

TASAS DE TRANSICIÓN LABORAL EN ARGENTINA: UNA APLICACIÓN DEL MODELO DE BÚSQUEDA A PARTIR DE MICRODATO°

*LABOR TRANSITION RATES IN ARGENTINA: AN APPLICATION
OF THE SEARCH MODEL BASED ON MICRODATA*

*Franco Antonio Domínguez Paredes**

recibido: 7 agosto 2025 – aprobado 20 octubre 2025

Resumen

Este trabajo estima las tasas de entrada al empleo (f) y salida del empleo (s) en Argentina y sus regiones, utilizando microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares y el marco teórico de Shimer (2012) y Elsby et al. (2013). Los resultados muestran valores bajos en comparación con otras economías, en particular para f , cuyo máximo es del 15% en el NOA, y s , que apenas supera el 1% en todas las regiones, estas cifras reflejan una marcada rigidez y baja movilidad del mercado laboral. La descomposición de la tasa de desempleo revela que las variaciones en f explican mayormente los cambios en GBA y la región Pampeana, mientras que en el norte argentino y Cuyo predomina el efecto de s . Además, se observa que el empleo informal explica gran parte de las tasas agregadas. En particular, f para informales está positivamente correlacionada con el grado de informalidad regional, lo que sugiere que este sector actúa como un amortiguador ante la pérdida de empleo formal. En cambio, el acceso al empleo formal parecería depender de factores estructurales. Finalmente, la extensión del modelo teórico utilizada no solo permitió cuantificar el papel de la informalidad en las tasas de transición, sino que también abre la posibilidad de futuras desagregaciones socioeconómicas que amplíen su análisis.

° Domínguez Paredes, F. A. (2026). Tasas de transición laboral en Argentina: una aplicación del modelo de búsqueda a partir de microdatos, *Estudios económicos*, 43(87), pp. 38-66. DOI: 10.52292/j.estudecon.2026.5362

* Unidad Ejecutora en Ciencias Sociales Regionales y Humanidades; CONICET, Argentina. ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-4314-974X>. Correo electrónico: franco18056@gmail.com

Palabras clave: flujos del mercado de trabajo, tasa de entrada al empleo, tasa de salida del empleo, dinámica del desempleo, Argentina

Códigos JEL: E24, J63

Abstract

This paper estimates job finding (f) and job separation (s) rates in Argentina and its regions using microdata from the Permanent Household Survey and the theoretical frameworks of Shimer (2012) and Elsby et al. (2013). The results indicate low values compared to other economies, particularly for f , which reaches a maximum of 15% in the NOA region, and for s , which barely exceeds 1% across all regions. These figures reveal significant rigidity and limited labor market mobility. The decomposition of the unemployment rate shows that changes in f mainly drive fluctuations in Greater Buenos Aires and the Pampeana region, whereas variations in s play a more prominent role in northern Argentina and Cuyo. Informal employment represents a substantial share of aggregate rates. Specifically, f for informal workers is positively correlated with the regional level of informality, which suggests that this sector functions as a buffer in response to losses in formal employment. In contrast, structural factors appear to determine access to formal employment. This extension of the theoretical model, which estimates the contribution of informality to labor market transition rates, also creates the possibility of analyzing future socioeconomic disaggregations within these rates.

Keywords: labor market flows, job finding rate, job separation rate, unemployment dynamics, Argentina

JEL Codes: E24, J63

I. INTRODUCCIÓN

El desempleo es una de las principales variables económicas especialmente en las economías emergentes, donde las tensiones entre crecimiento económico, informalidad y precariedad laboral suelen ser más agudas que en los países desarrollados no solo por sus consecuencias sociales inmediatas, sino también por lo que revela acerca del funcionamiento profundo del mercado laboral. En estos contextos, donde conviven sectores dinámicos con amplias franjas de vulnerabilidad, las tasas agregadas de desempleo esconden realidades muy heterogéneas, por lo que es válido preguntarse: ¿qué tan fluido es en nuestro país el tránsito entre el empleo

y el desempleo? ¿Existen diferencias en sus distintas regiones? ¿Qué fuerzas están detrás de los cambios en la tasa de desempleo? ¿Qué papel juega la informalidad en la absorción de mano de obra?

Responder estas preguntas exige ir más allá del análisis tradicional de explicar la tasa de desempleo con métricas convencionales e incentiva a examinar los flujos laborales subyacentes. En particular, la tasa de entrada al empleo —esto es, el porcentaje de desempleados que consigue trabajo en un período dado— y la tasa de salida del empleo —el porcentaje de ocupados que pierde su trabajo— permiten comprender de forma dinámica cómo se mueve el mercado laboral. En la literatura internacional, especialmente desde los trabajos de Shimer (2012) y Elsby et al. (2013), estas tasas han sido fundamentales para modelar y explicar las fluctuaciones del desempleo, así como sus diferencias entre países y regiones.

Sin embargo, en Argentina, este enfoque basado en flujos ha sido escasamente aplicado, pese a la existencia de fuentes de datos con alto potencial, como la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Este trabajo se propone complementar esta temática, estimando las tasas de entrada y salida del empleo para el total del país y sus regiones partiendo de un modelo teórico, utilizando microdatos trimestrales, y explorando cómo estas tasas se vinculan con la dinámica del desempleo, la informalidad laboral y la segmentación regional.

Los resultados muestran un mercado laboral caracterizado por una marada rigidez y baja movilidad, en contraste con lo observado en economías comparables. Aun dentro de ese patrón general, existen importantes heterogeneidades: mientras en regiones como GBA o la Pampeana los cambios en la tasa de entrada (f) explican buena parte de las variaciones en el desempleo, en otras como el NOA, el NEA o Cuyo, es la tasa de salida (s) la que juega un papel más relevante. Además, se observa que gran parte de la movilidad laboral se canaliza a través del empleo informal, el cual muestra mayor sensibilidad al contexto regional, a diferencia del empleo formal que parece estar determinado por restricciones más estructurales.

El marco teórico desarrollado —basado en modelos de búsqueda y emparejamiento laboral— permite interpretar estos resultados desde una perspectiva micro fundada y ofrece herramientas para extender el análisis a dimensiones como el tipo de ocupación, el nivel educativo o grupos etarios entre otras. En última instancia, este enfoque permite discutir el rol de la informalidad no solo como problema estructural, sino también como mecanismo de absorción y amortiguación de shocks laborales en un contexto de restricciones al empleo formal.

Este trabajo aporta tres contribuciones principales a la literatura. En primer lugar, se basa en el marco teórico desarrollado por Shimer (2012) y Elsby et al. (2013) para estimar las tasas de entrada y salida del empleo (f y s) aplicadas al caso argentino, extendiendo su implementación a nivel regional. En segundo lugar, incorpora la dimensión de la formalidad laboral como eje de segmentación, permitiendo vincular la dinámica del desempleo con la estructura dual del mercado de trabajo argentino. Finalmente, propone una extensión del modelo teórico que permita, en futuras investigaciones, desagregar las tasas de entrada y salida considerando otras dimensiones socioeconómicas —como el género, la edad, la educación o el nivel de ingresos— con el fin de capturar de manera más completa la heterogeneidad del mercado laboral.

II. LITERATURA PREVIA

Teniendo en cuenta estudios centrados en un solo país, Shimer (2012) encontró que la tasa de entrada al empleo (f) promedió un 61.8% en Estados Unidos durante el período de posguerra (1948-2010), mientras que la tasa de salida (s) fue de 3.5%. Respecto a las fluctuaciones de la tasa de desempleo (u), las variaciones en f explicaron un 77% de los cambios, frente a un 23% atribuible a s . Ochsen (2015) realizó un análisis similar para Alemania entre 2007 y 2013, considerando tres estados (ocupados, desocupados e inactivos), y encontró una tasa de entrada desempleo-empleo del 9.5% y una tasa de salida empleo-desempleo del 0.8%. En este caso, tanto los flujos de entrada como de salida del desempleo contribuyeron en partes iguales a su variación. Hang & Kim (2019), para Corea del Sur en el período 1987-2014, estimaron tasas promedio de f y s de 48.0% y 1.6%, respectivamente, donde las variaciones en s explicaron un 81% de los cambios en u . Por su parte, Wang & Kwan (2021) calcularon para Hong Kong (1996-2016) una tasa mensual de entrada del 27.5% y una de salida del 1.3%, siendo esta última responsable del 53% de las variaciones en el desempleo. Samaniego & Viegelahn (2021) estimaron para Vietnam, en el período 2011-2019, tasas promedio de entrada (f) de 39.9% y de salida (s) de 0.4%.

En cuanto a estudios comparativos entre países, Elsby et al. (2013) analizaron un conjunto de países de la OCDE durante el período 1968-2009¹ y calcularon tasas de entrada que van desde el 56.5% en Estados Unidos hasta el 4.3% en Italia. Respecto a las tasas de salida, se destacan valores como 2.4% para Canadá y 0.5% para Alemania. En cuanto a la contribución de f y s a las fluctuaciones del

¹ Sujeto a la disponibilidad de datos por país, el año de inicio varía.

desempleo, determinaron un reparto de 85:15 para economías anglosajonas y de 55:45 para países de la Unión Europea y nórdicos. Saks (2016), en un estudio sobre países europeos entre 1998 y 2014, encontró marcadas diferencias: f supera el 50% en Suecia y Dinamarca, pero se ubica por debajo del 30% en España y Bélgica. En el caso de s , los valores fueron del 3% en Alemania, 3.3% en Suecia, 5.2% en Francia y 8.7% en España. A diferencia de Elsby et al., este trabajo concluye que la tasa de salida explica en mayor medida las variaciones en el desempleo, salvo en los casos de Francia y España.

En lo que respecta a América Latina, Alfonso (2015) estimó para Colombia, en el período 1984-2014, una tasa promedio de entrada del 35.1% y una de salida del 4.9%, con ambas contribuyendo de forma equitativa a las variaciones en el desempleo, aunque en los años más recientes adquiere mayor relevancia f ². Para Perú, en el período 2002-2019, Reynaga y Ramírez (2019) estiman una tasa de entrada (f) del 44% y una tasa de salida (s) del 8%, siendo la primera procíclica y la segunda contracíclica; en relación con la informalidad, la tasa de entrada en el sector informal resulta 1,8 veces mayor que en el sector formal, mientras que la tasa de salida es 2.6 veces superior bajo la misma comparación. Para el caso de Argentina, Albertini et al. (2020) analizaron las transiciones entre ocupación, desocupación e inactividad para el período 2003-2020, incorporando la dimensión de la informalidad. Entre sus principales hallazgos, destacan que aproximadamente el 40 % de las fluctuaciones del desempleo se explican por movimientos entre el empleo informal y el desempleo. Respecto a las probabilidades³ de conseguir empleo de un trimestre a otro, se observó un valor promedio de 30.4%, de los cuales 6.7% corresponde al empleo formal y 23.7% al informal. En cuanto a la tasa trimestral de salida (s), se obtuvo un valor de 7.7%, compuesto por un 1.3% correspondiente al empleo formal y un 6.4% al informal.

Complementariamente, los informes recientes sobre el mercado laboral latinoamericano destacan que, si bien se observa una recuperación del empleo tras la pandemia, persisten desafíos estructurales asociados a la alta informalidad, las desigualdades de género y las brechas educativas en la inserción laboral. Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2021), la informalidad y las disparidades de participación laboral entre mujeres y varones continúan siendo obstáculos significativos a la equidad laboral en América Latina y el Caribe (ALC), incluso en contextos de reducción del desempleo. De igual modo, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) advierte que el 42.5% de la población de ALC vive en hogares que dependen exclusivamente del empleo informal, lo que limita la

² Sin embargo, los valores de s son más relevantes durante los periodos recesivos.

³ A diferencia de las tasas, las probabilidades se expresan en un rango de 0 a 1.

acumulación de capital humano y el acceso a la protección social (Bassanini & Garnero, 2021). Estas evidencias refuerzan la importancia de enmarcar el análisis de las tasas de transición del empleo dentro de una perspectiva más amplia de desigualdad estructural, segmentación laboral y brechas educativas en los mercados emergentes.

En cuanto a los enfoques metodológicos, la literatura presenta distintas estrategias para estimar las tasas de entrada y salida del empleo. Algunos estudios empíricos, como Ochsén (2015), Saks (2016), Albertini et al. (2020), emplean modelos de duración o transiciones observadas directamente entre estados laborales, basados en matrices de Markov o modelos de riesgos proporcionales. En cambio, trabajos como los de Shimer (2012), Fujita & Ramey (2009) y Elsby et al. (2013) parten de un marco teórico de búsqueda y emparejamiento laboral (*search and matching*) que deriva las tasas de flujo a partir de la condición de equilibrio estacionario del desempleo, permitiendo una interpretación micro fundada y coherente con la dinámica agregada del mercado de trabajo. Este estudio se inscribe en esta segunda tradición metodológica, ya que estima las tasas de entrada (f) y salida (s) utilizando el enfoque teórico de equilibrio de Shimer y Elsby, combinando consistencia teórica con verificación empírica basada en microdatos de la EPH.

III. MODELO TEÓRICO

III.1. Tasas de entrada y salida del desempleo

Partiendo de los trabajos de Shimer (2012) y Elsby et al. (2013), se definen las siguientes ecuaciones básicas:

$$\dot{u}_t = e_t \cdot s_t - u_t \cdot f_t \quad (1)$$

$$\dot{u}_t^p = e_t \cdot s_t - u_t^p \cdot f_t \quad (2)$$

Para el período t , se introduce el superíndice p para representar una fracción contemporánea de dicho período. En la ecuación (1), el cambio en la tasa de desempleo (u_t) se define como $\dot{u}_t = u_t - u_{t-1}$, y está determinado positivamente por el flujo de personas empleadas (e_t)⁴ que pasan a estar desocupadas con una tasa

⁴ En los informes del mercado de trabajo del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la tasa de empleo se calcula como el porcentaje de la población ocupada sobre la población total de referencia. En este trabajo, se define como el cociente entre el número de empleados E_t y la fuerza laboral $L^t = E_t + U_t$, siendo U_t el número de personas desocupadas. Análogamente, la tasa de des-

de salida (s_t), y negativamente por la proporción de desocupados que acceden al empleo con una tasa de entrada (f_t).

Por su parte, la ecuación (2) describe el cambio en la tasa de desempleo durante el subperíodo p , denotado por $\dot{u}_t^p$. Esta variación depende del ingreso neto al desempleo en ese intervalo: el número de nuevos desocupados generado a partir del empleo y la proporción de la tasa de desempleo en el subperíodo ($u_t^p < u_t$) que logra insertarse laboralmente, con las mismas tasas s_t y f_t del período completo. Se asume que la fuerza laboral ($l_t = u_t + e_t$) permanece constante a lo largo del tiempo.

Combinando las ecuaciones (1) y (2), se obtiene:

$$\dot{u}_t = \dot{u}_t^p - f_t \cdot (u_t - u_t^p) \quad (3)$$

Reorganizando en términos de la tasa f_t , se puede despejar:

$$f_t = \frac{\dot{u}_t^p - \dot{u}_t}{u_t - u_t^p} \quad (4)$$

Si se define la probabilidad acumulada de encontrar empleo durante la fracción p del período t como F_t^p , y se relaciona con la tasa f_t a través de un proceso de Poisson⁵, se obtiene:

$$F_t^p = 1 - e^{-f_t} \quad (5)$$

En general, la tasa f_t será mayor que la probabilidad F_t^p , excepto cuando f_t sea muy pequeña (cercana a cero), en cuyo caso ambos valores se aproximan. Esto se debe a la forma de la función exponencial. Para mostrar esta aproximación, se utiliza el desarrollo en serie de Taylor⁶ de la exponencial.

empleo se expresa como $u_t = U_t / (E_t + U_t)$.

⁵ Un proceso de Poisson modela la ocurrencia aleatoria e independiente de eventos en el tiempo. En este caso, la probabilidad de que una persona desocupada no haya conseguido empleo antes de transcurrido el tiempo p es $Prob(t > p) = e^{-f_t^p p}$, donde p mide el tiempo hasta conseguir empleo y f_t^p es la tasa promedio de ocurrencia del evento. Este supuesto sigue el enfoque de Shimer (2012), donde las oportunidades laborales se modelan como llegadas independientes en el tiempo, permitiendo derivar la función exponencial que vincula la probabilidad acumulada de inserción con la tasa de entrada f_t . Aunque en microdatos individuales podría existir sobredispersión, aquí se buscan tasas promedio coherentes con el equilibrio estacionario del modelo de búsqueda y emparejamiento.

⁶ La función exponencial se puede expresar como $e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!} = 1 + \frac{x}{1!} + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots$; de la cual se aproxima $e^x \approx 1 + x$ cuando x es pequeño, ya que el sesgo por los términos restantes disminuye al acercarse a cero.

Finalmente, suponiendo que u_{t-1}^p (pues p representa una fracción del período t), se puede expresar:

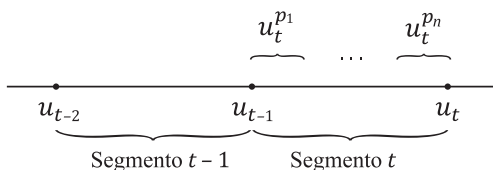
$$F_t^p = 1 - \frac{u_t - u_{t-1}^p}{u_{t-1}} \quad (6)$$

Dado que f_t representa una generalización para los distintos valores que puede adoptar la tasa de entrada al empleo según varíe la fracción p, podemos reescribir la ecuación (5) de la siguiente forma:

$$f_t^p = -\frac{\ln(1 - F_t^p)}{p} \quad \text{con} \quad f_t = f_t^p \cdot p \quad (7)$$

Esta expresión permite estimar la tasa de entrada al empleo f_t^p a partir de la probabilidad acumulada F_t^p en un intervalo de duración p (por ejemplo, semanas o meses). A su vez, la tasa agregada f_t se puede obtener multiplicando la tasa parcial por la duración total del período considerado.

Si t representa un mes, entonces u_t^p corresponde a una porción del stock de desempleo u_t durante un subintervalo dentro del segmento temporal t.



Por lo tanto, definimos cinco porciones de u_t que segmentan el desempleo según la duración de la desocupación, verificándose la siguiente identidad:

$$u_t = u_t^{<1} + u_t^{1 \text{ a } 3} + u_t^{3 \text{ a } 6} + u_t^{6 \text{ a } 12} + u_t^{>12}$$

Definimos a estas expresiones como:

$u_t^{<1}$: Fracción de u_t con menos de un mes en estado de desocupación.

$u_t^{1 \text{ a } 3}$: Fracción de u_t con entre 1 y 3 meses de desocupación.

$u_t^{3 \text{ a } 6}$: Fracción de u_t con entre 3 y 6 meses de desocupación.

$u_t^{6 \text{ a } 12}$: Fracción de u_t con entre 6 y 12 meses de desocupación.

$u_t^{>12}$: Fracción de u_t con más de 12 meses de desocupación.

A partir de estas definiciones, establecemos las duraciones acumuladas del desempleo d_t como:

$$d_t^{<1} = \frac{u_t^{<1}}{u_t},$$

$$d_t^{<3} = \frac{u_t^{<1} + u_t^{1 \text{ a } 3}}{u_t},$$

$$d_t^{<6} = \frac{u_t^{<1} + u_t^{1 \text{ a } 3} + u_t^{3 \text{ a } 6}}{u_t},$$

$$d_t^{<12} = \frac{u_t^{<1} + u_t^{1 \text{ a } 3} + u_t^{3 \text{ a } 6} + u_t^{6 \text{ a } 12}}{u_t}.$$

Con esta segmentación temporal, y a partir de la ecuación (7), podemos definir cuatro expresiones diferenciadas para la tasa de entrada al empleo. En términos de f_t^p , estas se expresan de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} f_t^{<1} &= -\ln(1 - d_t^{<1}) - \frac{1}{3} \cdot \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right), \\ f_t^{<3} &= -\frac{1}{3} \cdot \ln(1 - d_t^{<3}) - \frac{1}{3} \cdot \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right), \\ f_t^{<6} &= -\frac{1}{6} \cdot \ln(1 - d_t^{<6}) - \frac{1}{6} \cdot \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-6}}\right), \\ f_t^{<12} &= -\frac{1}{12} \cdot \ln(1 - d_t^{<12}) - \frac{1}{12} \cdot \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-12}}\right). \end{aligned} \quad (8)$$

Naturalmente, el indicador más relevante es $f_t^{<1}$, ya que cuantifica la tasa asociada a la probabilidad de que una persona desocupada en el período t consiga empleo en menos de un mes. No obstante, también es importante considerar las tasas $f_t^{<3}$, $f_t^{<6}$ y $f_t^{<12}$, ya que se relacionan directamente con las duraciones acumuladas del desempleo $d_t^{<3}$, $d_t^{<6}$ y $d_t^{<12}$, respectivamente.

Si no existe dependencia entre la duración del desempleo y la tasa de entrada, entonces $f_t^{<1}$, $f_t^{<3}$, $f_t^{<6}$ y $f_t^{<12}$ serían medidas consistentes y equivalentes de la tasa de entrada al empleo, pudiendo resumirse en un promedio común. Sin embargo, si se observa que a mayor duración se asocia una menor tasa de entrada, entonces se verificará que:

$$f_t^{<1} > f_t^{<3} > f_t^{<6} > f_t^{<12}$$

lo que implicaría que un promedio simple de estas tasas estaría sesgado hacia abajo, dando más peso a los individuos con menor duración en la desocupación. En ese caso, $f_t^{<1}$ resultaría ser la medida más representativa y menos sesgada.

Para constatar la existencia de dicha relación, y siguiendo a Elsby et al. (2013), se testea la hipótesis de no dependencia de las duraciones:

$$H_0: f_t^{<1} = f_t^{<3} = f_t^{<6} = f_t^{<12}$$

Para ello, se obtiene la distribución asintótica de las diferentes porciones que componen u_t , cada una de las cuales es una estimación consistente bajo la hipótesis de no dependencia. Luego se derivan los valores hipotéticos de $\hat{f}_t$ y, mediante el método Delta, se construye un estadístico de prueba que, bajo la hipótesis nula, sigue una distribución chi-cuadrado, permitiendo aceptar o rechazar H_0 . El desarrollo formal de la distribución asintótica y la aplicación del método Delta siguen el procedimiento descrito por Elsby et al. (2013, Apéndice), a partir del cual se obtiene el estadístico chi-cuadrado empleado para contrastar la hipótesis de no dependencia.

III. 2. Estado estacionario y tasa de salida

Una vez obtenidas las tasas f_t , un aspecto importante a analizar es el comportamiento de la tasa de desempleo en su estado estacionario, denotada como u_t^{ss} , así como el cálculo de la tasa de salida del empleo s_t . Dado que $e_t = 1 - u_t$, podemos reescribir la ecuación (1) bajo la condición de equilibrio ($\dot{u}_t = 0$) de la siguiente manera:

$$u_t = \frac{s_t}{s_t + f_t} \equiv u_t^{ss} \quad (9)$$

Por otra parte, si resolvemos recursivamente la ecuación (1) hacia atrás hasta el período $t - 12$, obtenemos una solución dinámica para u_t :

$$u_t = \left(\prod_{j=0}^{11} \frac{1}{1 + s_{t-j} + f_{t-j}} \right) \cdot u_{t-12} + \sum_{k=1}^{12} \left(s_{t-k+1} \cdot \prod_{j=0}^{k-1} \frac{1}{1 + s_{t-j} + f_{t-j}} \right) \quad (10)$$

Como suponemos en estado estacionario que $f_t = f_{t-1}$ y $s_t = s_{t-1}$ entonces la ecuación (11) se simplifica a:

$$u_t = u_{t-12} \cdot \frac{1}{(1 + s_t + f_t)^{12}} + \frac{s_t}{s_t + f_t} \cdot \left[1 - \left(\frac{1}{1 + s_t + f_t} \right)^{12} \right] \quad (11)$$

Aplicando una aproximación mediante la expansión de la serie exponencial, podemos expresar la evolución de la tasa de desempleo como:

$$u_t = u_{t-12} \cdot (1 - \lambda_t) + u_t^{ss} \cdot \lambda_t \quad (12)$$

En donde:

$$\lambda_t = 1 - e^{-12 \cdot (s_t + f_t)} \text{ y } u_t^{ss} = \frac{s_t}{s_t + f_t}$$

En donde la dinámica de la tasa de desempleo está explicada por su valor rezagado y su estado estacionario, ambos ponderados por λ_t el cual representa la velocidad anual de convergencia hacia dicho estado.

Finalmente, a partir de la ecuación (12), resolvemos de manera implícita —utilizando el método de búsqueda áurea— los valores específicos de la tasa de salida s_t para cada subconjunto temporal: $s_t^{<1}$, $s_t^{<3}$, $s_t^{<6}$ y $s_t^{<12}$.

III.3. Descomposición de las fluctuaciones del desempleo

Siguiendo la metodología de Fujita & Ramey (2009), al log-linealizar y diferenciar la ecuación (9) se obtiene:

$$d \ln u_t \approx (1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln s_t - (1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln f_t + \epsilon_t \quad (13)$$

En esta expresión aparece el valor rezagado del desempleo en estado estacionario, u_{t-1}^{ss} ya que la tasa efectiva de desempleo u_t no se ajusta instantáneamente a su valor de equilibrio. Por este motivo, su evolución está más influenciada por el desequilibrio heredado del período anterior que por el valor contemporáneo de u_t^{ss} . Además, se incorpora un término de error estocástico ϵ_t , que

capta las variaciones residuales en la tasa de desempleo ($d \ln u_t$) no explicadas por los cambios en las tasas de entrada ($d \ln f_t$) y de salida ($d \ln s_t$).

Aplicando la varianza a la expresión en (13):

$$1 = \beta_f^{ss} + \beta_s^{ss} + \beta_\epsilon^{ss} \quad (14)$$

En donde:

$$\begin{aligned} \beta_f^{ss} &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; -(1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln f_t)}{\text{Var} (d \ln u_t)}; \\ \beta_s^{ss} &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; (1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln s_t)}{\text{Var} (d \ln u_t)}; \\ \beta_\epsilon^{ss} &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; \epsilon)}{\text{Var} (d \ln u_t)} \end{aligned} \quad (15)$$

Cuando la tasa de desempleo u_t se encuentra cerca de su estado estacionario, la suma de los coeficientes $\beta_f^{ss} + \beta_s^{ss}$ se aproxima a uno. Sin embargo, si el desempleo está lejos de su equilibrio, esta condición puede no cumplirse rigurosamente. Para abordar este caso, Elsby et al. (2013) proponen una corrección dinámica que modifica las fórmulas anteriores, dando lugar a la siguiente descomposición:

$$\begin{aligned} \beta_f &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; C_{ft})}{\text{Var} (d \ln u_t)}; \\ \beta_s &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; C_{st})}{\text{Var} (d \ln u_t)}; \\ \beta_0 &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; C_{0t})}{\text{Var} (d \ln u_t)}; \\ \beta_\epsilon &= \frac{\text{Cov} (d \ln u_t; \epsilon)}{\text{Var} (d \ln u_t)} \end{aligned} \quad (16)$$

Los términos C_{ft} , C_{st} y C_{0t} incorporan una estructura de rezagos ponderados por la tasa de convergencia λ_t y se definen de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} C_{ft} &= \lambda_{t-1} \cdot \left[-(1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln f_t + \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}}; C_{ft-1} \right]; \\ C_{st} &= \lambda_{t-1} \cdot \left[-(1 - u_{t-1}^{ss}) \cdot d \ln s_t + \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}}; C_{st-1} \right]; \\ C_{0t} &= \left[\frac{\lambda_{t-1} \cdot (1 - \lambda_{t-2})}{\lambda_{t-2}} \right] \text{ con } C_{00} = d \ln u_0 \end{aligned}$$

Si esta descomposición captura completamente las variaciones en el desempleo, se cumple que:

$$\beta_f + \beta_s + \beta_0 + \beta_\epsilon = 1$$

III.4. Informalidad

En esta última parte se busca desagregar las tasas de entrada y salida al desempleo según el tipo de ocupación previa de los trabajadores, distinguiendo entre empleo formal e informal. Esta diferenciación reviste especial relevancia en el caso argentino, donde la informalidad laboral alcanza niveles elevados —en promedio superiores al 30%— y con una participación variable según la región del país. El análisis por tipo de inserción laboral permitirá identificar si las dinámicas de entrada y salida del desempleo difieren entre ambos grupos y determinar cuál de ellos incide con mayor peso en las fluctuaciones agregadas del mercado laboral.

Para cuantificar lo expuesto, partimos de las ecuaciones en (8)⁷, considerando que la tasa total de entrada al empleo es la suma de las contribuciones de los trabajadores formales e informales, es decir: $d_t = d_{t, \text{form}} + d_{t, \text{inf}}$. Aplicando la aproximación $\ln(1 - d_t) \approx -d_t + \frac{d_t^2}{2}$ se obtienen las siguientes expresiones:

Formal:

$$\begin{aligned} f_{t, \text{form}}^{<1} &= d_{\text{form}}^{<1} - \frac{d_{\text{form}}^{<1\ 2}}{2} - \frac{d_{\text{form}}^{<1} \cdot d_{\text{inf}}^{<1}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right)^{\frac{1}{3} W_{t, \text{form}}}; \\ f_{t, \text{form}}^{<3} &= \frac{1}{3} \cdot \left[d_{\text{form}}^{<3} - \frac{d_{\text{form}}^{<3\ 2}}{2} - \frac{d_{\text{form}}^{<3} \cdot d_{\text{inf}}^{<3}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right)^{W_{t, \text{form}}} \right]; \\ f_{t, \text{form}}^{<6} &= \frac{1}{6} \cdot \left[d_{\text{form}}^{<6} - \frac{d_{\text{form}}^{<6\ 2}}{2} - \frac{d_{\text{form}}^{<6} \cdot d_{\text{inf}}^{<6}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-6}}\right)^{W_{t, \text{form}}} \right]; \\ f_{t, \text{form}}^{<12} &= \frac{1}{12} \cdot \left[d_{\text{form}}^{<12} - \frac{d_{\text{form}}^{<12\ 2}}{2} - \frac{d_{\text{form}}^{<12} \cdot d_{\text{inf}}^{<12}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-12}}\right)^{W_{t, \text{form}}} \right] \end{aligned} \quad (17)$$

⁷ De manera análoga se realiza la misma descomposición para la tasa de salida s , siguiendo la ecuación (12).

Informal:

$$\begin{aligned}
 f_{t,inf}^{<1} &= d_{inf}^{<1} - \frac{d_{inf}^{<1\ 2}}{2} - \frac{d_{form}^{<1} \cdot d_{inf}^{<1}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right)^{\frac{1}{3}W_{t,inf}}; \\
 f_{t,inf}^{<3} &= \frac{1}{3} \cdot \left[d_{inf}^{<3} - \frac{d_{inf}^{<3\ 2}}{2} - \frac{d_{form}^{<3} \cdot d_{inf}^{<3}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-3}}\right)^{W_{t,inf}} \right]; \\
 f_{t,inf}^{<6} &= \frac{1}{6} \cdot \left[d_{inf}^{<6} - \frac{d_{inf}^{<6\ 2}}{2} - \frac{d_{form}^{<6} \cdot d_{inf}^{<6}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-6}}\right)^{W_{t,inf}} \right]; \\
 f_{t,inf}^{<12} &= \frac{1}{12} \cdot \left[d_{inf}^{<12} - \frac{d_{inf}^{<12\ 2}}{2} - \frac{d_{form}^{<12} \cdot d_{inf}^{<12}}{2} - \ln\left(\frac{u_t}{u_{t-12}}\right)^{W_{t,inf}} \right]
 \end{aligned} \tag{18}$$

Aquí, $W_{t,form} = \frac{u_{t,form}}{u_t}$ representa la proporción de desempleados provenientes del sector formal⁸ respecto al total, mientras que $W_{t,inf} = \frac{u_{t,inf}}{u_t}$ indica la participación del desempleo informal. Por construcción, se cumple que $W_{t,form} + W_{t,inf} = 1$.

IV. Datos

La fuente principal y exclusiva de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). La EPH es un programa nacional de producción sistemática y permanente de indicadores sociales, llevado adelante por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) en conjunto con las Direcciones Provinciales de Estadística (DPE). Su objetivo es relevar las características sociodemográficas y socioeconómicas de la población. En su modalidad original, la EPH se implementó en Argentina desde 1973 mediante dos operativos puntuales anuales (en mayo y octubre). A partir del año 2003, la encuesta se transformó en un relevamiento continuo con frecuencia trimestral.

Los censos de población constituyen el marco muestral de referencia para las encuestas de hogares. En particular, a partir del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas de 2010, se seleccionó una muestra de áreas geográficas basada en el fraccionamiento territorial y cartográfico censal. Este conjunto de áreas, seleccionadas mediante procedimientos probabilísticos, conforma la Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina (MMUVRA). Las áreas geográficas que la integran son, en general, radios censales o agrupamientos de radios. La MMUVRA constituye el marco a partir del cual se seleccionan las muestras para los operativos de la EPH durante todo el período intercensal.

⁸ Explicación del desempleo formal e informal en la sección de Datos.

La cantidad de áreas seleccionadas para los 31 aglomerados urbanos relevados por la EPH permite diseñar muestras cuyos dominios de estimación sean las poblaciones urbanas de dichos aglomerados. En la determinación de la cantidad de áreas se consideran los niveles de precisión necesarios para estimar la tasa de desocupación. Para cada una de las áreas seleccionadas se elabora un listado exhaustivo de viviendas particulares —las unidades de selección en la etapa final del muestreo— a partir del cual se seleccionan las muestras de viviendas a encuestar cada trimestre en cada aglomerado.

Este trabajo se centra especialmente en las siguientes variables recolectadas por la EPH:

- ANO4: año de relevamiento.
- TRIMESTRE: trimestre de observación (1.º, 2.º, 3.º o 4.º).
- REGION: región del país (Gran Buenos Aires, Noroeste, Noreste, Cuyo, Pampeana o Patagonia).
- ESTADO: condición de actividad (ocupado, desocupado, inactivo o menor de 10 años).
- CATEGORÍA OCUPACIONAL: para ocupados y desocupados con ocupación anterior (patrón, cuenta propia, asalariado, trabajador familiar sin remuneración o no sabe/no responde).
- PP10A: tiempo de búsqueda de empleo para personas desocupadas (menos de 1 mes, entre 1 y 3 meses, entre más de 3 y 6 meses, entre más de 6 y 12 meses, o más de 1 año).
- PP07H: presencia de descuento jubilatorio en el empleo actual (sí, no o no sabe/no responde).
- PP11N: presencia de descuento jubilatorio en el empleo anterior (para desocupados) (sí, no o no sabe/no responde).
- PONDERA: factor de expansión muestral de cada individuo.

Cabe destacar que, del total de personas relevadas por la EPH, este estudio considera únicamente a los asalariados. Esta decisión se fundamenta en que solo para esta categoría ocupacional es posible identificar, mediante las variables PP07H y PP11N, si los trabajadores reciben o recibían descuentos jubilatorios, permitiendo así la distinción entre empleo formal e informal. Si bien esta elección implica excluir otras categorías ocupacionales, los asalariados constituyen el grupo mayoritario, representando en promedio más del 70% del total de ocupados.

El horizonte temporal considerado va desde el tercer trimestre de 2003 hasta el cuarto trimestre de 2024. En el conjunto de datos del INDEC, no se encuentran

publicados los valores para el tercer trimestre de 2007, los trimestres tercero y cuarto de 2015, y el primer trimestre de 2016 —posiblemente debido a revisiones metodológicas del organismo. Además, carecían los dos primeros trimestres de 2003—.

Para la imputación de estas ausencias se empleó el filtro de Kalman, especificado bajo un modelo de componentes no observados (nivel local, tendencia y estacionalidad trimestral), cuyos parámetros se estiman por máxima verosimilitud. A diferencia de los modelos ARIMA, que requieren la selección de órdenes de rezago en función de criterios de información y que suelen implicar la pérdida de observaciones en los extremos de la muestra o la necesidad de forecasting invertido para estimar al inicio de la serie, el filtro de Kalman permite un tratamiento más flexible y consistente. Al incorporar los datos faltantes de forma natural en el proceso de estimación, evita descartar información disponible y genera imputaciones robustas que preservan la coherencia de las series temporales⁹.

Una vez completadas las series, se calcularon promedios anuales y se aplicó el filtro de Hodrick y Prescott (1980), estableciendo el parámetro de suavizamiento en $\delta = 4$, acorde a la periodicidad anual. Esta anualización responde a la necesidad de evitar los saltos estacionales que presentan las tasas de desempleo trimestrales y permite enfocarse en el comportamiento tendencial de las variables¹⁰.

V. ESTADÍSTICAS DE LOS DATOS

En esta sección se presenta un análisis descriptivo de las variables trabajadas, diferenciadas por regiones del país. En la tabla 1 se observa que, en promedio, existen cerca de 9 millones de asalariados en los 31 aglomerados urbanos relevados por la EPH, de los cuales más de la mitad pertenecen a la región del Gran Buenos Aires (GBA). En la columna siguiente se muestra que, tanto para el Total País como para el resto de las regiones, los asalariados representan más del 70% del total de personas ocupadas.

⁹ Cabe señalar que no todas las variables son imputadas directamente: muchas resultan de la suma de componentes ya estimadas (por ejemplo, el desempleo asalariado total se construye a partir de sus desagregaciones formal e informal), lo que garantiza coherencia contable en las series recuperadas.

¹⁰ Si bien se contrastaron los resultados con un modelo alternativo de componentes no observados estimado mediante el filtro de Kalman, este último no ofreció un grado de suavización comparable en las series con mayor volatilidad. Por ello, se optó por mantener el HP como método principal, en línea con aplicaciones previas en la literatura empírica (Shimer, 2012; Fujita & Ramey, 2009).

Respecto a la informalidad dentro de este grupo, se observa que supera el 35% en todas las regiones, salvo en la Patagonia, siendo el Noroeste argentino (NOA) la región con mayor tasa. En cuanto al desempleo entre asalariados, si bien no supera los dos dígitos, la mayoría de quienes pierden el empleo provienen del sector informal. Por ejemplo, en el Noreste argentino (NEA), la tasa de desempleo entre asalariados es del 3.5%, y de ese total, el 84.2% había trabajado anteriormente en empleos sin descuento jubilatorio.

Tabla 1. Población asalariada. Valores trimestrales promedios durante el periodo 2003-2024. Total país y regiones argentinas

Región	Asalariados Ocupados	Participación en el total de ocupados	Informalidad	Desempleo	Desocupados que fueron informales
	n°	%	%	%	%
Total País	8 922 601	74.1	36.6	7.1	78.1
GBA	4 952 816	74.6	36.0	7.7	76.5
Pampeana	1 965 536	72.7	35.7	7.3	80.5
NOA	786 915	72.7	44.2	6.4	86.1
Cuyo	527 101	73.3	40.4	5.0	79.3
NEA	372 741	73.1	41.4	3.5	84.2
Patagonia	317 492	81.3	21.0	4.8	63.6

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

La figura 1 desagrega la tasa de desempleo según duración. Se observa que, tanto en el Total País como en el resto de las regiones, la mayor proporción de personas desocupadas corresponde a quienes llevan entre 1 y 3 meses buscando empleo. En segundo lugar (salvo en el NEA), se encuentran quienes llevan más de un año en búsqueda laboral. Es importante señalar que estos dos grupos representan, al menos, el 50% de los desocupados en todas las regiones.

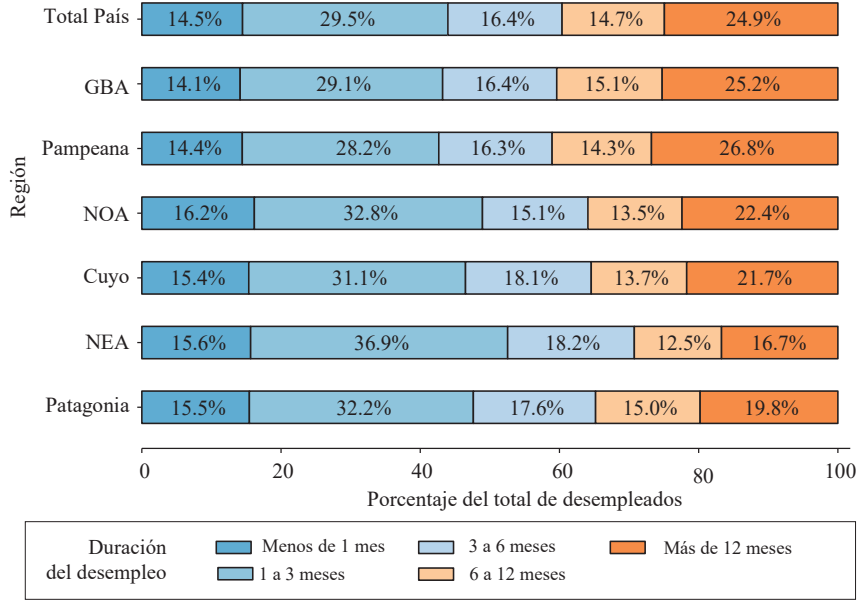
VI. RESULTADOS

Los resultados presentados en la tabla 2 cuantifican las tasas de entrada (f) y de salida del empleo (s) para el total del país y sus distintas regiones. Estos valores, calculados a partir de las ecuaciones (8) y (12), seleccionan f_1 y s_1 si se rechazan

conjuntamente las hipótesis nulas H_0 que evalúan la independencia entre las tasas y la duración del desempleo, tanto incluyendo como excluyendo f_1 ; en caso contrario, se utilizan las tasas promedio ponderadas f_w y s_w ¹¹.

La interpretación de la tasa de entrada f es, por ejemplo, que, para el total del país, el 13.8% de los desocupados encuentra empleo en menos de un mes. Por su parte, la tasa de salida s indica que solo el 1.0% de los ocupados pasa a la desocupación antes de cumplir un mes de empleo.

Figura 1. Composición del desempleo según duración. Total país y regiones argentinas



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

Como puede observarse, para todas las regiones se utilizan los valores f_1 y s_1 , lo que implica que se rechazan los tests de independencia entre tasa y duración, confirmando la existencia de dependencia. La región del NOA es la que presenta la

¹¹ La hipótesis “Valor p incluyendo f_1 (%)” refiere a $H_0: f^{c1} = f^{c3} = f^{c6} = f^{c12}$, mientras que “Valor p excluyendo f_1 (%)” evalúa $H_0: f^{c3} = f^{c6} = f^{c12}$. Se considera que existe dependencia si ambas pruebas son significativas al 1%.

mayor tasa de entrada (15.0%), mientras que el NEA muestra la menor tasa de salida (0.5%). Más allá de estos casos particulares, en general las tasas de entrada y salida no superan el 20% y 2%, respectivamente.

Estas tasas son considerablemente más bajas en comparación con otros estudios para países en desarrollo de la región. Por ejemplo, para Perú, entre 2002 y 2019, se promedió una tasa de entrada $f^{<1}$ del 44% (Reynaga & Ramírez, 2019), y para Colombia, una tasa del 36% entre 1984 y 2011 (Alfonso, 2013). Lo mismo puede afirmarse en relación con las tasas de salida, que resultan sustancialmente menores en el caso argentino respecto a la evidencia empírica de otros países.

Los cálculos de $f^{<1}$ y $s^{<1}$, aplicados en la fórmula (9), indican un bajo nivel de desempleo estructural, con una tasa de desocupación que no supera el 7% en su estado estacionario. No obstante, este resultado también refleja una alta rigidez del mercado laboral y una baja rotación entre los ocupados. Si además consideramos la brecha entre f y s , puede sugerirse que las bajas tasas de salida están asociadas a una porción del mercado laboral más estable, mientras que las tasas de entrada reflejan un segmento distinto, más dinámico y precario. Esto nos lleva a considerar la segmentación entre los sectores formal e informal dentro del mercado de trabajo asalariado.

Tabla 2. Resultados de los tests de dependencia y tasas de obtención/salida de un empleo. Total país y regiones argentinas

Región	Tests de dependencia			Tasas promedios (%)	
	Valor p Incluyendo $f^{<1}$	Valor p Excluyendo $f^{<1}$	¿Rechazo la H_0 ?	Entrada al empleo	Salida hacia el desempleo
	(%)	(%)		f	s
Total País	0.0	0.0	Sí	13.8	1.0
GBA	0.0	0.0	Sí	13.5	1.1
Pampeana	0.0	0.0	Sí	13.9	1.1
NOA	0.0	0.0	Sí	15.0	1.0
Cuyo	0.0	0.0	Sí	14.6	0.7
NEA	0.0	0.0	Sí	14.1	0.5
Patagonia	0.0	0.0	Sí	14.6	0.7

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

Como ejercicio de sensibilidad adicional, se aplicó un procedimiento de bootstrap por bloques móviles sobre las tasas anuales de entrada (f) y salida (s), con el propósito de evaluar la estabilidad de las estimaciones frente a la dependencia temporal de las series. Este método, poco utilizado en la literatura sobre tasas de entrada/salida —donde suelen presentarse los valores puntuales sin intervalos de confianza—, resulta adecuado para paneles regionales cortos y con posible autocorrelación. Los intervalos de confianza obtenidos (tabla 5 del apéndice) muestran una alta consistencia con los valores centrales de la tabla 2, confirmando la robustez de las estimaciones. En el caso de las tasas de salida (s), se presentan límites inferiores y medianas negativas, atribuible a su menor magnitud y variabilidad temporal, no obstante, esto no afecta la interpretación de los resultados.

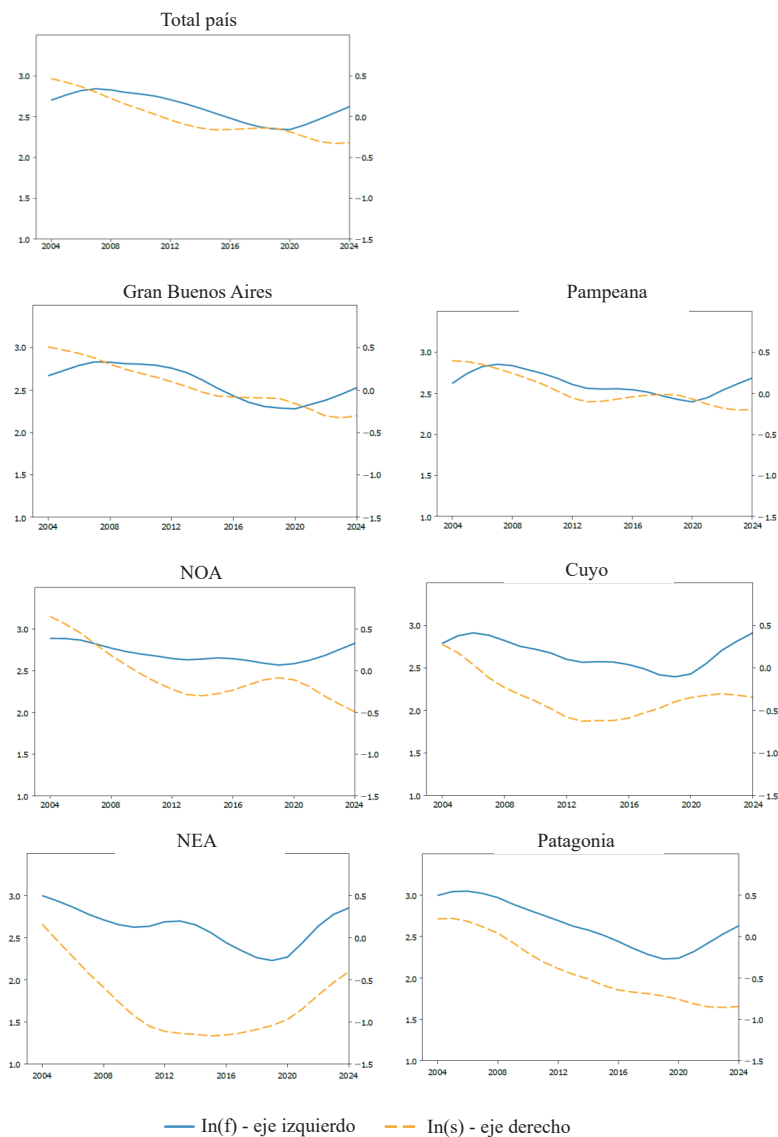
En la Figura 2 se observa la evolución temporal de las tasas $f^{<1}$ y $s^{<1}$, representadas en los ejes verticales izquierdo y derecho, respectivamente. La tasa de entrada ($f^{<1}$) muestra, para todas las regiones, una tendencia decreciente a lo largo del tiempo, alcanzando mínimos hacia el año 2020, coincidente con el contexto de la pandemia de COVID-19, seguido por una recuperación posterior. En cambio, la tasa de salida ($s^{<1}$) presenta menores niveles en términos absolutos y, en la mayoría de las regiones, una tendencia general a la baja, aunque con un repunte en el año pandémico.

En cuanto a la volatilidad de ambas tasas, se observa que, en el Total País, el Gran Buenos Aires y la región Pampeana, $f^{<1}$ y $s^{<1}$ experimentan variaciones anuales de magnitudes similares. Sin embargo, en el resto de las regiones se evidencia una mayor amplitud de las variaciones en la tasa de salida, lo cual sugiere que esta contribuye en mayor medida a los cambios observados en la tasa de desempleo, en línea con lo planteado en la ecuación (1).

En resumen, este análisis gráfico sugiere que las distintas divisiones geográficas del país siguen patrones de comportamiento similares al del Total País, incluso frente a shocks exógenos como el de la pandemia. No obstante, cada región presenta diferentes amplitudes en las tasas de cambio de $f^{<1}$ y $s^{<1}$, lo que da cuenta de dinámicas heterogéneas en el funcionamiento de sus respectivos mercados laborales.

La tabla 3, en su segunda columna, muestra que, tanto para el total del país como para sus regiones, la tasa de desempleo observada (u_t) presenta escasas desviaciones respecto a su valor teórico en estado estacionario (u_t^{SS}), calculado según la ecuación (9). Dado esto, se procede a cuantificar la descomposición de las variaciones en la tasa de desempleo siguiendo las ecuaciones (15) y (16).

Figura 2. Tasas de entrada y de salida del empleo en Argentina y sus regiones.
Escala logarítmica



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

Tabla 3. Descomposición de las fluctuaciones en la tasa de desempleo. Total país y regiones argentinas

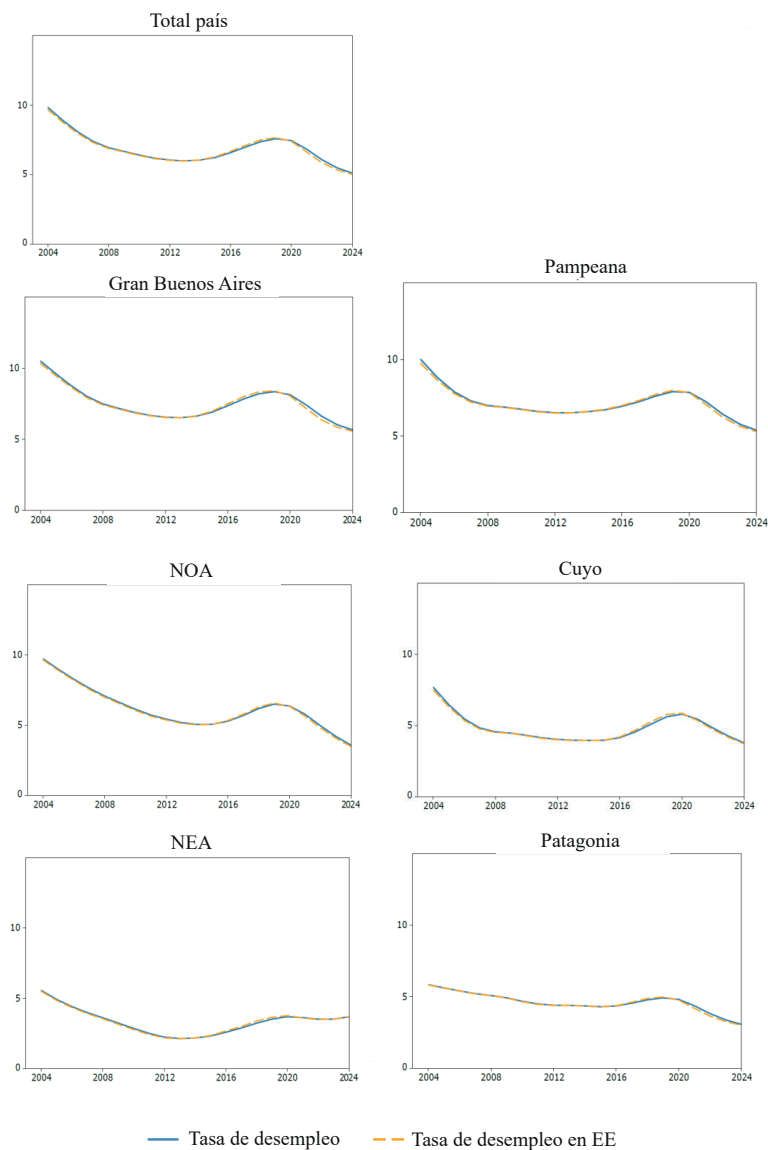
Región	Brecha porcentual promedio con respecto al estado estacionario	Estado Estacionario			No Estado Estacionario			
		β_f^*	β_s^*	Residual	β_f	β_s	β_0	Residual
Total País	(%)	0.72	0.26	0.02	0.70	0.25	0.02	0.03
GBA	1.8	0.83	0.15	0.02	0.80	0.15	0.02	0.03
Pampeana	2.0	0.77	0.19	0.04	0.73	0.20	0.04	0.03
NOA	1.7	0.27	0.73	0.01	0.26	0.71	0.00	0.03
Cuyo	1.7	0.46	0.53	0.01	0.47	0.48	0.03	0.02
NEA	2.1	0.11	0.91	-0.02	0.10	0.89	0.01	0.01
Patagonia	2.5	1.03	-0.07	0.04	0.99	-0.04	0.00	0.06

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

Bajo el supuesto de estado estacionario, se encuentra que, en el Total País, el Gran Buenos Aires, la región Pampeana y la Patagonia, los cambios en u_t se explican principalmente por variaciones en la tasa de entrada (f). En cambio, en las regiones del norte argentino (NOA y NEA) y en Cuyo, es la tasa de salida (s) la que adquiere mayor protagonismo en la explicación de las fluctuaciones en la desocupación. Cabe destacar que estas tres regiones son, a su vez, las que exhiben mayores niveles de informalidad laboral, con tasas que superan el 40% entre los asalariados.

En un escenario alternativo, en el cual se asume que u_t se encuentra más alejada de su valor de equilibrio u_t^{ss} , los resultados se mantienen consistentes con las conclusiones anteriores. Esta robustez puede confirmarse en la Figura 3, donde se comparan ambas tasas a lo largo del período analizado, observándose muy pocas diferencias y trayectorias prácticamente superpuestas.

Figura 3. Tasa de desempleo real y en estado estacionario en argentina y sus regiones. Escala porcentual



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

En la tabla 4, a partir de las ecuaciones (17) y (18), se descomponen las tasas de entrada ($f^{<1}$) y salida ($s^{<1}$)¹² según el estatus previsional del asalariado, es decir, si percibe o no descuentos jubilatorios. Se observa que el sector informal presenta valores más elevados tanto en f como en s en comparación con el conjunto de trabajadores registrados. Sin embargo, esta brecha varía según la región: por ejemplo, en la Patagonia la diferencia entre ambos sectores es menor que en el NOA.

Adicionalmente, se cuantifica la participación relativa de cada sector sobre la suma $f^{<1} + s^{<1}$. Salvo en el caso de la región patagónica, se constata que la combinación de tasas correspondientes a los asalariados formales ($f^{Form} + s^{Form}$) no alcanza el 30% del total, lo que sugiere que es el sector informal el que exhibe una mayor movilidad dentro del mercado laboral.

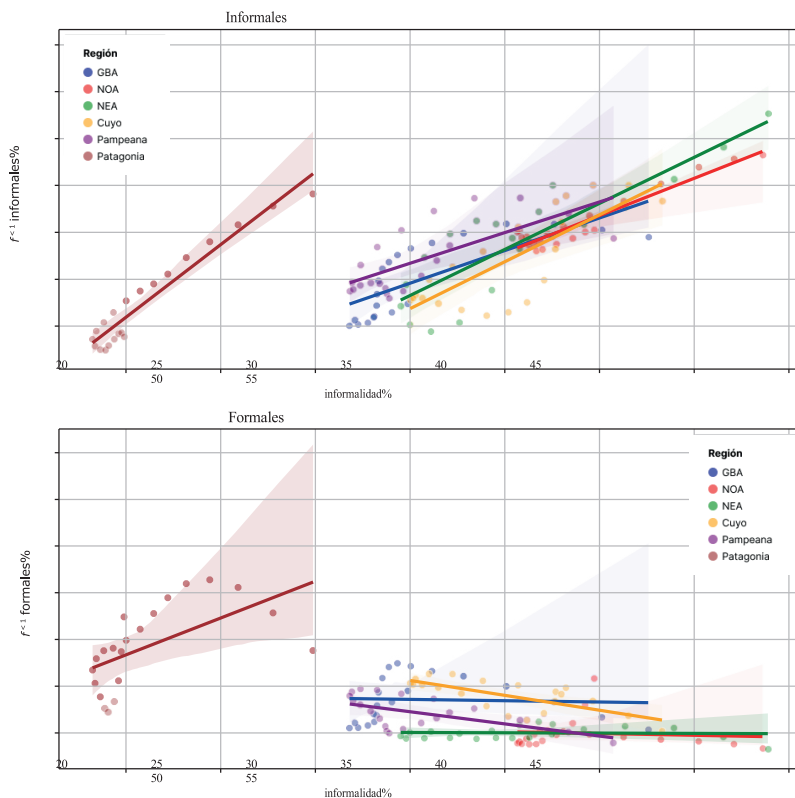
Tabla 4. Tasas de entrada y salida considerando informalidad sobre los asalariados. Total país y regiones argentinas

Región	Formal			Informal		
	f^{Form}	s^{Form}	$\left(\frac{f^{Form} + s^{Form}}{f^{<1} + s^{<1}}\right)\%$	f^{Inform}	s^{Inform}	$\left(\frac{f^{Inform} + s^{Inform}}{f^{<1} + s^{<1}}\right)\%$
Total País	3.21	0.21	23,2	10.55	0.78	76.8
GBA	3.43	0.25	25,3	10.04	0.81	74.7
Pampeana	2.86	0.19	20,5	11.00	0.84	79.5
NOA	1.99	0.06	12,8	13.06	0.87	87.2
Cuyo	3.60	0.16	24,6	10.97	0.56	75.4
NEA	2.00	0.06	14,1	12.11	0.43	85.9
Patagonia	5.70	0.27	39,1	8.86	0.44	60.9

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

¹² A partir de los valores calculados de $f^{<1}$ y $s^{<1}$ respectivamente.

Figura 4. Relación entre los valores de f y la informalidad en asalariados.
Total país y regiones argentinas



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (EPH). INDEC.

La conclusión de la tabla anterior se ve reforzada al observar la Figura 4. En la parte superior, se aprecia una relación positiva entre la tasa de entrada de trabajadores informales y el porcentaje de asalariados sin cobertura previsional. Esta relación presenta una tendencia clara, con intervalos de confianza¹³ más estrechos en las regiones patagónicas y del norte argentino (NOA y NEA).

¹³ Con un nivel de confianza del 99%.

En contraste, el gráfico inferior muestra que la informalidad no tiene un efecto significativo sobre la tasa de entrada al empleo formal (f para los formales), y además se observan errores de estimación considerablemente amplios.

Estas dos representaciones gráficas indican que las oportunidades de inserción en el empleo formal dependen en mayor medida de factores estructurales o institucionales —como el nivel educativo, las redes sociales o la presencia de grandes empresas—. Asimismo, una reducción en la informalidad no parece reflejar un proceso de transición hacia el empleo registrado, al menos en el corto plazo, sino más bien un estancamiento en condiciones de precariedad laboral, especialmente en aquellas regiones con mayores niveles de informalidad.

CONCLUSIONES

A partir de los datos de la Encuesta Permanente de Hogares y siguiendo la metodología propuesta por Shimer (2012) y Elsby et al. (2013), se cuantificaron para Argentina y sus regiones las tasas de entrada (f) —que indican el porcentaje de desocupados que encuentran empleo en menos de un mes— y las tasas de salida (s), que reflejan el porcentaje de ocupados que pasan a la desocupación dentro del mismo período.

Los resultados muestran que ambas tasas son significativamente bajas en comparación con estudios realizados en otros países de la región. En particular, la tasa de entrada más alta se observa en el NOA con un 15,1%, mientras que la tasa de salida apenas supera el 1,0%, evidenciando una elevada rigidez y escasa movilidad en el mercado laboral argentino.

En cuanto a las variaciones en la tasa de desempleo, su descomposición anual revela que las fuentes de cambio difieren según la región: para el total país, el Gran Buenos Aires y la región Pampeana, los cambios en f son los que explican en mayor medida las fluctuaciones del desempleo, mientras que en el norte argentino (NOA y NEA) y en Cuyo la dinámica está más influida por los cambios en s .

Al segmentar las tasas según el régimen de aportes jubilatorios, se observa que el grupo informal explica la mayor parte de las tasas agregadas de entrada y salida. Además, la tasa de entrada del sector informal guarda una relación positiva con el nivel de informalidad regional, mientras que no se detecta una relación significativa para el sector formal. Esto sugiere que el mercado informal absorbe rápidamente a quienes pierden un empleo registrado o no logran acceder a uno,

mientras que las oportunidades en el sector formal están más determinadas por factores estructurales —como la educación, el capital social o la estructura productiva local— y no tanto por el contexto inmediato de informalidad.

En términos de política laboral, los resultados sugieren la necesidad de fortalecer los mecanismos de intermediación y capacitación laboral, en especial en regiones con menor dinamismo en la creación de empleo (bajas tasas *f*). Asimismo, la persistencia de tasas *s* reducidas refleja una estructura del empleo poco flexible, donde la estabilidad se concentra en el sector formal y la movilidad en el informal. Estas evidencias respaldan el diseño de políticas diferenciadas por región y tipo de ocupación, orientadas a reducir la segmentación y promover la formalización.

Finalmente, la extensión del modelo teórico desarrollado en este trabajo permite una futura descomposición de las tasas de entrada y salida según otras dimensiones relevantes, como el tipo de empleo (público o privado), el nivel educativo o los grupos etarios, lo cual queda planteado como una línea de investigación a desarrollar.

APÉNDICE

Tabla 5. Intervalos de confianza del *bootstrap* por bloques móviles para las tasas de entrada y salida del empleo. Total país y regiones argentinas

Región	Tasa de entrada al empleo (<i>f</i>)			Tasa de salida hacia el desempleo (<i>s</i>)		
	LI (2.5%)	Mediana	LS (97.5%)	LI (2.5%)	Mediana	LS (97.5%)
Total País	12.4	13.7	15.0	-12.8	-3.6	1.1
GBA	11.8	13.4	14.9	-12.7	-3.5	1.2
Pampeana	14.2	15.0	16.0	-12.8	-3.6	1.1
NOA	12.4	14.1	15.7	-13.2	-4.0	0.6
Cuyo	13.2	14.5	15.9	-13.0	-3.8	0.8
NEA	12.8	13.8	15.0	-12.8	-3.5	1.1
Patagonia	12.3	14.5	16.9	-13.1	-3.8	0.8

Nota: estimaciones mediante *bootstrap* por bloques móviles (B = 1000).

Fuente: cálculos propios en base a la EPH (INDEC).

REFERENCIAS

- Albertini, J., Poirier, A., & Sopraseuth, T. (2020). Informal work along the business cycle: evidence from Argentina. *IZA Journal of Development and Migration*, 11(1), 1-16. <https://ideas.repec.org/a/vrs/izajdm/v11y2020i1p16n9.html>
- Bassanini, A., & Garnero, A. (2021). *Breaking the Vicious Circles of Informal Employment and Low-Paying Work*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/f95c5a74-en>
- Alfonso C., V. A. (2015). *The cyclical behavior of separation and job finding rates in Colombia*. (Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía No. 910). <https://doi.org/10.32468/be.910>
- Elsby, M. W. L. Hobijn, B. & Şahin, A. (2013). Unemployment Dynamics in the OECD. *The Review of Economics and Statistics*, 95(2), 530-548. https://doi.org/10.1162/REST_a_00277
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD), & Organización Iberoamericana de Seguridad Social (OISS) (2024). *Informality and Households' Vulnerabilities in Latin America: Data, Insights and Implications for Labour Formalisation Policies*. <https://doi.org/10.1787/e29d9f34-en>
- Fujita, S., & Ramey, G. (2009). The Cyclicity of Separation and Job Finding Rates. *International Economic Review*, 50(2), 415-430. <http://www.jstor.org/stable/20486868>
- Han, J., & Kim, J. (2019). Reassessing the inflows and outflows of unemployment in Korea. *Korean Economic Review*, 35(1), 25-59.
- Maurizio, R. (2021). Empleo e informalidad en América Latina y el Caribe: una recuperación insuficiente y desigual. Serie Panorama Laboral en América Latina y el Caribe 2021. Lima: OIT. <https://researchrepository.ilo.org/esploro/outputs/report/Empleo-e-informalidad-en-Am%C3%A9rica-Latina/995265386902676>
- Ochsen, C. (2015). *The Ins and Outs of German Unemployment*. Annual Conference (Muenster): Economic Development - Theory and Policy. <https://hdl.handle.net/10419/113223>
- Reynaga, N. C., & Ramírez-Rondán, N. R. (2020). *Job Finding and Separation Rates in an Economy with High Labor Informality*. (Peruvian Economic Association, Working Paper No. 166) <http://perueconomics.org/wp-content/uploads/2020/04/WP-166.pdf>
- Saks, Y. (2016). Socio-economic transitions on the labour market: a European benchmarking exercise. *Economic Review*, (3), 41-58. <https://ideas.repec.org/a/nbb/ecrart/y2016mdecemberiiip41-58.html>

- Samaniego, B., & Viegelahn, C. (2021). *Estimating labour market transitions from labour force surveys the case of Viet Nam* (ILO, Working Papers No. 35). <https://www.ilo.org/publications/estimating-labour-market-transitions-labour-force-surveys-case-viet-nam-1>
- Shimer, R. (2012). Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 127-148. <https://doi.org/10.1016/j.red.2012.02.001>
- Wang, B., & Kwan, Y. K. (2021). Constructing the job-finding rate and separation rate of Hong Kong labour market. *Pacific Economic Review*, 26 (3), 303-311. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12333>

© 2026 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>