

Determinantes del tiempo de desempleo femenino en las regiones de Chile: evidencia de la Encuesta Nacional de Empleo, 2016–2026

Determinants of Female Unemployment Duration in Chile's Regions: Evidence from the National Employment Survey, 2016–2026

José Irrazabal *

Universidad de Valparaíso

RESUMEN

Este artículo combina tres estrategias econométricas complementarias —Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), un modelo de duración de tiempo de falla acelerado (AFT) y una descomposición de Oaxaca-Blinder— para estimar los determinantes del tiempo de desempleo femenino en las regiones de Chile entre 2016 y 2026, usando microdatos de la Encuesta Nacional de Empleo ($n=62.107$). El modelo de MCO, con especificación cúbica en la edad e inferencia robusta vía Bootstrap y test de Wald, se estima de forma agrupada, por región y por año. La nacionalidad es el factor de mayor incidencia: las chilenas permanecen 1,47 meses más desempleadas que las extranjeras, efecto significativo en 11 de 16 regiones. Se documenta además una paradoja de sobre-calificación y un patrón cúbico en la edad. Como robustez central, los resultados se replican mediante un modelo AFT log-normal, que confirma el signo y la significancia de los hallazgos y estima que las chilenas presentan una duración esperada de desempleo 21,7% mayor que las extranjeras. Una descomposición de Oaxaca-Blinder muestra, adicionalmente, que solo el 14,8% de esta brecha se explica por diferencias observables entre ambos grupos, mientras que el 85,2% permanece sin explicar por dotaciones.

Palabras clave: brecha por nacionalidad; modelos de duración AFT; descomposición Oaxaca-Blinder; sobre-calificación laboral; heterogeneidad regional.

ABSTRACT

This article combines three complementary econometric strategies —Ordinary Least Squares (OLS), an accelerated failure time (AFT) duration model, and an Oaxaca-Blinder decomposition— to estimate the determinants of female unemployment duration in Chile's regions between 2016 and 2026, using microdata from the National

* jose.irrazabal@uv.cl

Employment Survey (n=62,107). The OLS model, with a cubic age specification and robust inference via Bootstrap and the Wald test, is estimated pooled, by region, and by year. Nationality is the factor with the greatest substantive incidence: Chilean women remain unemployed 1.47 months longer than foreign women, an effect significant in 11 of 16 regions. The study also documents an overqualification paradox and a cubic age pattern. As a central robustness check, the results are replicated using a log-normal AFT model, which confirms the sign and significance of the findings and estimates that Chilean women have an expected unemployment duration 21.7% longer than foreign women. An Oaxaca-Blinder decomposition further shows that only 14.8% of this gap is explained by observable differences between the two groups, while 85.2% remains unexplained by endowments.

Keywords: nationality gap; AFT duration models; Oaxaca-Blinder decomposition; labor market overqualification; regional heterogeneity.

1. INTRODUCCIÓN

El desempleo femenino en Chile ha sido sistemáticamente superior al masculino durante la última década: entre 2016 y 2026, la tasa de desocupación de las mujeres superó a la de los hombres en 11 de los 11 años analizados, con la única excepción parcial del período abril–octubre de 2020 (Instituto Nacional de Estadísticas [INE], 2023, 2024). Sin embargo, la literatura económica sobre el tema tiende a describir este fenómeno mediante tasas agregadas de desocupación —a nivel nacional o regional— que ocultan una heterogeneidad relevante entre subgrupos de mujeres. Este artículo se aparta de ese enfoque y estudia directamente el tiempo que las mujeres permanecen desempleadas, así como los factores individuales que explican su duración, con el fin de identificar qué grupos de mujeres enfrentan mayores barreras de reinserción laboral y en qué regiones del país estas barreras son más severas, combinando para ello tres estrategias econométricas complementarias —MCO, un modelo de duración y una descomposición de Oaxaca-Blinder— que permiten someter los hallazgos a una prueba de robustez metodológica.

El desempleo impone costos económicos —pérdida de producción y depreciación del capital humano— y costos sociales y psicológicos que se agravan cuanto más prolongada es la desocupación (Ministerio de la Mujer y Equidad de Género, 2025; Superintendencia de Seguridad Social [SUSESO], 2023). A nivel global, la Organización Internacional del Trabajo estima que la tasa de participación laboral femenina se sitúa en 48,9%, muy por debajo del 73,1% masculino, brecha que se ha mantenido prácticamente inalterada en tres décadas (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2025a). En Chile, si bien la brecha de participación se reduce a 19,0 puntos porcentuales —comparativamente mejor que el promedio regional de 22,2 puntos (OIT, 2025b)—, persisten diferencias sustantivas entre regiones y entre grupos de mujeres según edad, nivel educativo, estado civil, nacionalidad y zona de residencia.

Este trabajo contribuye a la literatura de cuatro maneras. Primero, y de forma central, combina tres estrategias econométricas sobre la

misma base de microdatos —una especificación lineal por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), un modelo de duración de tiempo de falla acelerado (AFT) que respeta la naturaleza de time-to-event y la asimetría de la variable dependiente, y una descomposición de Oaxaca-Blinder que separa el componente explicado por características observables del componente no explicado en la brecha por nacionalidad—, una triangulación metodológica infrecuente en la literatura chilena sobre desempleo femenino que permite evaluar si los hallazgos sustantivos son robustos a la forma funcional y a la estrategia de identificación escogidas, y no un artefacto de una única especificación. Segundo, modela directamente la duración del desempleo femenino —medida en meses— a nivel de microdato individual, en lugar de recurrir a la tasa de desocupación como variable dependiente, lo que permite estimar efectos marginales directamente interpretables. Tercero, estima el modelo de forma separada para cada una de las 16 regiones de Chile y para cada uno de los 11 años del período 2016–2026, lo que posibilita examinar tanto la heterogeneidad espacial como la temporal de los factores determinantes, un nivel de desagregación poco frecuente en la literatura nacional. Cuarto, aborda explícitamente la no normalidad de los residuos —verificada empíricamente— mediante inferencia robusta basada en remuestreo Bootstrap y el test de Wald para las restricciones conjuntas del componente polinómico de la edad.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección 2 revisa la literatura relevante. La sección 3 describe los datos y las variables. La sección 4 presenta la estrategia empírica. La sección 5 reporta los resultados descriptivos y econométricos. La sección 6 discute los hallazgos y la sección 7 sus implicancias de política pública. La sección 8 discute las limitaciones del estudio y una agenda de investigación futura, y la sección 9 concluye.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura sobre desempleo femenino combina explicaciones estructurales, tecnológicas y de política pública. Desde una perspectiva estructural clásica, el cambio tecnológico reduce

inicialmente los requerimientos de empleo para un nivel de producción dado —generando desempleo estructural—, efecto que tiende a compensarse en el agregado cuando la innovación mejora la estructura productiva y expande la demanda de trabajo. Esta tensión se reproduce hoy con la inteligencia artificial y la automatización: por un lado, generan empleos flexibles en sectores digitales que favorecen la conciliación entre trabajo y responsabilidades familiares; por otro, amenazan ocupaciones altamente feminizadas de tipo administrativo y de servicios, ampliando la brecha digital de las trabajadoras menos calificadas (Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD], 2025a; Verbanaz, 2019).

Desde la macroeconomía laboral, Mankiw (2009) sitúa a las políticas públicas como una de las principales causas del desempleo, en particular por la vía del seguro de cesantía: aunque protege el ingreso de los desempleados, puede prolongar la duración de la búsqueda al reducir la urgencia de aceptar la primera oferta disponible. La literatura macroeconómica distingue cuatro tipos de desempleo —friccional, estructural, estacional y cíclico—, taxonomía útil para interpretar la heterogeneidad temporal encontrada en este estudio, particularmente el quiebre asociado a la crisis del COVID-19, que en Chile significó una contracción del PIB de 6,1% en 2020 y una tasa de desocupación que alcanzó 13,1% en el trimestre julio–septiembre de ese año (Banco Central de Chile, 2024; INE, 2024).

NEUMARK, D. (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 23 (3), 279-295. <https://www.jstor.org/stable/145833>

En el plano de la desigualdad de género en el mercado laboral, la OIT (2025a, 2025b) documenta que la brecha de participación se mantiene elevada tanto a nivel mundial como en América Latina y el Caribe (22,2 puntos porcentuales), con una tasa de informalidad regional de 47,6% que afecta desproporcionadamente a las mujeres, cuyos ingresos laborales promedian un 20% menos que los de los hombres. La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2024) sitúa la inclusión laboral femenina como uno de los principales desafíos para el desarrollo social inclusivo de la región. A

nivel nacional, la Encuesta CASEN (2024) reporta que el 39,1% de los hogares chilenos tiene jefatura femenina, y que la falta de redes de cuidado infantil restringe severamente la inserción laboral formal de estas mujeres (Ministerio de Desarrollo Social y Familia, 2024).

Respecto a la migración, la evidencia comparada sugiere que los inmigrantes suelen presentar una inserción laboral más rápida —aunque en ocupaciones de menor calificación— dada su mayor disposición a aceptar empleos de alta rotación y su menor salario de reserva relativo. En el caso chileno, el Banco Central de Chile (2024) documenta que la población extranjera presenta una tasa de participación laboral superior al promedio nacional, concentrada en los sectores de comercio, construcción y servicios domésticos.

En síntesis, la literatura evidencia que el desempleo femenino responde a factores estructurales (cambio tecnológico, ciclo económico), institucionales (seguro de cesantía, sistema de cuidados) y a características individuales (edad, educación, nacionalidad, estado civil). No obstante, la mayoría de estos estudios —tanto en Chile como en el resto de la región— se centra en tasas agregadas de desocupación para el país o para grupos etarios amplios, dejando un vacío en el análisis de la duración del desempleo a nivel individual, desagregado simultáneamente por región y por año. Este artículo busca cubrir ese vacío.

3. DATOS Y VARIABLES

3.1 FUENTE DE DATOS Y MUESTRA

Los datos provienen de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE), levantada trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) de Chile, para el período 2016–2026 (INE, 2023, 2024, 2026). La muestra se construye a partir de tres criterios de depuración. Primero, se restringe la muestra a la Población en Edad de Trabajar (PET), definida por el Código del Trabajo chileno como las personas mayores de 15 años con intención de trabajar. Segundo, se excluyen las personas jubiladas y estudiantes sin intención de emplearse, aunque formen parte de la PET, por ser clasificadas como inactivas. Tercero, se exige que la mujer desempleada haya realizado al menos

una acción concreta de búsqueda de empleo en las últimas cuatro semanas, incluyendo empleos dependientes e independientes, a tiempo completo o parcial, estacionales u ocasionales, excluyendo el empleo informal. La muestra final comprende 62.107 observaciones distribuidas en las 16 regiones administrativas de Chile.

Cabe señalar dos limitaciones relevantes de la fuente de datos. La ENE experimentó un quiebre metodológico en el segundo trimestre de 2020 —producto de la pandemia de COVID-19— al incorporar la modalidad de encuesta telefónica y ajustar los criterios de clasificación de la población desocupada, lo que exige cautela al interpretar los resultados de ese año. Adicionalmente, las observaciones de 2026 corresponden a un período parcial (únicamente los trimestres diciembre-enero-febrero y enero-febrero-marzo), por lo que los resultados de ese año deben considerarse preliminares.

3.2 DEFINICIÓN DE VARIABLES

La variable dependiente es el tiempo que la mujer permanece sin empleo, medido en meses. Las variables explicativas —edad (con sus términos cuadrático y cúbico), zona de residencia, nacionalidad, gestión de búsqueda de empleo (GBE), nivel educacional y estado civil— se definen en la Tabla 1.

Tabla 1. Definición de variables

Variable	Tipo	Definición / Valores
Tiempo sin empleo (dependiente)	Discreta	0–350 meses
Edad, Edad ² , Edad ³	Discreta / continua	15–60 años (especificación cúbica)
Zona	Dicotómica	0 = rural; 1 = urbano
Nacionalidad	Dicotómica	0 = extranjera; 1 = chilena
Gestión de búsqueda de empleo (GBE)	Discreta (0–11)	N.º de gestiones activas de búsqueda declaradas en ENE
Nivel educacional	Ordinal (0–12)	0 = nunca estudió ... 12 = doctorado
Estado civil	Dicotómica	0 = soltera/viuda/separada/divorciada; 1 = casada/conviviente

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE), INE.

La variable GBE se construye a partir de once preguntas de la ENE referidas a las gestiones activas de búsqueda de empleo realizadas por la desempleada (envío de currículum, contacto directo con empleadores, consultas a redes de contacto, revisión de anuncios, inscripción en OMIL, entre otras), generando un índice de 0 a 11 gestiones. Esta construcción no contradice la definición de desempleo utilizada, ya que realizar pocas o ninguna gestión no excluye a la persona de la condición de desempleada dentro del marco muestral aquí definido.

4. ESTRATEGIA EMPÍRICA

4.1 ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

El análisis exploratorio de los datos muestra que la relación entre edad y tiempo de desempleo no es lineal, sino que sigue un patrón polinómico de tercer grado: aumenta entre los 15 y 29 años, se estabiliza (con leve descenso) entre los 30 y 46 años, y vuelve a aumentar entre los 47 y 65 años. En consecuencia, se especifica el siguiente modelo de regresión lineal múltiple, estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios:

$$\text{mesesDesempleo}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{edad}_i + \beta_2 \text{edad}_i^2 + \beta_3 \text{edad}_i^3 + \beta_4 \text{zona}_i + \beta_5 \text{nacionalidad}_i + \beta_6 \text{gbe}_i + \beta_7 \text{educación}_i + \beta_8 \text{estadoCivil}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde β_0 es el intercepto; β_1 a β_3 capturan el efecto no lineal de la edad; β_4 a β_8 corresponden a los estimadores de zona, nacionalidad, GBE, educación y estado civil, respectivamente; y ε_i es el término de error idiosincrático.

4.2 SELECCIÓN DEL MÉTODO DE ESTIMACIÓN

Se optó por MCO en lugar de modelos Logit o Probit por dos razones. Primero, la variable dependiente —meses de desempleo— es un conteo no acotado entre 0 y 1, a diferencia de la probabilidad de estar desempleado que modelan los métodos de elección binaria; MCO permite trabajar directamente con esta escala sin transformaciones adicionales. Segundo, y más importante para

los objetivos de este estudio, MCO entrega efectos marginales directamente interpretables y estables ante los valores de las demás covariables, mientras que en Logit y Probit el efecto marginal de cada variable depende del valor que tomen simultáneamente todas las demás variables explicativas, lo que dificulta la comparación de efectos entre regiones y años.

4.3 INFERENCIA ESTADÍSTICA: TEST DE WALD Y REMUESTREO BOOTSTRAP

El análisis de los residuos por región (véanse los anexos del estudio original) muestra un incumplimiento del supuesto de normalidad. Por ello, la significancia conjunta de los tres términos polinómicos de la edad se evalúa mediante el test de Wald ($F = 555,74$; $p < 0,001$ en el modelo agrupado), y los intervalos de confianza al 95% para los coeficientes se recalculan mediante remuestreo Bootstrap con 1.000 réplicas, procedimiento recomendado cuando no se puede garantizar la distribución asintótica normal de los errores estándar (Cameron & Miller, 2015; Fica & Lagos, 2024). El modelo se estima en tres configuraciones: (i) un modelo agrupado (pooled) para todo el período 2016–2026; (ii) 16 modelos independientes, uno por región; y (iii) 11 modelos independientes, uno por año, lo que permite distinguir heterogeneidad espacial de heterogeneidad temporal. Adicionalmente, y dado que la variable dependiente corresponde a una duración, la especificación de MCO se somete a una robustez central mediante modelos de duración de tiempo de falla acelerado (AFT), reportada en la sección 5.5.

5. RESULTADOS

5.1 ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA REGIONAL

El tiempo promedio de desempleo femenino a nivel nacional es de 6,46 meses (194 días), con un rango regional que va desde 4,46 meses en Aysén hasta 7,32 meses en Valparaíso (Tabla 2). Las regiones de Valparaíso, Tarapacá y Araucanía —que superan los 7 meses promedio— conforman el grupo de mayor duración, mientras que Aysén, Los Lagos, O'Higgins, Arica y Parinacota y

Magallanes conforman el grupo de menor duración (bajo 5,5 meses). Las regiones con mayor dispersión de los datos son Los Ríos (DE=13,50), Maule (DE=12,90) y Araucanía (DE=12,30), lo que sugiere una composición más heterogénea de la población desempleada en esos territorios.

Tabla 2. Estadística descriptiva del tiempo de desempleo femenino por región (2016–2026), regiones seleccionadas

Región	Obs.	Media (meses)	Mín.	Máx.	DE
Valparaíso	8.898	7,32	0	247	11,70
Tarapacá	1.706	7,15	0	164	11,80
Araucanía	3.434	7,11	0	226	12,30
Los Ríos	2.178	6,85	0	239	13,50
Metropolitana	15.311	6,44	0	275	10,40
Antofagasta	2.438	6,04	0	128	8,80
O'Higgins	3.362	5,33	0	130	9,04
Los Lagos	1.864	4,89	0	128	7,51
Aysén	1.050	4,46	0	73	6,55
Total nacional	62.107	6,46	0	275	10,82

Fuente: elaboración propia con datos de ENE 2016–2026, INE.

5.2 ESTIMACIÓN AGRUPADA (POOLED)

La Tabla 3 resume los coeficientes promedio (pooled) de los 11 años del período, junto con el número de regiones y de años en que cada variable resulta estadísticamente significativa. La nacionalidad es la variable de mayor magnitud: en promedio, las mujeres chilenas permanecen 1,47 meses (≈ 44 días) más desempleadas que las extranjeras, con un intervalo de confianza Bootstrap al 95% de 1,15 a 1,79. La gestión de búsqueda de empleo (GBE) es la variable más robusta en términos de consistencia temporal y regional, significativa en los 11 años y en 13 de las 16 regiones, seguida de cerca por la educación.

Tabla 3. Coeficientes promedio (pooled) y consistencia de la significancia estadística, 2016–2026

Variable	β pooled (meses)	Equivalente en días	Regiones significativas (de 16)	Años significativos (de 11)
Nacionalidad (chilena=1)	1,47	$\approx 44,1$	11 / 16	7 / 11
Edad (tramo lineal)	0,51	$\approx 15,5$	n.d.*	8 / 11
Gestión de búsqueda (GBE)	0,50	$\approx 15,1$	13 / 16	11 / 11
Educación	0,20	$\approx 6,0$	13 / 16	11 / 11
Zona (urbano=1)	0,43	$\approx 12,8$	2 / 16	1 / 11
Estado civil (casada=1)	-0,15	$\approx -4,6$	2 / 16	1 / 11

* Los tres términos de edad (lineal, cuadrático y cúbico) son conjuntamente significativos en la mayoría de las regiones según el test de Wald; su significancia individual varía según el tramo etario dominante en cada región.

5.3 HETEROGENEIDAD REGIONAL: EL CASO DE LA NACIONALIDAD

El efecto de la nacionalidad sobre la duración del desempleo es significativo en 11 de las 16 regiones de Chile, pero su magnitud varía sustancialmente entre territorios (Tabla 4). La brecha más profunda se observa en la Región de Los Ríos, donde las mujeres chilenas permanecen 3,08 meses (93,6 días) más desempleadas que las extranjeras, seguida de Ñuble (2,33 meses) y Coquimbo (2,32 meses). En contraste, las variables zona y estado civil presentan una incidencia regional mucho más acotada: zona es significativa solo en Atacama ($\beta=1,379$) y Coquimbo ($\beta=1,425$), mientras que estado civil es significativo únicamente en Atacama ($\beta=-1,270$, donde las mujeres solteras permanecen más tiempo desempleadas) y en Aysén ($\beta=0,892$, donde ocurre el patrón inverso), sin un signo consistente entre regiones.

Tabla 4. Regiones con mayor brecha de desempleo por nacionalidad

Región	β nacionalidad (meses)	Días adicionales	Significancia
Los Ríos	3,08	93,6	$p < 0,05$
Ñuble	2,33	70,9	$p < 0,05$
Coquimbo	2,32	70,5	$p < 0,05$
Promedio pooled (16 regiones)	1,47	44,1	IC95% Bootstrap: 1,15–1,79

Fuente: elaboración propia a partir de las regresiones por región del estudio original.

5.4 HETEROGENEIDAD TEMPORAL

Al estimar el modelo año a año, el coeficiente de nacionalidad exhibe un comportamiento irregular pero persistentemente positivo (Figura 1 y Tabla 5), alcanzando su máximo en 2018 ($\beta=2,52$ meses, 77 días) y sus valores mínimos y no significativos en 2016 y 2023 ($\beta=0,86$ y $0,60$ meses, respectivamente). La variable es significativa al 5% en 7 de los 11 años (2018 a 2022, 2024 y 2025). Es notable que, a pesar de la introducción de una variable dummy para el quiebre metodológico de la ENE en 2020, dicha dummy no resulta estadísticamente significativa ($\beta=-0,274$; $p=0,074$), lo que sugiere que el efecto de la pandemia sobre la duración del desempleo femenino se manifestó con mayor intensidad en 2021 — año que registra el promedio más alto de la serie, con 7,82 meses—, posiblemente asociado a la fase de recuperación económica y a la reconfiguración post-pandemia del mercado laboral.

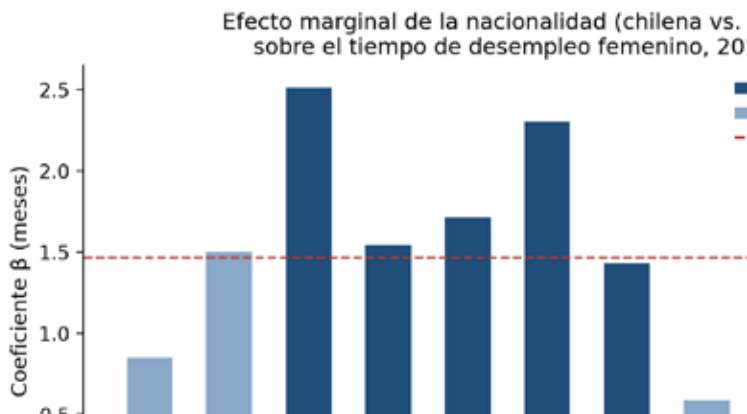


Figura 1. Coeficiente de la variable nacionalidad sobre el tiempo de desempleo femenino, por año (2016–2026)

Fuente: elaboración propia a partir de las regresiones anuales del estudio original (Anexos 2 a 12).

Tabla 5. Coeficiente de nacionalidad por año

Año	2016	2017	2018	2019	2020
β nacionalidad	0,86	1,51	2,52***	1,55**	1,72***

Año	2021	2022	2023	2024	2025	2026*
β nacionalidad	2,31***	1,44**	0,60	2,02***	1,34**	0,55

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$. El año 2026 corresponde a datos parciales (dos trimestres).
Elaboración propia a partir de las regresiones anuales reportadas en los Anexos 2 a 12 del estudio original.

La variable edad presenta también variación temporal en su tramo lineal: pasa de un valor no significativo en 2017 ($\beta=0,09$) a un máximo significativo en 2023 ($\beta=0,92$), y se torna negativo y no significativo hacia 2025–2026. La educación, en cambio, es significativa en el 100% de los años del período 2016–2026, lo que sugiere una intensificación reciente del fenómeno de sobre-educación relativa en el mercado laboral chileno.

5.5 ROBUSTEZ METODOLÓGICA: MODELO DE DURACIÓN (AFT)

La especificación de MCO utilizada hasta aquí trata el tiempo de desempleo como una variable continua sin considerar explícitamente su naturaleza de duración (time-to-event). Como robustez central de este estudio, se reestima el modelo agrupado mediante modelos de duración acelerada del tiempo de falla (Accelerated Failure Time, AFT), un marco estándar en la literatura econométrica para variables de duración con distribución asimétrica (Kiefer, 1988), consistente con el incumplimiento de normalidad de los residuos ya documentado en la sección 4.3.

Cabe una precisión metodológica relevante. La ENE es una encuesta de stock —cada mujer es observada en un único punto del tiempo— y no un panel que siga a la misma persona hasta el momento en que consigue empleo. En consecuencia, no se dispone de un indicador de censura genuino: para ninguna observación se sabe si el tiempo reportado corresponde a un episodio de desempleo ya concluido o si la mujer permanecía desempleada al momento de la entrevista. Este es un límite conocido de los estudios de duración basados en encuestas de fuerza de trabajo de corte transversal (Lancaster, 1990) y se aborda tratando meses_desempleo como la duración observada sin censura adicional —el mismo tratamiento implícito que recibía la variable en la especificación de MCO—, documentando esta decisión como limitación explícita antes que ocultarla.

Se comparan tres distribuciones AFT alternativas —Weibull, log-normal y log-logística— seleccionando la de mejor ajuste según el criterio de información de Akaike (AIC). La Tabla 7 resume la comparación.

Tabla 7. Comparación de distribuciones AFT, modelo agrupado (n=62.017)

Distribución	Log-verosimilitud	AIC	Δ AIC vs. mejor modelo
Weibull	-179.537,4	359.094,9	9.498,8
Log-normal	-174.788,1	349.596,1	0,0

Distribución	Log-verosimilitud	AIC	Δ AIC vs. mejor modelo
Log-logística	-175.679,9	351.379,8	1.783,7

Fuente: elaboración propia a partir de la base de microdatos, estimación por máxima verosimilitud.

La distribución log-normal presenta el mejor ajuste ($AIC=349.596,1$) y se adopta como especificación AFT principal. La Tabla 8 reporta los coeficientes del modelo agrupado, expresados en la escala de log-duración (μ) y como razones de tiempo ($\exp(\beta)$), que se interpretan de forma análoga a un efecto multiplicativo sobre la duración esperada del desempleo.

Tabla 8. Modelo AFT log-normal agrupado ($n=62.017$)

Variable	Coef. (log-duración)	Razón de tiempo $\exp(\beta)$	p
Intercepto	-0,479	0,619	<0,001
Edad	0,064	1,066	<0,001
Edad ²	-0,0011	0,999	<0,001
Edad ³	0,000008	1,000008	<0,001
Zona	0,042	1,042	0,001
Nacionalidad	0,196	1,217	<0,001
GBE	0,073	1,075	<0,001
Educación	0,041	1,042	<0,001
Estado civil	-0,018	0,982	0,061

Fuente: elaboración propia. Modelo AFT log-normal estimado por máxima verosimilitud sobre la base de microdatos.

El modelo de duración confirma, en dirección y significancia, los hallazgos centrales de la especificación de MCO. La nacionalidad conserva su posición como la variable de mayor incidencia sustantiva: las mujeres chilenas presentan una duración esperada del desempleo 21,7% mayor que las extranjeras (razón de tiempo=1,217; $p<0,001$), en la misma dirección que el efecto de 1,47 meses estimado por MCO. La educación mantiene un efecto positivo y significativo (razón de tiempo=1,042; $p<0,001$), replicando la paradoja de sobre-calificación. La GBE conserva su asociación positiva (razón

de tiempo=1,075; $p<0,001$), consistente con la interpretación de causalidad inversa. El patrón cúbico de la edad se reproduce con los tres términos significativos. Estado civil es la única variable cuya significancia se debilita levemente ($p=0,061$ versus significancia marginal en MCO), sin alterar las conclusiones sustantivas del estudio.

Como verificación adicional se estima un modelo de Cox de riesgos proporcionales sobre la misma base, cuyos coeficientes — expresados en razones de riesgo (hazard ratios)— apuntan en la dirección opuesta por construcción (un menor riesgo de salida del desempleo implica una mayor duración esperada): la razón de riesgo de nacionalidad es 0,835 ($p<0,001$), es decir, las chilenas presentan un 16,5% menos de probabilidad instantánea de salir del desempleo que las extranjeras, con signo consistente con el modelo AFT. El test de razón de verosimilitud sobre los residuos de Schoenfeld indica que el supuesto de riesgos proporcionales se cumple para nacionalidad ($p=0,833$) y para los tres términos de edad, pero se rechaza para educación, GBE y zona ($p<0,05$ en los tres casos), lo que confirma que el modelo AFT log-normal —que no impone el supuesto de riesgos proporcionales— es la especificación de duración más apropiada para estos datos, y no un mero sustituto formal de Cox.

Finalmente, se replica la heterogeneidad regional del efecto de nacionalidad bajo el marco AFT (Tabla 9), en paralelo a la Tabla 4 estimada por MCO. El efecto es positivo en las 16 regiones y significativo al 5% en 9 de ellas. Ñuble y Coquimbo se mantienen, bajo ambos métodos, entre las regiones de mayor brecha por nacionalidad, lo que refuerza la robustez del hallazgo en esos territorios. Sin perjuicio de ello, el orden regional no es idéntico entre métodos: Los Ríos, la región de mayor brecha bajo MCO, no alcanza significancia al 5% bajo el modelo de duración ($p=0,171$), mientras que Maule y Arica y Parinacota emergen con mayor relevancia relativa. Esta divergencia parcial es informativa antes que contradictoria: es esperable cuando el modelo pasa de estimar un efecto aditivo sobre la media (MCO) a un efecto multiplicativo sobre toda la distribución de la duración (AFT), y sugiere que la

heterogeneidad regional del fenómeno amerita cautela adicional en su interpretación caso a caso.

Tabla 9. Efecto de nacionalidad por región bajo el modelo AFT log-normal (razón de tiempo)

Región	Razón de tiempo	p	Significativo al 5%
Ñuble	1,596	0,007	Sí
Coquimbo	1,532	<0,001	Sí
Maule	1,391	0,001	Sí
Arica y Parinacota	1,296	0,009	Sí
Atacama	1,288	0,005	Sí
Los Ríos	1,358	0,171	No

Fuente: elaboración propia. Modelo AFT log-normal estimado por región (16 regresiones independientes). Se muestran las cinco regiones de mayor razón de tiempo y, a modo de contraste, Los Ríos (mayor brecha bajo MCO).

5.6 DESCOMPOSICIÓN OAXACA-BLINDER DE LA BRECHA POR NACIONALIDAD

El hallazgo de que la nacionalidad es la variable de mayor incidencia sustantiva plantea una pregunta que ni el modelo de MCO ni el modelo AFT de la sección 5.5 responden por sí solos: ¿en qué medida la mayor duración del desempleo de las chilenas frente a las extranjeras se explica por diferencias observables entre ambos grupos —edad, zona, gestión de búsqueda, educación, estado civil— y en qué medida responde a diferencias en cómo esas características se traducen en duración del desempleo dentro de cada grupo? Para responder esto se aplica una descomposición de Oaxaca-Blinder de dos componentes sobre la brecha bruta de medias, usando como coeficientes de referencia los de un modelo agrupado sin distinción de nacionalidad (enfoque de Neumark, 1988), que evita el problema de elegir arbitrariamente el grupo de referencia.

La brecha bruta de medias entre chilenas y extranjeras es de 1,54 meses (IC 95% bootstrap: [1,21; 1,86], 1.000 réplicas, semilla 123), cifra cercana al coeficiente condicional de 1,47 meses estimado en la sección 5.2, lo que indica que el efecto de nacionalidad en el

modelo multivariante no está simplemente capturando diferencias composicionales entre grupos. La descomposición se resume en la Tabla 10.

Tabla 10. Descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha de nacionalidad (n=62.017)

Componente	Meses	% de la brecha	IC 95% (bootstrap)
Brecha bruta	1,54	100,0%	[1,21 ; 1,86]
Explicada (dotaciones)	0,23	14,8%	[0,14 ; 0,32]
No explicada (retornos)	1,32	85,2%	[0,98 ; 1,64]

Fuente: elaboración propia. Descomposición de dos componentes con coeficientes de referencia del modelo agrupado (Neumark, 1988). Intervalos de confianza bootstrap percentil, 1.000 repeticiones, semilla 123.

Solo el 14,8% de la brecha es atribuible a diferencias en las características observables entre chilenas y extranjeras incluidas en el modelo. El 85,2% restante —no explicado por dotaciones— refleja diferencias en cómo esas mismas características se traducen en duración del desempleo dentro de cada grupo: a igual edad, zona, educación, GBE y estado civil, las chilenas y las extranjeras no experimentan la misma duración esperada de desempleo. Esta descomposición no permite, por sí sola, atribuir causalmente el componente no explicado a discriminación en el mercado laboral —también es compatible con diferencias no observadas en redes de búsqueda, sectores de inserción o estrategias de search distintas entre ambos grupos—, pero sí acota con precisión cuánto del fenómeno puede explicarse por composición demográfica y cuánto no, lo que documenta la magnitud del problema y delimita su interpretación causal para investigación futura.

El desglose por variable del componente explicado (Tabla 11) muestra que la estructura etaria (edad, edad², edad³) concentra la mayor parte de la contribución explicada, seguida por educación y estado civil; zona y GBE aportan una contribución marginal.

Tabla 11. Contribución de cada variable al componente explicado

Variable	Contribución (meses)	% del componente explicado
Edad ³	0,349	153,3%
Edad	0,217	95,1%
Educación	0,068	29,7%
Estado civil	0,057	25,2%
GBE	0,022	9,8%
Zona	0,001	0,6%
Edad ²	-0,487	-213,7%

Fuente: elaboración propia. Los términos cuadrático y cúbico de edad se compensan parcialmente entre sí por construcción polinómica; se reportan de forma conjunta con el término lineal para su correcta interpretación. Porcentajes calculados sobre el componente explicado total (0,228 meses), no sobre la brecha bruta.

6. DISCUSIÓN

Los resultados permiten identificar cuatro patrones centrales. Primero, la brecha por nacionalidad es el hallazgo más robusto y de mayor magnitud del estudio. Una interpretación plausible es que las mujeres migrantes muestran una mayor disposición a aceptar empleos de alta rotación, menor calificación relativa o menor ajuste a su nivel educativo —dada la urgencia económica asociada a su condición migratoria y a un salario de reserva más bajo—, lo que acelera su reinserción laboral en comparación con las mujeres chilenas, que pueden permitirse una búsqueda más selectiva o enfrentar mayores costos de ajuste de expectativas salariales.

Segundo, la asociación positiva entre nivel educativo y duración del desempleo —contraria a la hipótesis inicial de este estudio y a buena parte de la literatura sobre capital humano— es consistente con una paradoja de sobre-calificación: en mercados laborales regionales con oferta limitada de vacantes especializadas, las mujeres con mayor formación (particularmente con grado de Magíster) enfrentan una oferta de puestos acotada a su nivel de especialización, lo que las lleva a prolongar la búsqueda antes que aceptar empleos por debajo de sus calificaciones o expectativas salariales (efecto de salario de reserva). El caso de Magallanes —donde alcanzar un

doctorado se asocia a 5,9 meses adicionales de búsqueda respecto de la educación básica— ilustra cómo este efecto se agudiza en regiones con menor diversificación productiva.

Tercero, la relación positiva entre GBE y duración del desempleo se interpreta como causalidad inversa antes que como evidencia de una búsqueda ineficaz: son las mujeres que enfrentan mayores barreras estructurales de inserción —y no quienes buscan empleo con menor intensidad— las que se ven obligadas a multiplicar sus gestiones de búsqueda. Esta interpretación es consistente con la literatura sobre fricciones de matching laboral, y advierte contra el uso de la cantidad de postulaciones como métrica de eficacia de las políticas de empleo.

Cuarto, el patrón cúbico de la edad confirma que tanto las mujeres jóvenes (15–29 años) como las de mayor edad (47–65 años) enfrentan mayores tiempos de desempleo que las mujeres de edad intermedia (30–46 años), consistente con una combinación de falta de experiencia laboral en el primer grupo y de sesgos de edad u obsolescencia percibida de habilidades en el segundo, mientras que las mujeres de mediana edad consolidan mayor estabilidad y rapidez de inserción laboral.

Un quinto patrón, de carácter metodológico, se desprende de la robustez presentada en la sección 5.5: los hallazgos sustantivos del estudio no son un artefacto de la especificación lineal de MCO. Su replicación bajo un modelo de duración AFT log-normal —que respeta la naturaleza asimétrica y no negativa de la variable dependiente sin imponer supuestos de normalidad— entrega mayor confianza en la interpretación causal cualitativa de los resultados, en particular en la brecha por nacionalidad y en la paradoja de sobre-calificación.

Un sexto patrón, complementario al anterior, se desprende de la descomposición Oaxaca-Blinder (sección 5.6): la brecha por nacionalidad no es principalmente composicional. Menos de una sexta parte de la diferencia de 1,54 meses entre chilenas y extranjeras se explica por diferencias en edad, zona, educación, GBE o estado civil; el resto refleja diferencias en cómo esas características se traducen

en duración del desempleo dentro de cada grupo. Esto no permite atribuir causalmente el componente no explicado a discriminación laboral, pero sí descarta la interpretación más benigna de que la brecha responde simplemente a que ambos grupos tienen perfiles demográficos distintos, y refuerza la relevancia de política pública de este hallazgo.

7. IMPLICANCIAS DE POLÍTICA PÚBLICA

Los hallazgos sugieren tres ejes de acción. Primero, territorialización de las políticas de empleo: dada la marcada heterogeneidad regional documentada —particularmente en Los Ríos, Ñuble y Coquimbo—, las intervenciones homogéneas a nivel nacional resultan insuficientes; se requieren programas de intermediación laboral que faciliten la validación de la experiencia previa de las mujeres chilenas en dichas regiones, y estrategias de diversificación productiva en regiones extremas (como Magallanes) que absorban a mujeres con educación superior y eviten el desempleo por sobre-calificación. Segundo, mejoramiento de la calidad —y no solo la cantidad— de la intermediación laboral: dado el patrón de causalidad inversa en la variable GBE, las políticas de empleo deberían priorizar la orientación laboral personalizada, la capacitación en habilidades digitales y las ferias de empleo sectorizadas por sobre el mero incremento del número de postulaciones exigidas. Tercero, fortalecimiento del sistema de cuidados: la implementación efectiva de la Ley 21.561 y la expansión de redes de cuidado infantil y de personas mayores constituyen una precondition para que las mujeres —en particular las jefas de hogar— puedan participar en programas de reconversión laboral y acceder a empleo formal de jornada completa.

8. LIMITACIONES Y AGENDA DE INVESTIGACIÓN FUTURA

Este estudio presenta limitaciones que abren líneas de investigación futura. Primero, si bien la sección 5.5 incorpora modelos de duración (AFT log-normal y Cox) como robustez central, la ENE es una encuesta de stock y no un panel de seguimiento individual, por

lo que no fue posible construir un indicador de censura genuino ni distinguir episodios de desempleo concluidos de episodios en curso; datos administrativos de flujo (por ejemplo, registros del seguro de cesantía) permitirían en el futuro estimar directamente la tasa de salida del desempleo (hazard rate) con censura observada, en lugar de asumirla. Segundo, la variable GBE es potencialmente endógena: si bien se argumenta causalidad inversa, no se dispone de variables instrumentales que permitan identificar causalidad de forma más robusta. Tercero, el quiebre metodológico de la ENE en 2020 —incorporación de la modalidad telefónica— podría introducir un sesgo de medición en ese año que no queda completamente resuelto por la variable dummy incluida, y el carácter parcial de los datos de 2026 (dos trimestres) limita la robustez de las estimaciones de ese año. Cuarto, el modelo no incorpora variables potencialmente relevantes y no observadas en la ENE con el detalle necesario, como la presencia de hijos en edad preescolar, el sector u ocupación específica, el salario de reserva declarado, o el tiempo de residencia en Chile para las mujeres extranjeras —lo que impide distinguir si el efecto de nacionalidad refleja diferencias en preferencias, en redes de contacto, o en el tipo de empleo aceptado. Investigaciones futuras podrían: (i) estimar modelos de duración con datos de panel de la ENE para explotar la dimensión longitudinal a nivel individual; (ii) desagregar la variable nacionalidad por región de origen y años de residencia en Chile; (iii) explorar estrategias de identificación causal para la variable GBE mediante variables instrumentales o diseños cuasi-experimentales; y (iv) vincular estos resultados con módulos de uso del tiempo y trabajo de cuidados no remunerado de la Encuesta CASEN.

9. CONCLUSIONES

Este artículo estimó los determinantes del tiempo de desempleo femenino en las 16 regiones de Chile entre 2016 y 2026 mediante un modelo de regresión lineal con especificación cúbica en la edad, validado con inferencia robusta (Bootstrap y test de Wald). La Tabla 6 resume el contraste de las seis hipótesis planteadas: se acepta la

hipótesis referida a la edad (patrón cúbico) y a la nacionalidad (mayor duración para las mujeres chilenas); se rechazan las hipótesis referidas a la gestión de búsqueda de empleo, al nivel educacional y al estado civil, cuyo efecto resultó contrario al esperado o estadísticamente inconsistente; y se acepta parcialmente la hipótesis de zona, significativa solo en dos regiones.

Tabla 6. Síntesis del contraste de hipótesis

Hipótesis	Resultado esperado	Resultado obtenido	Decisión
Edad	Relación cúbica (+/-/+)	Confirmada: tramos 1 y 3 positivos, tramo 2 negativo	Se acepta
Nacionalidad	Chilenas con mayor tiempo de desempleo	Confirmada: $\beta=1,47$ meses, significativo en 11/16 regiones	Se acepta
Gestión de búsqueda (GBE)	Más gestiones → menor tiempo de desempleo	Relación positiva (efecto contrario), compatible con causalidad inversa	Se rechaza
Nivel educacional	Mayor educación → menor tiempo de desempleo	Relación positiva (paradoja de sobre-calificación)	Se rechaza
Estado civil	Casadas/convivientes con menor tiempo de desempleo	Sin patrón consistente; significativo solo en 2/16 regiones, con signos opuestos	Se rechaza
Zona	Zona urbana con mayor tiempo de desempleo	Confirmada en dirección, pero significativa solo en 2/16 regiones	Se acepta parcialmente

El hallazgo más robusto —la mayor duración del desempleo entre las mujeres chilenas respecto de las extranjeras— y la paradoja de sobre-calificación documentada para la variable educación constituyen los aportes empíricos centrales de este trabajo a la literatura sobre desempleo femenino en economías emergentes con alta heterogeneidad regional. La convergencia de estos resultados entre la especificación de MCO y el modelo de duración AFT log-

normal estimado como robustez (sección 5.5) refuerza la validez de estas conclusiones más allá de la forma funcional escogida. En conjunto, los resultados indican que reducir el desempleo femenino en Chile requiere intervenciones multidimensionales y territorialmente diferenciadas que aborden simultáneamente las barreras de información, la validación de credenciales y experiencia, el acceso a redes laborales, y la redistribución de las cargas de cuidado, más que políticas uniformes basadas exclusivamente en la tasa agregada de desocupación.

BIBLIOGRAFÍA

- BANCO CENTRAL DE CHILE. (2024). Informe de Inclusión Financiera y Migración. Banco Central de Chile.
- CAMERON, A. C., & MILLER, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50 (2), 317-372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2024). Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2023: La Inclusión Laboral como Eje Central para el Desarrollo Social Inclusivo. CEPAL.
- FICA, J., & LAGOS, F. (2024). Bootstrap en Econometría Aplicada: Guía para Chile. Universidad del Bío-Bío.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS (INE). (2023). Boletín Estadístico: Empleo Trimestral. INE.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS (INE). (2024). Boletín Estadístico: Empleo Trimestral. INE.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS (INE). (2026). Boletín Estadístico: Empleo Trimestral, Enero-Marzo 2026. INE.
- KIEFER, N. M. (1988). Economic Duration Data and Hazard Functions. *Journal of Economic Literature*, 26 (2), 646-679. <https://ideas.repec.org/a/aea/jeclit/v26y1988i2p646-79.html>
- LANCASTER, T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL0521265967>

- MANKIW, N. G. (2009). Principios de Economía. Editorial Paraninfo S.A.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL Y FAMILIA. (2024). Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN 2024): Resultados. Ministerio de Desarrollo Social y Familia.
- MINISTERIO DE LA MUJER Y EQUIDAD DE GÉNERO. (2025). Evaluación de Impacto: Ley de Cuidados. Ministerio de la Mujer y Equidad de Género.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). (2025a). Economic Surveys: Chile 2025. OECD Publishing.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). (2025b). Regional Development Policy in Chile. OECD Publishing.
- ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (OIT). (2025a). World Employment and Social Outlook: Trends 2025. OIT.
- ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (OIT). (2025b). Panorama Laboral 2024 de América Latina y el Caribe. OIT.
- SUPERINTENDENCIA DE SEGURIDAD SOCIAL (SUSESO). (2023). Informe de Licencias Médicas y Riesgos Psicosociales. SUSESO.
- VERBANAZ, S. A. (2019). Los Efectos de la Automatización sobre el Trabajo. Biblioteca del Congreso Nacional de Chile.