,7	55,6	55,4	55,5	55,6	56,1	56,6	56,9	57
2024	57	57,1	57	56,9	56,5	56,3	56,3	56,3	56,5	56,6	57,1	57,1

Nota. Instituto Nacional de Estadísticas (INE), Banco de Datos ENE (2025).
<https://bancodatosene.ine.cl/>

VII.3. Anexo 3. Tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación, 2010–2024

Se presenta el cálculo y el resultado de las tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación en el periodo 2010-2024.

A partir de la serie trimestral de la tasa de ocupación, obtenida del Banco de Datos de la Encuesta Nacional de Empleo (INE), se calcularon las **tasas de crecimiento trimestral y anual** con el propósito de analizar la dinámica del empleo frente a las variaciones del producto interno bruto.

La tasa de crecimiento trimestral ($T1_{ocu}$) se estimó como la variación porcentual de la tasa de ocupación respecto del trimestre inmediatamente anterior, mientras que la tasa de crecimiento anual ($T4_{ocu}$) corresponde a la variación porcentual respecto del mismo trimestre del año previo. Ambas se expresan de la siguiente forma:

$$T1_{ocu,t} = \left(\frac{O_t}{O_{t-1}} - 1 \right) \times 100 \quad (24)$$

$$T4_{ocu,t} = \left(\frac{O_t}{O_{t-4}} - 1 \right) \times 100 \quad (25)$$

Estas tasas permiten observar los periodos de expansión o contracción del empleo y evaluar su sincronía con las fluctuaciones del crecimiento económico. Los resultados obtenidos se presentan en la **Tabla A3**, que muestra las tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación durante el periodo 2010–2024.

Tabla A3.

Tasas de crecimiento trimestral y anual de la tasa de ocupación

Año	T1 Q1	T1 Q2	T1 Q3	T1 Q4	T4 Q1	T4 Q2	T4 Q3	T4 Q4
2010	—	0.68	1.74	1.89	—	—	—	—
2011	0.47	0.12	-0.12	0.76	4.86	4.27	2.37	1.24
2012	0.23	-0.75	0.76	0.46	1.00	0.12	1.00	0.70
2013	0.29	-0.46	0.06	1.16	0.75	1.05	0.35	1.04
2014	-0.17	-1.37	0.41	1.16	0.58	-0.35	0.00	0.00

Año	T1	Q1	T1	Q2	T1	Q3	T1	Q4	T4	Q1	T4	Q2	T4	Q3	T4	Q4
2015	-0.74	-0.35	0.87	0.92	-0.57	0.46	0.93	0.69								
2016	-1.14	-0.75	0.58	0.63	0.29	-0.12	-0.40	-0.68								
2017	-0.40	0.00	0.69	0.91	0.06	0.81	0.92	1.20								
2018	-0.62	-1.08	0.00	1.21	0.98	-0.11	-0.80	-0.51								
2019	-0.80	-0.46	0.58	0.51	-0.68	-0.06	0.52	-0.17								
2020	-10.35	-13.52	6.82	5.19	-9.79	-21.62	-16.75	-12.88								
2021	-0.03	0.33	3.45	2.61	-2.86	12.69	9.13	6.46								
2022	1.26	-0.06	0.00	0.61	7.84	7.42	3.84	1.81								
2023	0.60	-0.18	0.30	1.26	1.15	1.03	1.33	1.99								
2024	1.06	-0.82	-0.35	0.95	2.46	1.80	1.14	0.83								

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), Banco de Datos ENE (2025). <https://bancodatosene.ine.cl/>

VII.4. Anexo 4. Brecha del Producto

Tabla A4.

Brecha del Producto

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
2010	0.007 5460	0.006 4233	0.021 4353	0.013 9629	0.004 9129	0.010 6147	0.014 7706	0.012 1233	0.010 3715	0.007 1736	0.009 8124	0.001 4666
2011	0.002 1227	0.008 4394	0.011 7503	0.002 6841	0.003 5858	0.005 9862	0.011 3860	0.010 5042	0.007 1425	0.007 1448	0.009 1893	0.004 4623
2012	0.002 6875	0.000 9444	0.001 9454	0.001 9305	0.006 9540	0.008 0601	0.007 6379	0.007 9085	- 0087	0.008 2265	0.000 6673	- 2148
2013	0.001 4750	- 0.008 6195	- 0.001 0075	0.006 2354	0.001 2015	0.003 6638	0.005 7321	0.003 2428	- 0.007 5520	0.006 8221	0.004 4427	- 0.006 8137
2014	- 0.006 3110	0.000 0000	0.000 0000	0.001 8217	0.001 5609	- 0.000 9745	- 0.005 9600	- 0.007 5867	- 0.004 1122	0.007 2046	- 0.005 6589	- 0.003 5651
2015	0.000 1045	0.000 8826	- 0.000 7947	0.009 4055	- 0.002 8677	0.006 0952	0.001 4939	- 0.012 3378	0.004 9819	0.003 1506	- 0.001 9278	- 0.003 0442
2016	0.000 1215	0.023 9174	0.007 9480	0.002 3984	0.003 1619	0.004 0958	- 0.002 1676	0.002 7205	0.005 3703	- 0.013 1123	- 0.004 2036	- 0.005 7618
2017	- 0.012 4918	- 0.012 0760	- 0.008 6523	- 0.016 5964	- 0.001 5084	- 0.003 8941	- 0.005 0498	- 0.000 8544	- 0.006 4825	- 0.005 6587	- 0.001 6117	- 0.012 4254
2018	- 0.000 2737	- 0.002 4994	0.004 7330	0.021 6328	0.017 9752	0.014 1798	- 0.001 2682	- 0.005 1353	- 0.018 0926	0.014 4322	0.012 7512	- 0.005 7305
2019	0.002 8811	- 0.010 0353	0.006 7596	0.037 6139	0.036 5594	0.027 9957	0.035 3801	0.039 3456	0.024 3308	- 0.009 6518	- 0.014 4801	0.023 1510
2020	0.039 1493	0.045 1205	- 0.006 6651	- 0.087 2982	- 0.101 4084	- 0.093 1570	- 0.068 7792	- 0.062 2687	- 0.022 7563	- 0.021 6599	- 0.011 9287	0.011 9036
2021	- 0.015 9317	- 0.003 3430	0.017 7121	0.006 6368	0.020 2143	0.032 4242	0.026 5396	0.032 2325	0.032 1890	0.031 1636	0.041 4502	0.024 7146
2022	- 0.008 0643	- 0.011 4157	0.014 7657	0.006 1344	0.018 5846	0.013 7596	- 0.014 2586	0.008 2734	0.008 8436	- 0.010 0668	- 0.009 5472	- 0.008 0518
2023	- 0.012 9033	- 0.026 1607	- 0.012 0429	- 0.008 3104	0.005 9303	0.007 8512	0.005 0128	0.002 6990	0.007 1047	- 0.002 5543	- 0.004 1324	- 0.020 9294
2024	0.001 7943	0.009 8176	- 0.014 6292	0.008 3779	0.012 7111	- 0.022 0559	0.014 5482	- 0.008 2996	- 0.021 5601	- 0.010 8898	- 0.017 5107	0.002 4949

Nota. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile (2025).

