RML:
Reportes del Mercado Laboral

Octubre de 2026

Núm.
40

Desaceleración reciente de la ocupación y los efectos del mecanismo de protección al cesante en Colombia

Grupo de Análisis del Mercado Laboral (Gamla)*
Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica, Banco de la República

Según la *Gran encuesta integrada de hogares* (GEIH), a agosto la ocupación nacional mantiene un crecimiento anual del 1,6 %, impulsado, principalmente, por las otras cabeceras y el área rural. Sin embargo, en el margen, el empleo nacional presentó una caída en su variación mensual del 1,2 %, explicada, en esencia, por una menor dinámica de las áreas rurales.

Editor:
Catalina Granda Carvajal
ISSN: 01240625

Reportes del Mercado Laboral es una publicación del Grupo de Análisis del Mercado Laboral de la Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica, Banco de la República.

Las opiniones expresadas en los artículos son las de sus autores y no necesariamente reflejan el parecer y la política del Banco o de su Junta Directiva.

Reportes del Mercado Laboral puede consultarse en la página electrónica del Banco de la República:
https://www.banrep.gov.co/es/reporte-mercado-laboral

Diseño y diagramación:
Banco de la República.

Introducción

Según la *Gran encuesta integrada de hogares* (GEIH), a agosto la ocupación nacional mantiene un crecimiento anual del 1,6 %, impulsado, principalmente, por las otras cabeceras y el área rural. Sin embargo, en el margen, el empleo nacional presentó una caída en su variación mensual del 1,2 %, explicada, en esencia, por una menor dinámica de las áreas rurales. Esta moderación reciente se ve reflejada en una reducción de la tasa de ocupación (TO) en todos los dominios geográficos.

Por posición ocupacional, el segmento asalariado continúa creciendo tanto en el agregado nacional como en las veintitrés ciudades y áreas metropolitanas. En contraste, el empleo no asalariado presenta una menor dinámica e incluso registra una reducción en el dominio urbano. La menor dinámica de este último dominio va en línea con la disminución reciente de la ocupación en las actividades agropecuarias, caracterizadas por una elevada participación de trabajadores no asalariados. Otros sectores que también presentaron contribuciones negativas sobre el empleo al mes de agosto fueron los de recreación y actividades profesionales; por el contrario, comercio y alojamiento, transporte y comunicaciones, y construcción presentaron aportes positivos.

El comportamiento del empleo observado en agosto podría estar, en parte, reflejando la afectación al mercado laboral causada por el sismo de magnitud 7,4 ocurrido en el país en dicho mes. Para entender mejor lo que pasó en las principales ciudades afectadas por el terremoto, se presenta un recuadro en el que se compara la evolución de los indicadores laborales de dichas ciudades con la registrada en las demás ciudades principales.

Por otro lado, la dinámica del empleo asalariado es consistente con el crecimiento anual de la ocupación formal. De acuerdo con la nueva definición de informalidad del DANE, en agosto el empleo formal presentaba un aumento del 2,2 % frente al mismo periodo del año anterior, mientras que el empleo informal crecía en un 1,1 %. En la misma línea, los registros administrativos de la seguridad social mostraron en julio una variación anual positiva de los cotizantes dependientes a salud, aunque más moderada. Todo lo anterior permitió que la tasa de informalidad nacional se ubicara en el 55,1 %, levemente por debajo de la observada un año atrás, pese al repunte registrado en el último trimestre.

Otros indicadores de demanda laboral, tales como los índices de vacantes del Servicio Público de Empleo (SPE), los índices de avisos clasificados y los índices calculados con base en la GEIH, muestran caídas en los últimos meses, en línea con las menores expectativas de contratación sugeridas por la encuesta de expectativas de mediano plazo (tres a seis meses) del Banco de la República (ETE).

Por el lado de la oferta, la participación laboral en el agregado nacional disminuye frente al periodo inmediatamente anterior, aunque se mantiene estable en términos anuales. La reducción reciente en la participación se explica, principalmente, por el aumento de la población fuera de la fuerza de trabajo en las otras cabeceras y el área rural, aunque esta continúa presentando variaciones anuales positivas. En el caso de las veintitrés ciudades, la

* Integrantes: Leonardo Bonilla, Luz Adriana Flórez, Catalina Granda, José Lobo, Leonardo Fabio Morales; Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica, Banco de la República.

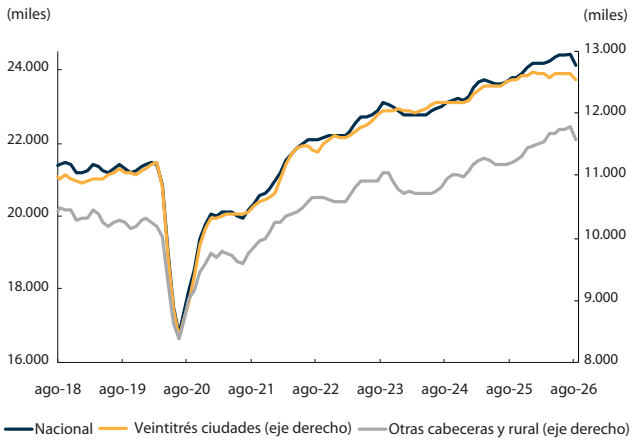
participación laboral continúa su tendencia descendente observada durante el año.

La menor participación laboral compensó solo parcialmente la reducción de la ocupación. Como resultado, la tasa de desempleo (TD) aumentó en agosto y se ubicó en el 8,8 % a nivel nacional, una cifra ligeramente menor a la observada hace un año. A pesar de este aumento y de la moderación en la tasa de vacantes, la curva de Beveridge (CB) continúa siendo consistente con un mercado laboral relativamente estrecho. Lo anterior va en línea con los incrementos observados en los ingresos laborales, tanto para el segmento de asalariados como de los no asalariados, los cuales a agosto presentaron crecimientos reales del 14,2 % y 3,9 %, respectivamente.

Con base en todo lo anterior, las estimaciones de la TD elaboradas por el equipo técnico del Banco de la República, y cuyos escenarios de riesgos están explicados en el *Informe de Política Monetaria* (IPM) de octubre de 2026, sugieren que la TD urbana promedio sería del 9,15 % para 2026 y del 9,58 % para 2027.

En conjunto, los resultados muestran que el empleo todavía crece en términos anuales, pero presenta señales recientes de moderación. Al mismo tiempo, las vacantes se han debilitado y la tasa de desempleo ha aumentado, mientras los ingresos laborales reales continúan subiendo, especialmente entre los asalariados. El *Reporte* analiza estas tendencias y presenta, en su segunda sección, una evaluación de los efectos del mecanismo de protección al cesante implementada en Colombia a partir de 2013.

Gráfico 1
Población ocupada por dominios geográficos
(ago-18 a ago-26)

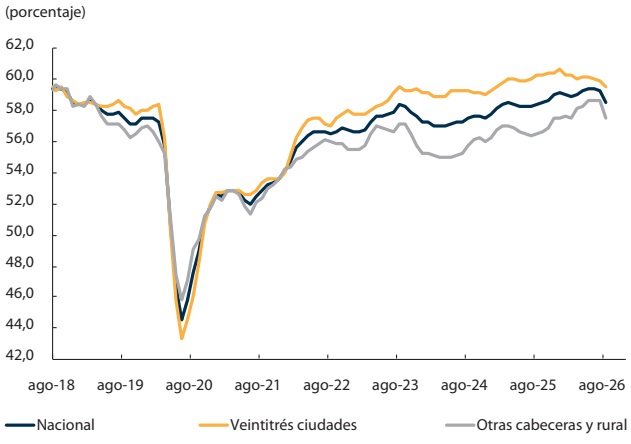


Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Coyuntura

A agosto la ocupación nacional mantuvo un crecimiento anual, aunque registró una caída en dicho mes. En términos anuales el empleo del agregado nacional creció un 1,6 %, jalonado por el dominio de otras cabeceras y el área rural (3,3 %), mientras que en las veintitrés ciudades el empleo no presentó cambios significativos. En el margen la ocupación nacional presentó un descenso del 1,2 % en su variación mensual, lo que se explica, principalmente, por la reducción en el mercado laboral rural (1,7 %), en tanto que el empleo de las áreas urbanas cayó a un menor ritmo (0,7 %) (Gráfico 1). Lo anterior se refleja en una menor TO tanto en el dominio urbano como en el rural; así, la TO nacional se ubicó en 58,5 %, con una variación anual de 0,2

Gráfico 2
Tasa de ocupación por dominios geográficos
(ago-18 a ago-26)



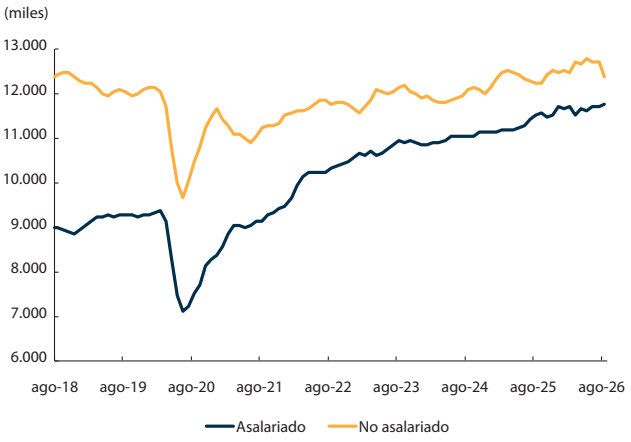
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

puntos porcentuales (pp), mientras que en las veintitrés ciudades la TO se situó en el 59,5 % (0,7 pp por debajo del nivel de hace un año). La TO en las áreas rurales también presentó en agosto una caída mensual de 1,1 pp; sin embargo, dado el incremento observado en lo corrido del año, sus niveles son aún superiores a los de hace un año 57,5 % (1,1 pp de variación anual) (Gráfico 2).

Por posición ocupacional, en el margen la caída reciente del empleo se concentra en el segmento de los no asalariados, en tanto que el empleo asalariado mantiene una dinámica positiva. El empleo asalariado crece un 2,2 % anual en el agregado nacional y 2,4 % en las áreas urbanas. La caída de la ocupación nacional en agosto está principalmente explicada por el comportamiento de los ocupados independientes; dicho segmento cayó 2,5 % en dicho mes a nivel nacional y 2,7 % en las veintitrés ciudades. Este último dominio, que se había mantenido relativamente estable a lo largo del año, ya registra una contracción anual (-3,3 %).

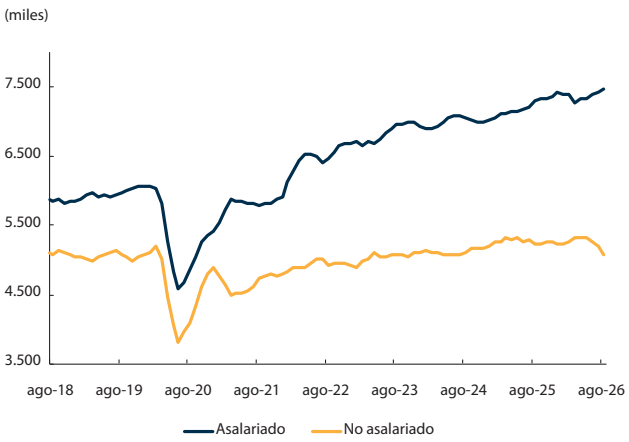
En agosto la ocupación formal creció en términos anuales por encima del empleo informal, aunque se frenó en el margen. De acuerdo con la nueva definición de informalidad del DANE, que considera características tanto del puesto de trabajo como de la empresa, se observa que, entre agosto de 2025 y agosto de 2026 la ocupación formal aumentó un 2,2 % en el agregado nacional, mientras que la ocupación informal creció un 1,1 %. No obstante, ambos sectores registraron caídas del 1,2 % y 1,1 % en

Gráfico 3
Empleo por posición ocupacional
Agregado nacional (ago-18 a ago-26)



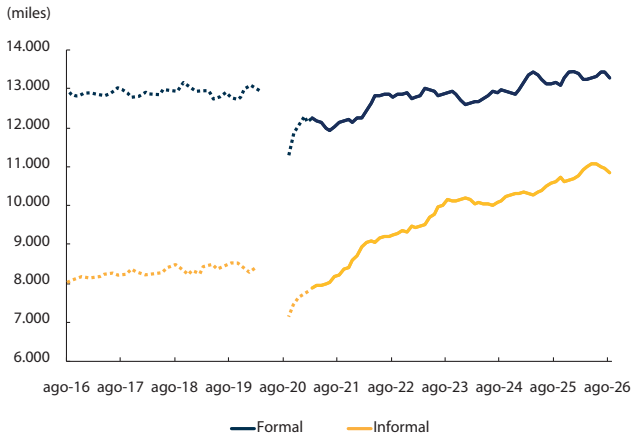
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 4
Empleo por posición ocupacional
Veintitrés ciudades (may-18 a may-26)



Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 5
Empleo formal e informal (nueva definición)
Agregado nacional



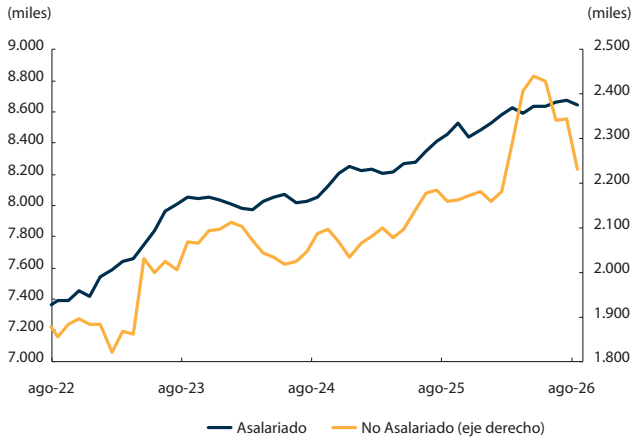
Nota: datos mensuales y desestacionalizados. Las líneas puntuadas corresponden a un empalme provisional realizado por el GAMLA.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

dicho mes, respectivamente (Gráfico 5). La disminución reciente de la ocupación formal se concentra en el segmento no asalariado, que revierte buena parte de la subida observada a comienzos del año, mientras que el segmento asalariado se mantiene relativamente estable desde febrero (Gráfico 6).

Otras fuentes de información, como los registros administrativos, indican que el empleo asalariado formal presenta señales de estancamiento desde finales de 2025. A julio, el total de cotizantes dependientes registrados en la planilla integrada de liquidación de aportes (PILA) es un 1,7 % mayor al de un año atrás, pero ligeramente inferior al promedio del semestre anterior (Gráfico 7). En la GEIH, en cambio, los asalariados cotizantes y formales exhiben una trayectoria creciente a lo largo del año, aunque con signos de estabilización en el margen a agosto (Gráfico 8). En términos de los asalariados que cotizan a la seguridad social, la PILA y la GEIH muestran dinámicas relativamente similares.

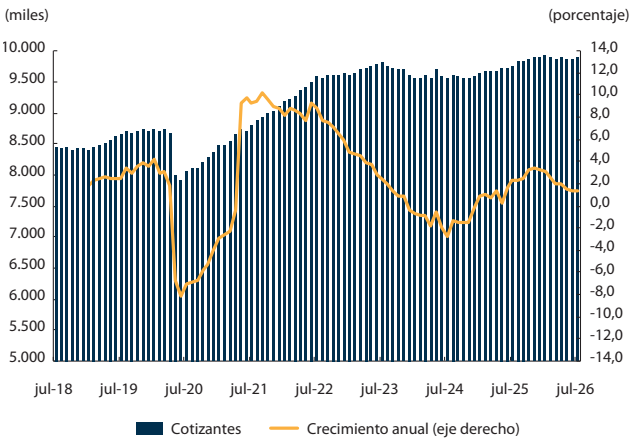
La tasa de informalidad tuvo un leve repunte, tras su mínimo histórico de abril de este año. En agosto la tasa de informalidad del agregado nacional aumentó ligeramente frente al periodo anterior y se ubicó en un 55,1 %. A pesar este repunte reciente, permaneció 0,3 pp por debajo de la observada un año antes (Gráfico 9). En las veintitrés ciudades y áreas metropolitanas la

Gráfico 6
Empleo formal
Agregado nacional



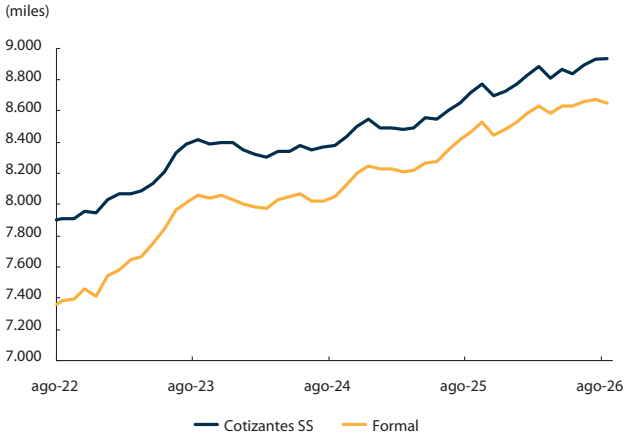
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República

Gráfico 7
Cotizantes dependientes a salud
Agregado nacional (jul-18 a jul-26)



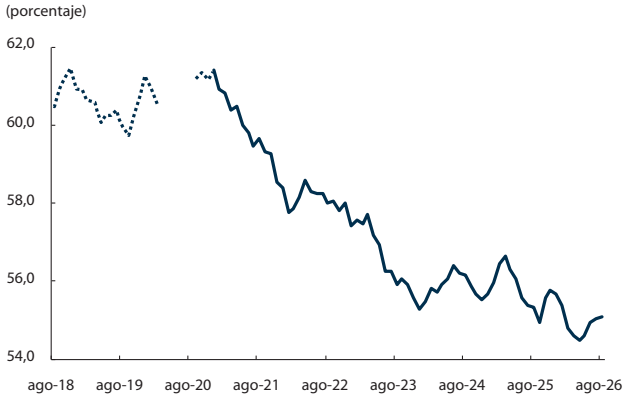
Nota: datos mensuales y desestacionalizados.
Fuente: Ministerio de Salud y Protección Social (PILA); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 8
Empleo asalariado
Agregado nacional



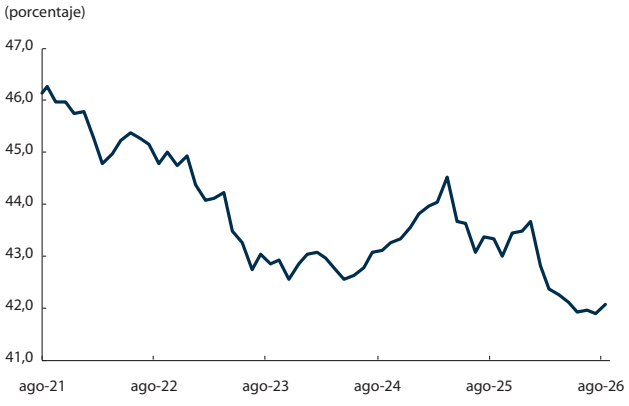
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 9
Tasa de informalidad
Agregado nacional (ago-18 a ago-26)



Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados. Los datos anteriores a 2021 corresponden a un empalme preliminar.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 10
Tasa de informalidad
Veintitrés ciudades (ago-21 a ago-26)

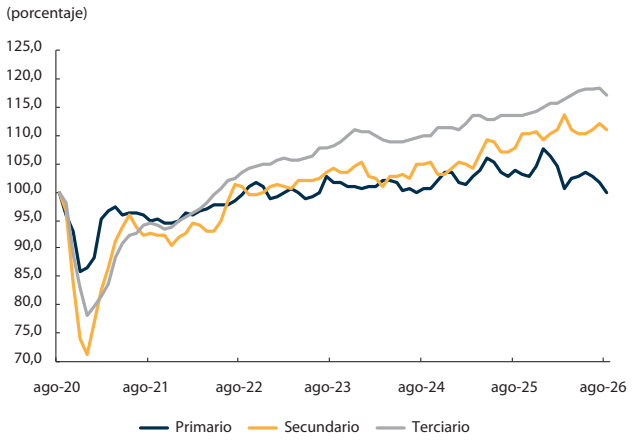


Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados. Los datos anteriores a 2020 corresponden a una reconstrucción que puede estar sujeta a revisiones.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

tasa de informalidad tuvo un ligero incremento en el margen y se situó en el 42,1 %, con una caída anual de 1,3 pp (Gráfico 10). El repunte reciente de la informalidad obedece, principalmente, al comportamiento del empleo informal en el dominio de otras cabeceras y el área rural.

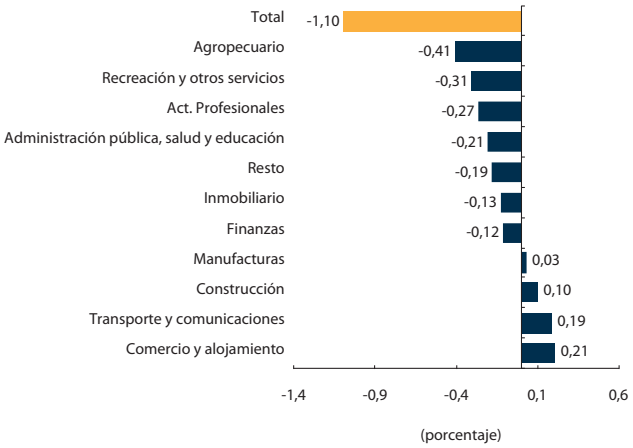
Por sectores económicos, las actividades agropecuarias lideran la caída de la ocupación nacional. Entre agosto de 2025 y agosto de 2026, la ocupación en el sector primario disminuyó un 3,1 %, mientras que en el terciario aumentó un 3,0 % (Gráfico 11). Por su parte, frente al trimestre móvil inmediatamente anterior, las ramas que realizaron las mayores contribuciones negativas a la variación trimestral de la ocupación fueron actividades agropecuarias (-0,41 pp), recreación y otros servicios (-0,31 pp) y actividades profesionales (-0,27 pp); en contraste, las ramas de comercio y alojamiento (0,21 pp), transporte y comunicaciones (0,19 pp) y construcción (0,10 pp) contribuyeron positivamente (Gráfico 12). La contribución de las actividades agropecuarias cambió de tendencia en el trimestre terminado en agosto, pasando de positiva a negativa. También se observó un cambio en la contribución de administración pública, salud y educación (Gráfico 13). En esta última rama, en particular, el segmento formal no asalariado, que incluye a los contratistas, revierte parte del incremento mostrado a comienzos de año, en tanto que el segmento asalariado presenta aumentos desde abril (Gráfico 14).

Gráfico 11
Índices de empleo sectorial
Agregado nacional (feb-20 a ago-26)



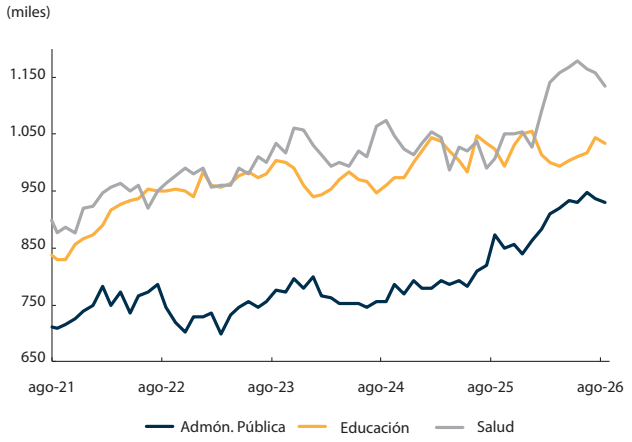
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados. Base 100 = feb-20.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 12
Contribución a la variación trimestral de la ocupación por sectores
Agregado nacional (jun-26 a ago-26)



Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 13
Empleo en el sector administración pública, salud y educación
Agregado nacional

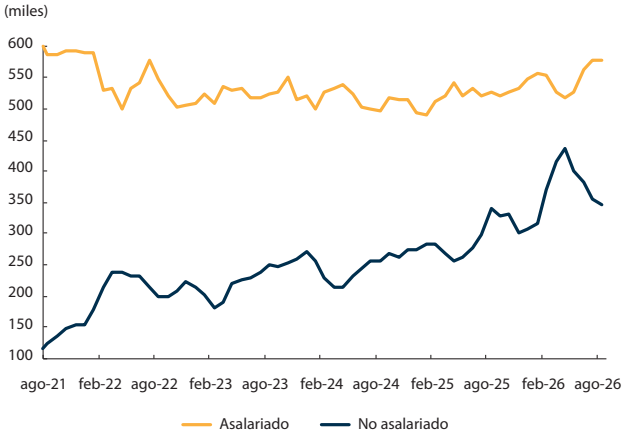


Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

A julio, los indicadores de vacantes se moderan, mientras que las expectativas de contratación presentan señales mixtas. El índice de avisos clasificados disminuyó y revirtió buena parte del crecimiento registrado en los meses anteriores, el índice de vacantes del SPE se mantiene relativamente estable y el construido con información de la GEIH muestra una leve moderación; en julio, los tres se ubican en niveles similares o ligeramente inferiores a los observados en el mismo mes de 2025 (Gráfico 15). Por su parte, el balance de expectativas de contratación de corto plazo de ManpowerGroup (tres meses) aumentó para el cuarto trimestre, aunque permaneció por debajo de los valores máximos observados en 2022. En contraste, el balance de expectativas de contratación de tres a seis meses de la ETE del Banco de la República permanece en terreno negativo por tercer trimestre consecutivo, aunque mejoró frente al registrado a comienzos de año (Gráfico 16). En conjunto, los indicadores son compatibles con una menor dinámica de la demanda de trabajo formal en los próximos meses.

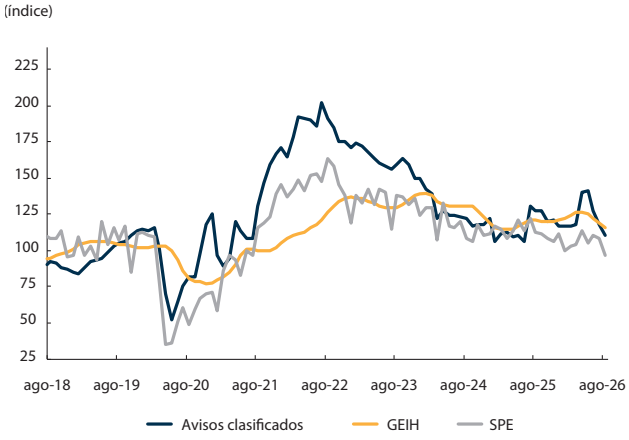
La participación laboral se redujo en agosto, aunque en términos anuales se mantiene estable. Frente al periodo anterior, la población fuera de la fuerza de trabajo aumentó un 1,3 % en el agregado nacional (Gráfico 17), asociado con una disminución de 0,4 pp en la TGP nacional, que se ubica en el 64,2 % (Gráfico 18). En términos anuales, la TGP se mantiene relativamente

Gráfico 14
Empleo en la rama administración pública
Agregado nacional



Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 15
Índice de vacantes de diferentes fuentes
(ene-18 a ago-26)

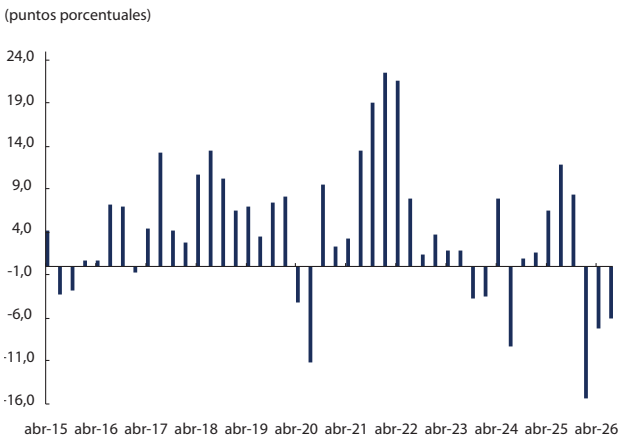


Nota: base 100 = 2018. Datos desestacionalizados.
Fuente: Arango (2013), Morales, Hermida y Dávalos (2019), Servicio Público de Empleo (SPE); cálculos del Banco de la República.

estable, resultado de dinámicas opuestas entre dominios: el incremento de 0,6 pp en las otras cabeceras y el área rural compensa la caída de 0,5 pp en las veintitrés ciudades y áreas metropolitanas (Gráfico 18).

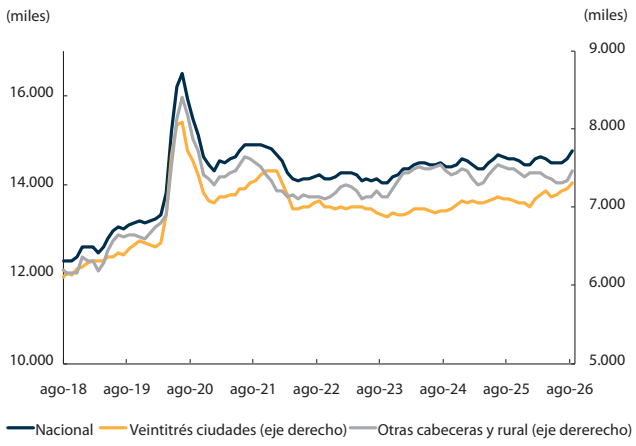
En agosto la TD nacional aumentó 0,5 pp y se ubicó en el 8,8 %, un incremento explicado, principalmente, por la disminución de la ocupación. Por dominios geográficos, en las veintitrés ciudades la TD se situó en el 9,0 %, en tanto que en las otras cabeceras y el área

Gráfico 16
Balance de expectativas de aumento de nómina [a/]
(abr-15 a jul-26)



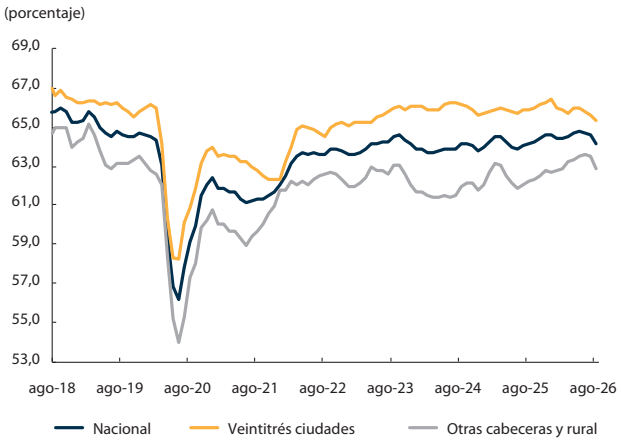
Nota: [a/] en los próximos tres a seis meses, datos trimestrales y desestacionalizados.
Fuente: Banco de la República (ETE); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 17
Población fuera de la fuerza laboral
(ago-18 a ago-26)



Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 18
Tasa global de participación por dominios geográficos
(ago-18 a ago-26)



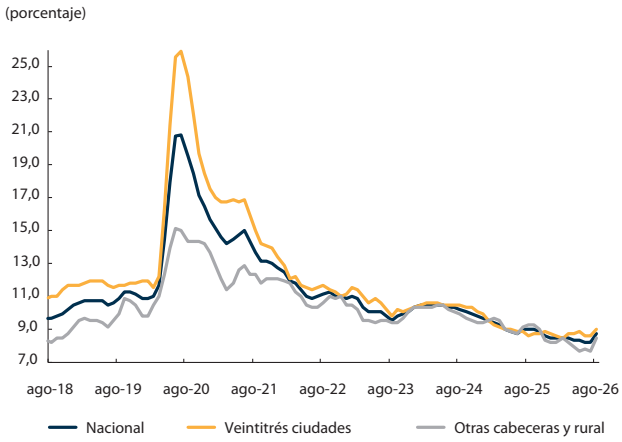
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

rural llegó al 8,5 %, siendo este dominio el que registró el mayor incremento mensual (0,8 pp) (Gráfico 19). La descomposición de la variación trimestral de la TD en contribuciones de la TO y la TGP muestra que el descenso de la TO presionó al alza la TD, efecto que fue compensado parcialmente por la menor participación laboral. Como resultado, en el trimestre a agosto, el aumento de la TD nacional se explica, en esencia, por la contribución de la TO, y en el dominio urbano se observa un patrón similar (Gráfico 20).

La curva de Beveridge, que refleja la relación entre la tasa de vacantes y la TD, continúa siendo coherente con un mercado laboral relativamente estrecho. A pesar del incremento de la TD en agosto, en sus mediciones más recientes basadas en las vacantes estimadas a partir de la GEIH, la CB se mantiene en el cuadrante superior izquierdo, lo que representa una combinación de TD relativamente baja con vacantes estables. Lo anterior refleja un mercado laboral con algunas dificultades para cubrir las vacantes y sugiere posibles presiones inflacionarias. Los resultados son similares al emplear las mediciones de vacantes calculadas a partir de los datos del SPE (Gráfico 21).

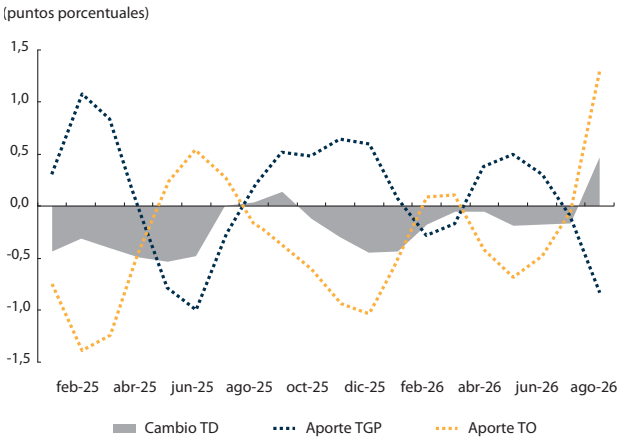
Los ingresos laborales reales continúan creciendo, especialmente entre los asalariados, en un contexto de aumento real del salario mínimo (SM). En el trimestre móvil a agosto, la mediana del ingreso laboral mensual real de los asalariados subió un 14,2 % frente al mismo trimestre móvil de 2025, cercana al

Gráfico 19
Tasa de desempleo por dominios geográficos
(ago-18 a ago-26)



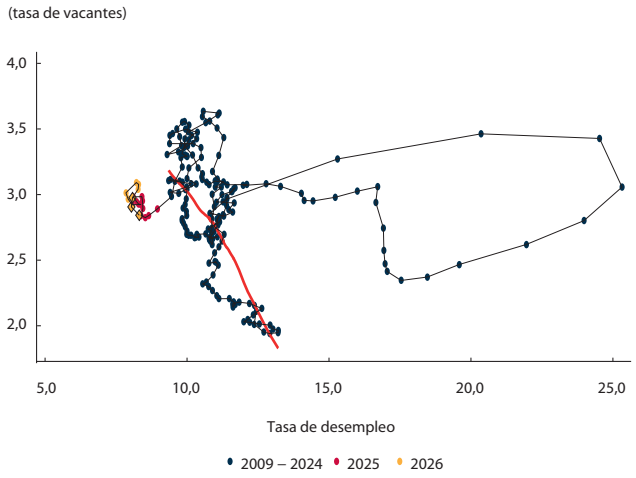
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 20
Contribución al cambio trimestral de la TD
Agregado nacional



Nota: datos mensuales y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 21
Curva de Beveridge para siete ciudades
GEIH fas

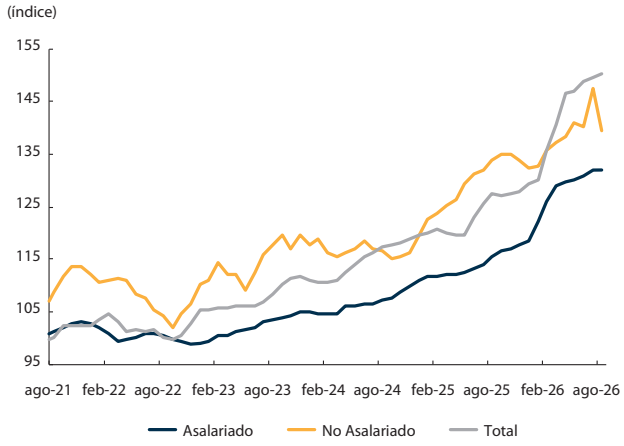


Nota: series desestacionalizadas. Los rombos representan las observaciones disponibles del último trimestre. Para estimar las vacantes con GEIH se calculan las contrataciones según la metodología de Morales, Hermida y Dávalos (2019).
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

incremento real del SM. Entre los no asalariados, la mediana del ingreso laboral mensual real creció considerablemente menos, 3,9 %, por cuenta de la reducción en las horas trabajadas (Gráfico 22). El crecimiento fue mayor en la mediana del ingreso laboral real por hora: un 19,7 % anual entre los asalariados y un 12,3 % entre los no asalariados. Para aproximar el grado de indexación de los salarios al SM, se calcula la variación del ingreso nominal de los trabajadores asalariados identificados en la PILA. En el caso de los trabajadores con salarios cercanos al SM, el aumento corresponde exactamente al incremento decretado. Sin embargo, en el caso de los trabajadores con salarios mayores al SM, los aumentos observados se concentran alrededor de la inflación, con un porcentaje importante de variaciones nulas. Lo anterior sugiere cierto grado de compresión salarial (gráficos 23 y 24).

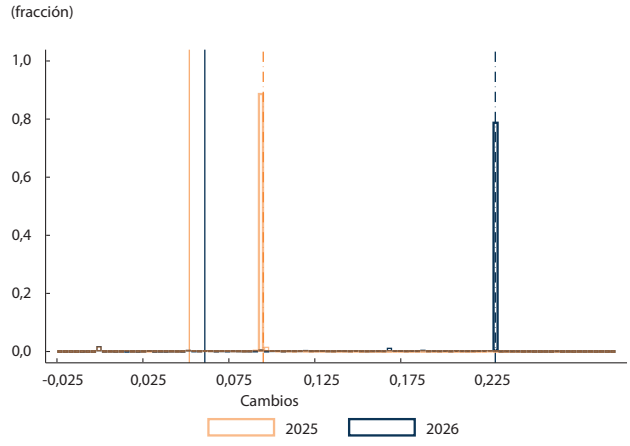
Por ahora, la reducción de la jornada laboral a 42 horas se ve reflejada en una disminución de las horas promedio trabajadas. Desde el 15 de julio de 2026 la jornada máxima legal pasó de 44 a 42 horas semanales (Ley 2101 de 2021). A agosto, el promedio de horas semanales efectivamente trabajadas de los asalariados disminuyó un 5,3 % frente al mismo periodo de 2025. En el caso de los no asalariados, la caída es ligeramente menor: 3,7 % anual (Gráfico 25). Para comprender el efecto que esto puede tener sobre el empleo, se compara el empleo de sectores que

Gráfico 22
Indice de ingreso laboral mediano real (mensual)
Agregado nacional (ago-21 a ago-26)



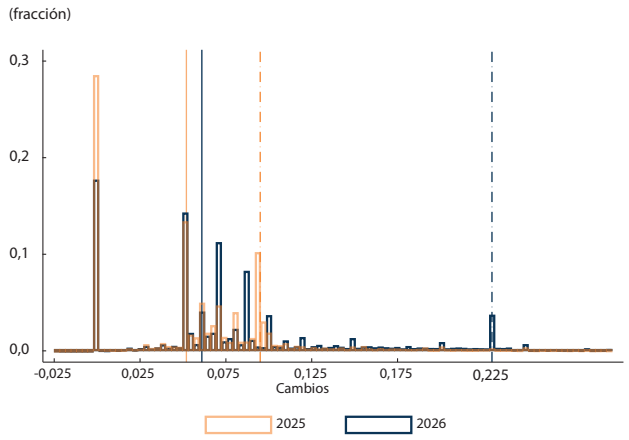
Nota: base 100 = marzo 2021.
Datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 23
Tasa de cambio salarial trimestre 2
Menos o igual 1,05 SMMV



Notas: tasas de crecimiento (max en trimestre) con respecto a diciembre del año anterior. Las líneas continuas corresponden a la inflación+productividad para cada año. Las líneas discontinuas corresponden al incremento del salario mínimo para cada año.
Fuente: Ministerio de Salud y Protección Social (PILA); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 24
Tasa de cambio salarial trimestre 2
Mayor que 1,05 SMMV



Notas: tasas de crecimiento (max en trimestre) con respecto a diciembre del año anterior. Las líneas continuas corresponden a la inflación+productividad para cada año. Las líneas discontinuas corresponden al incremento del salario mínimo para cada año.
Fuente: Ministerio de Salud y Protección Social (PILA); cálculos del Banco de la República.

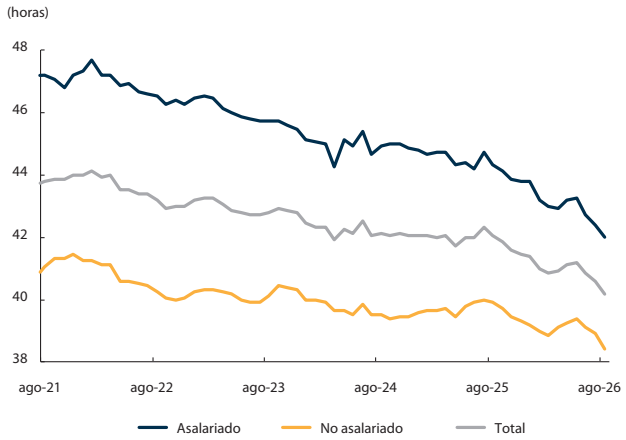
antes de la reforma tenían más trabajadores con jornadas semanales por encima de 42 horas (alta exposición) con los sectores que tenían menos (baja exposición). Las disminuciones registradas en el empleo durante los últimos meses son similares en ambos grupos de exposición, lo cual sugiere que la reducción de la jornada laboral no ha tenido, por ahora, efectos importantes sobre el empleo (Gráfico 26).

Los pronósticos de la TD sugieren aumentos durante el 2026 y 2027. Con base en el modelo de pronósticos macroeconómicos del equipo técnico del Banco de la República[1] y las proyecciones consignadas en el IPM de octubre de 2026, se espera que la TD de las trece ciudades se ubique en 9,15 % en el cuarto trimestre de 2026, como valor más probable. Este pronóstico está 0,1 pp por encima de los presentados en el *Reporte* anterior, principalmente por el aumento observado en la TD durante los últimos meses. En 2027, la TD promedio se ubicaría en el 9,58 % (Gráfico 27). Los pronósticos presentan un sesgo al alza y alta incertidumbre debido al contexto internacional, el terremoto, el fenómeno del Niño y posibles efectos adicionales del incremento del SM.

De acuerdo con los pronósticos, la brecha de la TD tiende a cerrarse entre finales de 2026 y mediados de 2027, dando paso a un mercado laboral más holgado. La brecha de

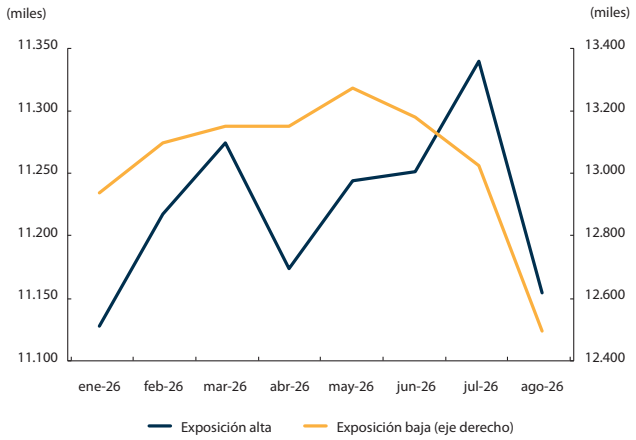
1 Véanse los detalles en Ramos-Veloza, Naranjo-Saldarriaga y Pulido (2026) y Méndez-Vizcaíno, Guarín, Anzola-Bravo y Grajales-Olarte (2021).

Gráfico 25
Horas efectivas trabajadas a la semana
(ago-18 a ago-26)



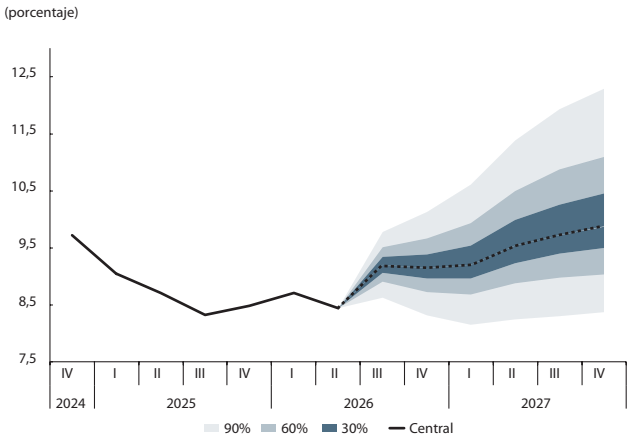
Nota: Índice base 100 = mar-.21. Datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 26
Ocupados según exposición a la reducción de la jornada laboral
Clasificación según horas efectivas



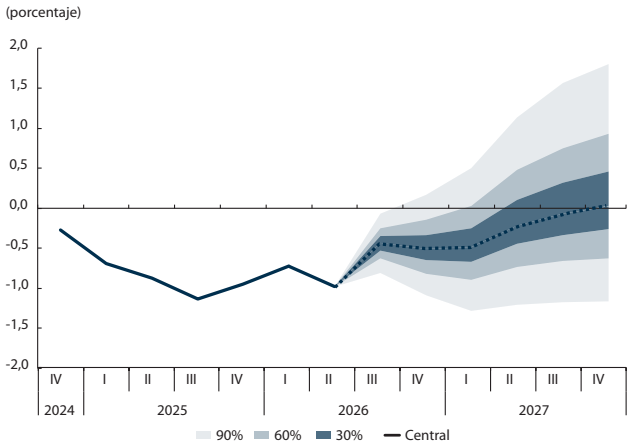
Nota: datos en trimestre móvil y desestacionalizados.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

Gráfico 27
Pronóstico de la TD
Trece ciudades



Nota: el gráfico presenta la distribución de probabilidad del pronóstico y su senda más probable para un horizonte a ocho trimestres. La densidad caracteriza el balance prospectivo de riesgos con áreas del 30%, 60% y 90% de probabilidad alrededor del pronóstico central (moda).
Fuente: DANE (GEIH); cálculos y proyecciones del Banco de la república.

Gráfico 28
Pronóstico de la brecha de TD (TD - Nairu)
Trece ciudades



Nota: el gráfico presenta la distribución de probabilidad del pronóstico y su senda más probable para un horizonte a ocho trimestres. La densidad caracteriza el balance prospectivo de riesgos con áreas del 30%, 60% y 90% de probabilidad alrededor del pronóstico central (moda).
Fuente: DANE (GEIH); cálculos y proyecciones del Banco de la República.

desempleo se define como la diferencia entre la TD y la Nairu, siendo esta última aquella tasa de desocupación compatible con una inflación estable. Los modelos de pronóstico de la Nairu sugieren un nivel promedio de la senda central del 9,54 % para el 2026 y 9,77 % para el 2027. Teniendo en cuenta el pronóstico de la TD, la brecha promedio se ubicaría en -0,66 pp en el 2026 y -0,19 pp en el 2027 (Gráfico 28).

Recuadro
Primeras señales del sismo del 10 de agosto en el mercado laboral urbano

El 10 de agosto de 2026 un sismo de magnitud 7,4, con epicentro en San José del Palmar (Chocó), afectó principalmente al Eje Cafetero, el Valle del Cauca y el Chocó. De acuerdo con la Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres (UNGRD), el evento dejó 319 personas fallecidas y 778.279 personas damnificadas en 409 municipios inscritos en el Registro Único de Damnificados (RUD). Este recuadro examina si en agosto, primer mes con información posterior al sismo, los indicadores laborales de las ciudades de la GEIH más afectadas se apartaron de los del resto de ciudades.

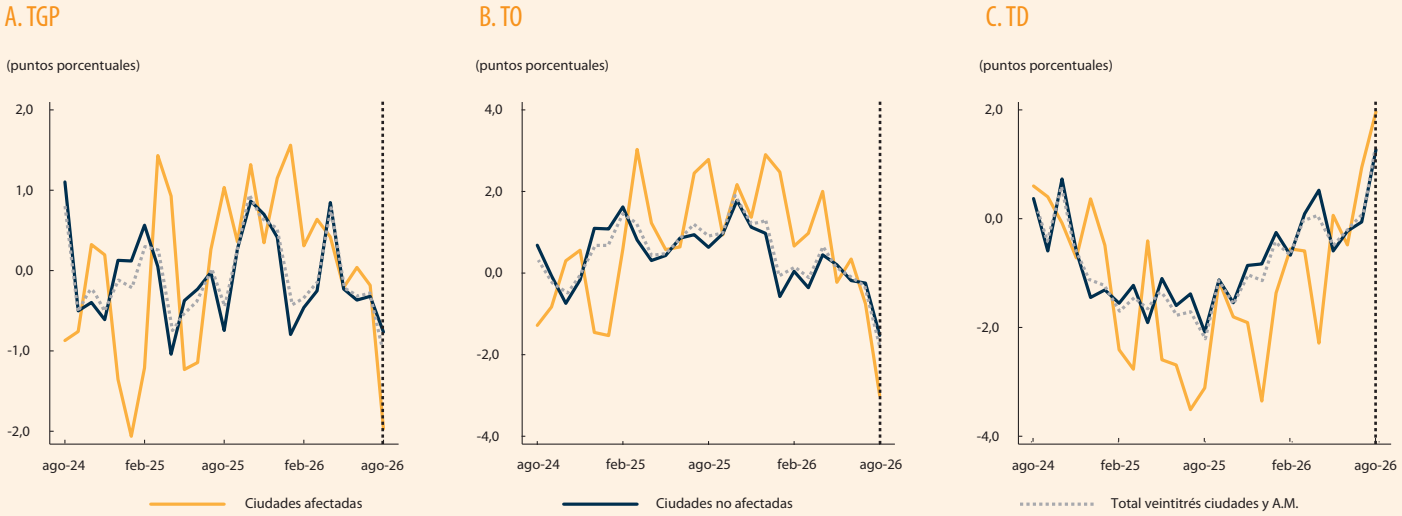
La afectación de cada ciudad se mide como el porcentaje de su población inscrito en el RUD. Se consideran afectadas las ciudades con 2 % o más de su población damnificada: Quibdó (24,1 %), Pereira y su área metropolitana (AM) (17,4 %), Armenia (13,4 %), Cali-AM (4,2 %) y Manizales-AM (3,1 %). Las dieciocho ciudades y sus áreas metropolitanas restantes conforman el grupo de comparación. Las cinco ciudades afectadas representan el 14,9 % de la fuerza de trabajo de las veintitrés ciudades, y Cali-AM concentra el 60 % de la del grupo. El análisis principal utiliza datos mensuales y no trimestres móviles. El trimestre móvil junio-agosto incorpora únicamente el periodo comprendido entre el 10 y el 31 de agosto como información posterior al sismo; por ello, cualquier cambio ocurrido después del evento tendría un peso limitado dentro del promedio de tres meses. Como contrapartida, las cifras mensuales presentan mayor error muestral; para reducir su variabilidad, se agregan las cinco ciudades y se emplean series desestacionalizadas.

En agosto, la ocupación y la participación de las ciudades afectadas cayeron más que en el resto. Frente a agosto de 2025, la TO de las ciudades afectadas se redujo 3,0 pp y la TGP 2,0 pp, frente a caídas de 1,5 pp y 0,8 pp en las no afectadas (Gráfico R1.1, panel A). En julio, antes del sismo, la brecha entre ambos grupos en la variación anual de la TO era de -0,5 pp y la de la TGP era prácticamente nula (+0,1 pp); en agosto estas brechas se ampliaron a -1,5 pp y -1,2 pp, respectivamente. La TD de las ciudades afectadas aumentó 2,0 pp, frente a 1,3 pp en el resto. Sin embargo, la brecha en la TD entre ciudades afectadas y no afectadas ya era de +1,0 pp en julio y en agosto se ubicó en +0,7 pp, por lo que el mayor aumento del desempleo relativo entre estas ciudades antecede al sismo y se explica principalmente por Cali.

La reducción de la ocupación en agosto no se limitó a las ciudades más afectadas, y el sismo explicaría solo parte del deterioro observado en las veintitrés ciudades. La TO de las ciudades no afectadas también cayó en agosto (-1,5 pp anual), lo que indica que una parte importante del deterioro del mes no está asociado con el sismo. Aun así, el número de ocupados de las ciudades afectadas se redujo en cerca de 75.000 personas frente a agosto de 2025, el 36 % de la caída en el dominio urbano. Por ciudades, el descenso de la ocupación se concentra en Pereira, Armenia y Cali, con incrementos de la TD mensual concentrados en las mismas ciudades[1].

1 Con trimestre móvil el patrón es similar, con Pereira como la ciudad con la mayor caída de la ocupación (Gráfico A2 del anexo).

Gráfico R1.1
Variación anual de la TGP, la TO y la TD
(ago-24 a ago-26)



Nota: ciudades afectadas: Quibdó, Pereira A.M., Armenia, Cali A.M. y Manizales A.M. (2 % o más de su población inscrita en el RUD). La línea vertical marca agosto de 2026, primer mes con información posterior al sismo.
Fuente: DANE (GEIH, microdatos); UNGRD (Registro Único de Damnificados); cálculos del Banco de la República.

La brecha de los indicadores entre ciudades afectadas y no afectadas no fue excepcionalmente amplia frente a la distribución histórica. Para valorar si las diferencias de agosto son inusuales, la brecha entre la variación anual de las ciudades afectadas y la de las no afectadas se compara con la observada en todos los meses desde 2011, excluyendo el periodo de la pandemia (marzo de 2020 a febrero de 2022). La brecha de la TO (-1,5 pp) se ubica en el percentil 16 de esa distribución, es decir, en el 16 % de los meses la ocupación de estas ciudades cayó frente a la del resto, más que en agosto de 2026; la de la TGP se sitúa en el percentil 22 y la de la TD, en el 69 (Cuadro R1.1, panel B). Ninguna de ellas se aleja más de una desviación estándar del promedio histórico[2].

Cuadro R1.1
Brecha entre ciudades afectadas y no afectadas en la variación anual y su posición en la distribución histórica
(puntos porcentuales, salvo percentiles y desviaciones estándar)

	TGP	TO	TD
A. Datos mensuales			
Brecha en julio de 2026, antes del sismo (pp)	0,1	-0,5	1
Brecha en agosto de 2026 (pp)	-1,2	-1,5	0,7
Percentil en la distribución histórica	22	16	69
Desviaciones estándar frente al promedio	-0,7	-0,8	0,6
B. Trimestre móvil			
Brecha en mayo-julio de 2026, antes del sismo (pp)	0,2	-0,1	0,5
Brecha en junio-agosto de 2026 (pp)	-0,2	-0,5	0,5
Percentil en la distribución histórica	39	27	73
Desviaciones estándar frente al promedio	-0,1	-0,3	0,6

Nota: la brecha es la variación anual de la tasa en las ciudades afectadas menos la de las no afectadas. El percentil indica la proporción de meses (panel A) o trimestres móviles (panel B) desde 2011 con una brecha menor que la de 2026. La distribución histórica excluye marzo de 2020 a febrero de 2022 (163 meses en el panel A y 161 trimestres móviles en el panel B). Series desestacionalizadas.
Fuente: DANE (GEIH, microdatos); UNGRD (Registro Único de Damnificados); cálculos del Banco de la República.

2 Si la comparación se restringe a los agostos, dos de los trece agostos anteriores registraron brechas de la TO más negativas que la de 2026. Con trimestre móvil la dirección es la misma, pero la magnitud es menor.

El subsidio al desempleo en Colombia: efectos sobre la duración del desempleo y la calidad del empleo

1. Introducción

Las economías en desarrollo suelen enfrentar fallas importantes en los mercados de crédito y de seguros, lo que limita la capacidad de los hogares para gestionar adecuadamente los riesgos financieros. En este sentido, el subsidio al desempleo puede desempeñar un papel central en el bienestar de los trabajadores, al permitirles suavizar su consumo durante los periodos de desempleo y aliviar sus restricciones de liquidez. Al proporcionar un respaldo económico temporal, el subsidio al desempleo les da a los trabajadores el tiempo necesario para buscar mejores oportunidades laborales, lo que puede mejorar la calidad del emparejamiento laboral y la productividad agregada (Acemoglu y Shimer, 1999; Tatsiramos, 2009).

No obstante, el diseño de estos beneficios enfrenta una tensión conocida en la literatura: debe equilibrar la protección del ingreso con el mantenimiento de los incentivos para buscar empleo activamente. En las economías en desarrollo, este reto se agudiza por un mayor riesgo moral, pues la debilidad de los sistemas de monitoreo y control, junto con la existencia de oportunidades laborales informales, puede reducir los incentivos para buscar empleo formal. Diseñar políticas de subsidio al desempleo efectivas en estos contextos exige minimizar dichos desincentivos sin dejar de proteger adecuadamente a quienes pierden su empleo.

En esta sección especial del *Reporte* presentamos el estudio de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026), quienes evalúan el efecto de la política de subsidio al desempleo sobre distintos resultados del mercado laboral colombiano, utilizando registros administrativos de la PILA, que permiten seguir la trayectoria laboral formal de trabajadores y empresas. Una característica particular del sistema colombiano es el estricto cumplimiento de las reglas de asignación: las cotizaciones al mecanismo se descuentan directamente del salario de los trabajadores formales y solo son elegibles para recibir beneficios quienes hayan cotizado al menos 12 de los 36 meses previos a la pérdida de su empleo.

Para identificar el efecto causal del programa, los autores aprovechan esta regla de elegibilidad mediante un diseño de regresión discontinua (RDD, por su sigla en inglés) alrededor del umbral de doce meses de cotización. Con el fin de evitar problemas de endogeneidad, es decir, que la pérdida del empleo, o la selección dentro del tratamiento, estén relacionadas con características propias del trabajador, el análisis se concentra en aquellos que perdieron su empleo por el cierre de sus empresas, un choque razonablemente exógeno a sus características individuales. Los resultados muestran que la elegibilidad para el subsidio al desempleo prolonga la duración del desempleo, pero no tiene un efecto significativo sobre los salarios de reempleo. Sin embargo, los trabajadores elegibles consiguen empleos más duraderos y tienen una mayor probabilidad de emplearse en empresas que pagan salarios más altos, lo que sugiere una mejora en la calidad del emparejamiento laboral en dimensiones distintas al salario. Estos resultados se mantienen, en términos generales, en ejercicios que

emplean otro tipo de choque, como los despidos masivos, definidos como una reducción superior al 30 % de la plantilla de personal de la empresa.

La evidencia internacional sobre los efectos del subsidio al desempleo en la duración del desempleo es amplia y, en general, encuentra que estos programas reducen la tasa de salida al empleo, prolongando así los periodos de desempleo (Katz y Meyer, 1990a, 1990b). La evidencia sobre la calidad del reempleo, en cambio, es más escasa y, con frecuencia, no muestra efectos positivos en los salarios (Card *et al*., 2007). En contextos de alta informalidad, como el colombiano, la literatura muestra que el efecto del subsidio al desempleo sobre la formalidad puede ser ambiguo y depende de la generosidad de los beneficios y del diseño de los requisitos de acceso (Bosch y Esteban-Pretel, 2015; Gerard y Gonzaga, 2021). El estudio que se presenta en esta sección contribuye a esta literatura al mostrar que, incluso en un mercado laboral con alta informalidad, el subsidio al desempleo puede generar ganancias de eficiencia al facilitar relaciones laborales más estables y productivas.

2. El subsidio al desempleo en Colombia

2.1 Contexto general del mercado laboral colombiano

El mercado laboral colombiano exhibe rasgos particulares, incluso frente a otras economías de la región. Colombia registra, de manera consistente, una de las tasas de desempleo más altas de América Latina: entre 2023 y 2025 esta tasa fue, en promedio, cerca de 3 pp superior a la de las principales economías de la región (México, Argentina, Brasil, Perú y Chile) (véase el *Reporte del Mercado Laboral*, núm. 36). A esto se suma una alta prevalencia de informalidad y de trabajo por cuenta propia: en 2025 la tasa de informalidad nacional se ubicó en el 56 %, tras haber alcanzado un 62 % durante la pandemia en 2021 (Bonilla-Mejía *et al*., 2025; Otero-Cortés *et al*., 2025).

Estos altos niveles de desempleo e informalidad se han relacionado, en la literatura, con rigideces estructurales del mercado laboral formal y con costos laborales relativamente altos. El salario mínimo, que supera el 85 % del salario promedio nacional, es un elemento central de esta dinámica: más del 40 % de los trabajadores formales devengan un ingreso cercano a este umbral (Becerra-Camargo y Morales-Zurita, 2025; Flórez *et al*., 2021). Adicionalmente, una gran cantidad de trabajadores exhibe una adherencia muy baja a la formalidad, con largos periodos por fuera del sector formal[1], lo que reduce las posibilidades de acceder a la política de subsidio al desempleo. Por el lado de la demanda, el tejido empresarial formal está compuesto, en su mayoría, por pequeñas y medianas empresas: el 90 % de las firmas tiene menos de 50 trabajadores, aunque estas solo concentran el 30 % del empleo formal (Flórez *et al*., 2021).

1 Morales, Ocampo y Samaniego de la Parra (2026) muestran que en la cohorte de trabajadores entre 40-45 años en 2024, aproximadamente el 42 % de los que participaron del mercado laboral formal lo hicieron solo el 10 % de un año en promedio. Esto implica una limitación importante de la elegibilidad de la política del subsidio al desempleo, la cual exige una permanencia en la formalidad de al menos un 33 % en el último año.

En la última década se han implementado distintas reformas orientadas a abordar estas rigideces estructurales, varias de las cuales coincidieron en el tiempo con las políticas de subsidio al desempleo analizadas en este estudio. No obstante, en ninguno de estos programas —entre ellos, reducciones de aportes parafiscales para jóvenes (2010-2013), reformas tributarias que redujeron las cargas no salariales (2012-2014) y un subsidio a la nómina enfocado en pymes, jóvenes y mujeres (2021-2024)— la elegibilidad dependió de las cotizaciones acumuladas a la seguridad social, la variable que determina el acceso al subsidio al desempleo (Bonilla-Mejía *et al*., 2026; Fernández y Villar, 2017; Morales y Medina, 2017; Bernal *et al*., 2017; Becerra-Camargo y Morales, 2025; Samaniego de la Parra *et al*., 2024). Por esta razón, es poco probable que estas reformas concurrentes sesguen las estimaciones presentadas en esta sección.

2.2 Creación del Mecanismo de Protección al Cesante (2013)

Mediante la Ley 1636 de 2013, Colombia creó el Mecanismo de Protección al Cesante (MPC), junto con el Servicio Público de Empleo (SPE), con el propósito de articular políticas pasivas y activas del mercado laboral. El componente de beneficios económicos del MPC busca mitigar el efecto adverso del desempleo sobre el ingreso de los hogares: los trabajadores elegibles pueden recibir, durante un máximo de seis meses, aportes a salud y pensión, así como el subsidio familiar, una transferencia monetaria mensual por cada persona a cargo. El acceso a estos beneficios está condicionado al cumplimiento de contraprestaciones, como la participación en procesos de capacitación y la obligación de postularse a vacantes que ofrezcan al menos el 80 % del salario previo del trabajador.

Para acceder al MPC, los empleados deben haber cotizado a una Caja de Compensación Familiar (CCF) durante al menos doce meses, continuos o discontinuos, dentro de los tres años anteriores a la pérdida del empleo; por su parte, los trabajadores independientes deben cumplir un requisito más exigente: veinticuatro meses en el mismo periodo. En ambos casos, la elegibilidad exige que la relación laboral haya finalizado, independientemente de la causa, y que el trabajador no cuente con otra fuente de ingresos. Las CCF son las encargadas de operar el MPC dentro de la Red de Prestadores del SPE [2]

2.3 Ampliación de beneficios durante y después de la pandemia (2020-2024)

El 12 de marzo de 2020, ante la emergencia económica provocada por la pandemia, el Gobierno amplió el alcance del MPC. Los trabajadores que hubieran cotizado a una CCF durante al menos un año, continuo o discontinuo, dentro de los cinco años anteriores, se hicieron acreedores, además de los beneficios de la Ley 1636 de 2013, a una transferencia monetaria directa equivalente a dos salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV), distribuida en tres giros mensuales, disponible mientras estuviera vigente la emergencia sanitaria, es decir, hasta el 30 de junio de 2022.

---

2 Las CCF son entidades privadas sin ánimo de lucro que administran una parte del sistema de seguridad social colombiano, financiadas con un aporte patronal equivalente al 4 % de la nómina.

Posteriormente, con el fin de dar continuidad a estas medidas e impulsar la recuperación del empleo, el Ministerio del Trabajo expidió la Ley 2225 de 2022, que modificó los beneficios económicos del MPC. La reforma introdujo una nueva transferencia monetaria directa, equivalente a 1,5 SMMLV, distribuida en cuatro meses de manera decreciente (40 %, 30 %, 20 % y 10 % del monto total, respectivamente), y restringida a trabajadores con ingresos inferiores a cuatro SMMLV. Adicionalmente, se mantuvieron los aportes a salud y pensión, calculados sobre un SMMLV, durante un máximo de seis meses para todos los trabajadores elegibles. La elegibilidad retornó a la anterior regla: cotizaciones durante al menos un año, continuo o discontinuo, dentro de los tres años anteriores.

3. Datos y metodología

3.1 Datos

Las estimaciones que se presentan en lo que sigue se basan en registros administrativos emparejados empleador-empleado provenientes de la PILA, el sistema centralizado mediante el cual tanto trabajadores independientes como empresas formales reportan mensualmente sus aportes a la seguridad social. La PILA permite observar, mes tras mes, los salarios, la situación laboral y las características de trabajadores y empresas, lo que permite seguir los movimientos de los trabajadores entre empleadores, sus entradas y salidas del mercado laboral formal, y la dinámica de las firmas, incluida su creación, su tamaño y su cierre. La base de datos es de gran tamaño: cubre, en promedio, cerca de 450.000 empresas y 13,5 millones de trabajadores mensuales (promedio) al año.

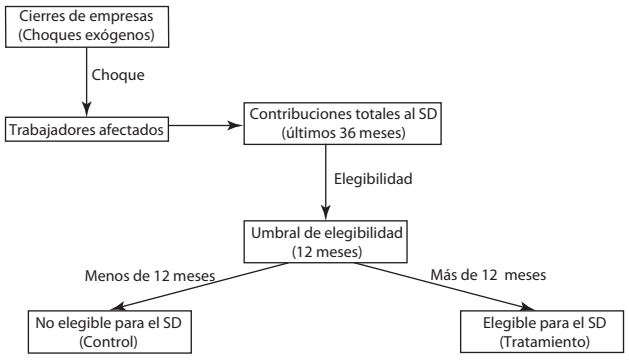
Con el propósito de evitar la autoselección de los trabajadores hacia el tratamiento, es decir, que un trabajador decida renunciar a su empleo una vez que tiene certeza de ser elegible para el beneficio, la muestra de estimación se restringe a trabajadores cuya separación laboral obedece al cierre de su empresa. Un cierre se define como la desaparición de una firma de los registros de la PILA durante al menos veinticuatro meses consecutivos, tras haber estado activa durante al menos doce meses consecutivos. De esta manera, la pérdida del empleo no depende de la decisión del trabajador, sino que se debe a un choque exógeno.

El estudio distingue dos regímenes de política. El primero corresponde al diseño original de la Ley 1636 de 2013, vigente sin modificaciones sustanciales hasta marzo de 2020 (Política 1, entre abril de 2013 y diciembre de 2019). El segundo corresponde al esquema ajustado durante la pandemia (Política 2, entre julio de 2022 y diciembre de 2024, fecha hasta la cual el estudio cuenta con datos disponibles).

3.2 Estrategia empírica

Para estimar el efecto causal del subsidio al desempleo, el estudio aprovecha la regla de elegibilidad que otorga acceso al beneficio únicamente a quienes cotizaron durante al menos 12 de los 36 meses previos a la pérdida del empleo. Esta regla genera un punto de corte nítido en el acceso al beneficio, que puede analizarse mediante un diseño de regresión

Diagrama 1
Selección de la muestra y definición de los grupos de comparación



Fuente: elaboración propia con base en Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026).

discontinua (RDD). El Diagrama 1 resume la construcción de la muestra y la definición de los grupos de tratamiento y de control. El supuesto de identificación es que los determinantes observables y no observables de los resultados laborales varían suavemente alrededor del umbral, de modo que el cambio discontinuo en la probabilidad de acceso al beneficio puede atribuirse a la política.

La especificación empírica corresponde a una regresión de mínimos cuadrados ponderados de la forma:

$$Y_{it} = \alpha + \delta_{RD} T_{it} + \beta x_{it} + \tau (x_{it} \times T_{it}) + \gamma Z_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

donde Y_{it} es el resultado laboral de interés (por ejemplo, la duración del desempleo o las características del primer empleo tras el choque); x_{it} es la variable de asignación, definida como el número de meses cotizados menos el umbral de elegibilidad (doce meses); T es una variable indicadora que toma el valor de 1 si el trabajador es elegible al beneficio y 0 en caso contrario; y Z_i es un vector de variables de control predeterminadas (edad, sexo, antigüedad de la empresa previa al choque y sector económico). El parámetro de interés es δ, que mide el salto discontinuo en el resultado Y en el umbral de elegibilidad, es decir, el efecto causal de la elegibilidad para el subsidio al desempleo. La especificación se estima localmente alrededor del umbral, utilizando un ancho de banda óptimo y ponderaciones de un núcleo triangular, siguiendo la metodología estándar de Cattaneo *et al*. (2024) y de Lee y Lemieux (2010).

Conviene precisar qué mide exactamente este parámetro. El diseño identifica el efecto de la regla institucional de elegibilidad y no el de recibir efectivamente el beneficio: δ captura el efecto de cruzar el umbral legal de cotizaciones, que combina tanto el acceso al beneficio como los ajustes de comportamiento asociados con saberse elegible. Esta es la magnitud relevante desde el punto de vista de la política pública, pues el formulador de esta controla directamente los criterios de elegibilidad, mas no la decisión de reclamar el beneficio. Asimismo, se trata de un efecto local: informa sobre los trabajadores que se ubican en la vecindad del umbral de doce meses de cotización y que perdieron su empleo por el cierre de su empresa, y no necesariamente sobre el conjunto de desempleados del país.

Antes de interpretar los resultados como causales, los autores verifican dos supuestos clave de este diseño. Primero, que las

características predeterminadas de los trabajadores no presenten saltos discontinuos en el umbral: en ninguno de los dos periodos de política se observan diferencias estadísticamente significativas en estas características entre trabajadores elegibles y no elegibles. Segundo, que los trabajadores no puedan manipular de manera estratégica su historial de cotizaciones para ubicarse justo por encima del umbral: las pruebas de continuidad de la densidad de la variable de asignación no rechazan la hipótesis de continuidad en ninguno de los dos periodos (valores p de 0,65 en la Política 1 y de 0,53 en la Política 2), lo que respalda la validez del diseño.

4. Resultados

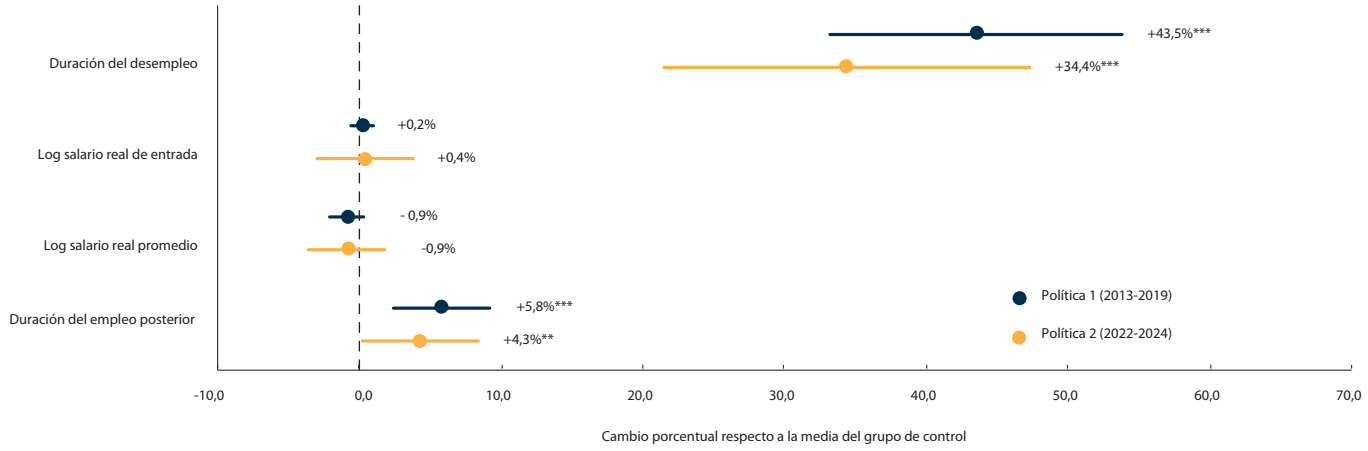
Los gráficos de resultados resumen las estimaciones de la ecuación (1) bajo el estimador robusto con controles, el criterio de inferencia preferido por los autores por ser, por construcción, el más exigente de los tres que reporta el estudio (el convencional y el sesgo corregido se omiten aquí por simplicidad; véase Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales, 2026, para el detalle completo). Cada fila corresponde a una variable de resultado, o a una variable combinada con un subgrupo de la población (nivel de ingreso o género, según el gráfico); el punto indica el estimador puntual y la línea horizontal, el intervalo de confianza al 95 %. El color distingue la Política 1 (2013-2019) de la Política 2 (2022-2024). Para hacer comparables los efectos medidos en unidades distintas (meses, logaritmos del salario e indicadores 0/1), todos los resultados se expresan como el cambio porcentual respecto del promedio de la variable en el grupo de control, es decir, en los trabajadores ubicados justo por debajo del umbral de elegibilidad; en el caso de las variables en logaritmos, el coeficiente multiplicado por 100 se interpreta directamente como un cambio porcentual. Los asteriscos denotan significancia estadística, bajo el criterio robusto de inferencia, al 1 % (***), 5 % (**) y 10 % (*).

4.1 Efectos principales de la elegibilidad

El Gráfico 29 presenta el efecto de la elegibilidad para el subsidio al desempleo sobre los principales resultados laborales, en ambos periodos de política y bajo el estimador robusto con controles. El resultado más claro es que los trabajadores elegibles permanecen desempleados durante más tiempo: la elegibilidad aumenta la duración del desempleo en un 43,5 % respecto del promedio del grupo de control bajo la Política 1 (cerca de 1,3 meses adicionales) y en 34,4 % bajo la Política 2 (cerca de un mes adicional), en ambos casos con alta significancia estadística. En contraste, no se observa un efecto significativo sobre el salario real de entrada ni sobre el salario real promedio del nuevo empleo en ninguno de los dos periodos, lo que indica que el beneficio no mejora el emparejamiento laboral por la vía salarial.

No obstante, la elegibilidad sí se asocia con una mayor duración del primer empleo posterior al choque: un efecto del 5,8 % bajo la Política 1 (cerca de 0,7 meses adicionales) y del 4,3 % bajo la Política 2 (entre 0,44 y 0,47 meses, según la especificación). Este resultado es consistente con un mecanismo de búsqueda de empleo en el que el subsidio al desempleo alivia las restricciones de liquidez, lo que permite a los desempleados buscar empleo durante más

Gráfico 29
Efectos principales de la elegibilidad para el subsidio al desempleo, Política 1 y Política 2



Nota: estimador puntual e intervalo de confianza al 95 % (robusto) de la discontinuidad en el umbral de elegibilidad, en la especificación con controles, expresados como cambio porcentual respecto del promedio del grupo de control (en las variables en logaritmos, el coeficiente multiplicado por 100). ***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.
Fuente: PILA; cálculos de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026).

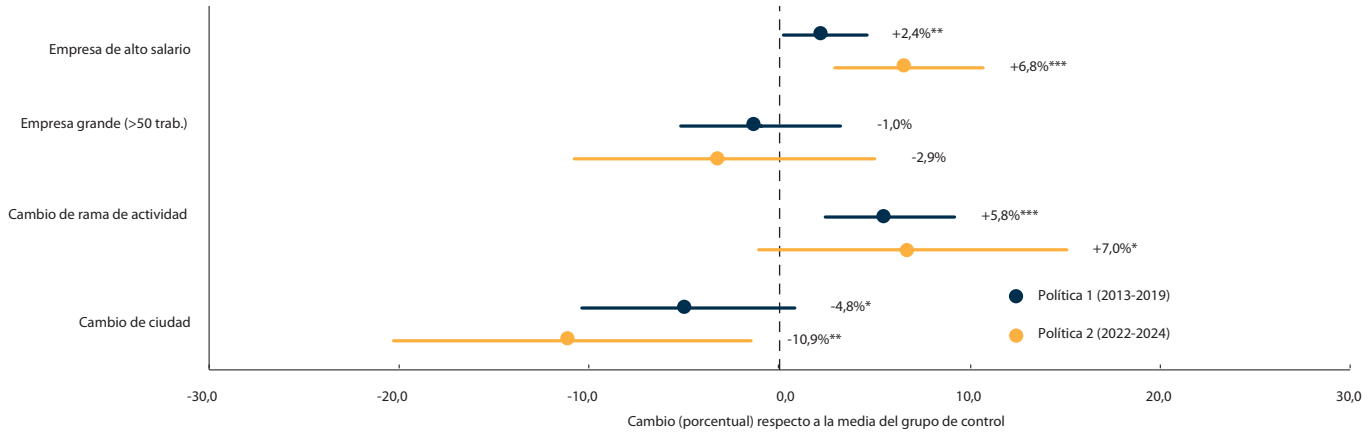
tiempo y establecer relaciones laborales más estables, aún en ausencia de ingresos salariales. En conjunto, estos resultados muestran que la elegibilidad para el subsidio al desempleo aumenta de manera consistente la duración del desempleo en ambos periodos, sin evidencia de mejoras salariales, pero sí de una mejora en la estabilidad del empleo posterior.

4.2 Características del empleo posterior

El Gráfico 30 examina las características de las empresas en las que se reemplean los trabajadores, lo que aporta evidencia adicional sobre la calidad del emparejamiento. Bajo la Política 1, la elegibilidad al beneficio incrementa en un 2,4 % la probabilidad de emplearse en una empresa que paga salarios por encima de la mediana (1,4 pp); bajo la Política 2 este efecto es considerablemente mayor, 6,8 % (4,1 pp). En ningún periodo se observa un efecto significativo en la probabilidad de vincularse a una empresa grande con más de cincuenta trabajadores.

La elegibilidad también incrementa la probabilidad de cambiar de rama de actividad económica en ambos periodos (5,8 % bajo la Política 1 y 7,0 % bajo la Política 2), lo que sugiere una mejor reasignación hacia empleos más adecuados. En sentido contrario, reduce la movilidad geográfica: los trabajadores elegibles tienen una probabilidad 4,8 % menor de cambiar de ciudad bajo la Política 1, un efecto moderado consistente con una exigencia relativamente laxa de las contraprestaciones del programa en sus primeros años. Bajo la Política 2, este efecto es más del doble (10,9 % menor), posiblemente asociado con un cumplimiento más estricto de las contraprestaciones, en particular de la asistencia presencial a las capacitaciones. En conjunto, el beneficio parece mejorar la calidad del emparejamiento laboral en dimensiones distintas al salario: los trabajadores elegibles tienen una mayor probabilidad de vincularse a empresas mejor pagadas, a la vez que reducen su movilidad geográfica, en especial bajo la Política 2.

Gráfico 30
Características del empleo posterior a la elegibilidad, Política 1 y Política 2



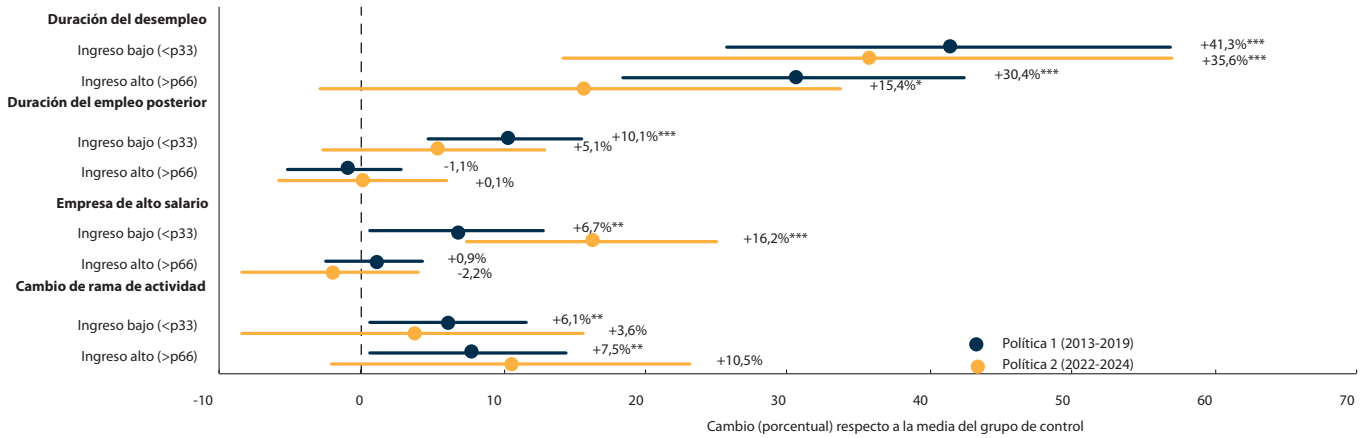
Nota: "Empresa de alto salario" indica que la firma de reempleo paga un salario promedio superior a la mediana de la PILA; "Empresa grande", que tiene más de 50 trabajadores. Estimador puntual e intervalo de confianza al 95 % (robusto), en la especificación con controles, expresados como cambio porcentual respecto del promedio del grupo de control. ***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.
Fuente: PILA; cálculos de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026).

4.3 Heterogeneidad de los efectos: nivel de ingreso y género

Con el fin de explorar los mecanismos subyacentes a estos resultados, el estudio evalúa si los efectos difieren entre trabajadores de bajos y altos ingresos, así como entre hombres y mujeres. La lógica del primer ejercicio es directa: si el subsidio al desempleo opera aliviando las restricciones de liquidez, sus efectos deberían concentrarse en los trabajadores con mayor probabilidad de enfrentar restricciones financieras. Si, por el contrario, los efectos fueran similares entre grupos de ingreso, la evidencia sería más compatible con un canal de riesgo moral, es decir, con una reducción generalizada del esfuerzo de búsqueda. Para ello, la ecuación (1) se estima por separado para los trabajadores del tercio inferior (por debajo del percentil 33) y del tercio superior (por encima del percentil 66) de la distribución salarial previa al choque.

El Gráfico 31 muestra que los efectos se concentran, de manera sistemática, en los trabajadores de menores ingresos. En la Política 1, el efecto sobre la duración del desempleo es del 41,3 % para el tercio inferior (1,38 meses) frente al 30,4 % para el tercio superior (0,78 meses); en la Política 2 la brecha es aún más marcada: 35,6 % (1,10 meses) frente al 15,4 % (0,40 meses). El contraste es todavía más agudo en la calidad del reempleo. En la Política 1, la duración del primer empleo posterior aumenta 10,1 % (cerca de 1,1 meses) en el tercio inferior, mientras que en el tercio superior el efecto es nulo; y la probabilidad de reemplearse en una empresa de salarios altos sube un 6,7 % (3,4 pp) entre los trabajadores de menores ingresos, frente a un efecto no significativo entre los de mayores ingresos. En la Política 2 esta diferencia se amplía: 16,2 % (cerca de 9 pp) en el tercio inferior, sin efecto en el tercio superior. Este patrón respalda la hipótesis de que aliviar las restricciones de liquidez, y no una reducción generalizada del esfuerzo de búsqueda, es el mecanismo relevante detrás de la extensión de los periodos de desempleo.

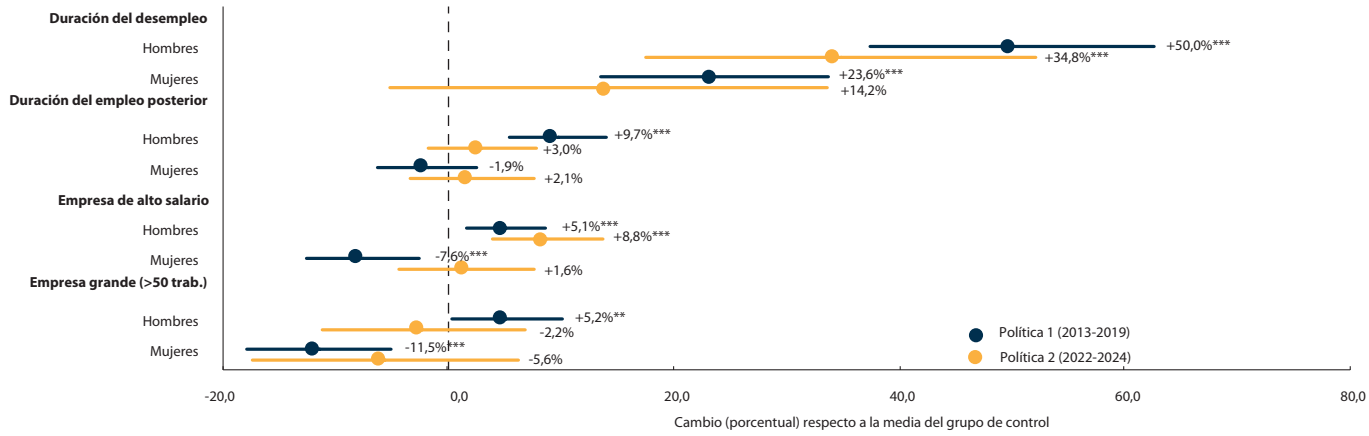
Gráfico 31
Heterogeneidad por nivel de ingreso



Nota: cada fila corresponde a la estimación para el subgrupo indicado, en la especificación con controles. Ingreso <p33 y >p66 se refieren, respectivamente, al tercio inferior y al tercio superior de la distribución del salario previo al choque. Estimador puntual e intervalo de confianza al 95 % (robusto), expresados como cambio porcentual respecto del promedio del grupo de control. ***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.
Fuente: PILA; cálculos de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026).

El Gráfico 32 presenta el ejercicio de heterogeneidad por género. En este caso, el efecto sobre la duración del desempleo es sustancialmente mayor para los hombres que para las mujeres: en la Política 1, la elegibilidad prolonga el desempleo en un 50,0 % entre los hombres (cerca de 1,5 meses adicionales) frente al 23,6 % entre las mujeres (alrededor de 0,7 meses); en la Política 2 la diferencia se mantiene (34,8 % frente a 14,2 %), y en este último periodo el efecto para las mujeres deja de ser estadísticamente significativo bajo el criterio de inferencia robusta.

Gráfico 32
Heterogeneidad por género



Nota: cada fila corresponde a la estimación para el subgrupo indicado, en la especificación con controles. "Empresa de alto salario" indica que la firma de reempleo paga un salario promedio superior a la mediana de la PILA; "Empresa grande", que tiene más de 50 trabajadores. Estimador puntual e intervalo de confianza al 95 % (robusto), expresados como cambio porcentual respecto del promedio del grupo de control. ***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.
Fuente: PILA; cálculos de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026).

De manera consistente, los hombres elegibles muestran mejoras en varias dimensiones de la calidad del reempleo bajo la Política 1: la duración del primer empleo aumenta en un 9,7 % (cerca de 1,1 meses), la probabilidad de vincularse a una empresa de salarios altos sube en el 5,1 % (2,8 pp) y la de emplearse en una empresa grande, en un 5,2 % (2,3 pp). Para las mujeres, en cambio, no solo no se observan mejoras, sino que los efectos en estas dos últimas dimensiones son negativos y estadísticamente significativos (-7,6 % y -11,5 %, respectivamente). En la Política 2 el patrón se atenúa, pero se mantiene la asimetría: la probabilidad de reemplazarse en una empresa de salarios altos aumenta en un 8,8 % entre los hombres y no cambia de manera significativa entre las mujeres. Un resultado que sí es común a ambos grupos, y que se repite en los dos periodos, es el aumento en la probabilidad de cambiar de rama de actividad económica.

Los autores relacionan esta diferencia con la literatura que documenta que las mujeres suelen fijar salarios de reserva más bajos que los hombres, lo que reduce mecánicamente la duración de la búsqueda y aumenta la probabilidad de aceptar ofertas más tempranas y potencialmente de menor calidad (Caliendo *et al*., 2017; McGee y McGee, 2025, Flórez, Melo y Posada, 2023). A esto se suman mayores restricciones de liquidez asociadas con el cuidado infantil (Casarico *et al*., 2023), una mayor valoración de la flexibilidad y de la cercanía del lugar de trabajo (Le Barbanchon *et al*., 2021) y una penalidad de la maternidad ampliamente documentada en la región, que se traduce en menor empleo, menos horas trabajadas y una mayor participación en empleos informales o de tiempo parcial tras la llegada de los hijos (Berniell *et al*., 2021, 2023).

5. Conclusiones

Los resultados de Astorga-Rojas, Guida-Johnson y Morales (2026) muestran que el seguro de desempleo incide, de manera sutil pero significativa, en los resultados laborales de los trabajadores colombianos afectados por el cierre de sus empresas. La elegibilidad para el beneficio prolonga la duración del desempleo, en particular entre los trabajadores de menores ingresos y los hombres, un patrón consistente con la hipótesis de que el alivio de las restricciones de liquidez extiende el tiempo de búsqueda al permitir a los trabajadores esperar mejores oportunidades.

Si bien no se encuentra evidencia de que el subsidio al desempleo mejore de manera sistemática los salarios de entrada o los salarios promedio tras el desempleo, sí se observa una mejora en la calidad del emparejamiento laboral en dimensiones distintas al salario: los trabajadores elegibles permanecen más tiempo en su primer empleo y tienen una mayor probabilidad de vincularse a empresas más productivas. Estos resultados sugieren que los beneficios del programa van más allá del apoyo económico de corto plazo y contribuyen a relaciones laborales más estables y productivas. Finalmente, los autores muestran que los resultados encontrados en general se mantienen cuando se consideran escenarios alternativos de pérdida de empleo, como por ejemplo despidos masivos.

Cabe subrayar que los grupos para los que el subsidio al desempleo prolonga la duración del desempleo son también aquellos que registran las mayores ganancias en la calidad del emparejamiento. Esta simetría es relevante para la evaluación de la política: el mayor tiempo de búsqueda no parece constituir, en estos casos, un costo puro de eficiencia, sino la contrapartida de un proceso de búsqueda más productivo. La excepción son las mujeres, para quienes la elegibilidad no se traduce en mejores emparejamientos, un resultado que sugiere que las restricciones que enfrentan durante la búsqueda de empleo no se resuelven únicamente con alivios de liquidez y que merece mayor atención en el diseño del programa.

En conjunto, estos hallazgos resaltan el papel del subsidio al desempleo en la eficiencia del mercado laboral, en particular en contextos en los que los cierres de empresa o los despidos masivos generan choques abruptos en el empleo. Aunque el programa no parece incrementar los salarios de manera directa, sí contribuye a transiciones laborales más efectivas al permitir a los trabajadores tomarse el tiempo necesario para asegurar empleos más estables y productivos. Estos resultados subrayan la importancia de la política de subsidio al desempleo en Colombia y en América Latina y sugieren que los programas sociales que combinan un alivio económico inmediato con mejores resultados laborales a largo plazo pueden ser particularmente valiosos.

Referencias

Acemoglu, D., & Shimer, R. (1999). "Efficient Unemployment Insurance", *Journal of Political Economy*, 107(5), pp. 893-928.

Acemoglu, D., & Shimer, R. (2000). "Productivity Gains from Unemployment Insurance", *European Economic Review*, 44(7), pp. 1195-1224.

Arango, L. E. (2013). "Puestos de trabajo vacantes según anuncios de la prensa escrita de las siete principales ciudades de Colombia". Borradores de Economía, núm. 793, Banco de la República. doi: 10.32468/be.793

Astorga-Rojas, D., Guida-Johnson, N., & Morales, L. F. (2026). "Evaluating Unemployment Insurance in a Developing Economy: Evidence from Colombia," Borradores de Economia, núm. 1374, Banco de la Republica de Colombia.

Barbanchon, T. Le, Rathelot, R., & Roulet, A. (2021). "Gender Differences in Job Search: Trading off Commute against Wage", *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1), pp. 381-426.

Becerra-Camargo, O. R., & Morales-Zurita, L. F. (2025). "Labor Demand Responses to Payroll Taxes in an Economy with Wage Rigidity: Evidence from Colombia," Borradores de Economia, núm. 1297, Banco de la Republica de Colombia.

Bernal, R., Meléndez, M., Eslava, M., & Pinzón, A. (2017). "Switching from Payroll Taxes to Corporate Income Taxes: Firms' Employment and Wages after the 2012 Colombian Tax Reform". *Economía*, 18(1), pp. 41-74.

Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2021). "Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect", *Journal of Development Economics*, 150, 102599.

Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2023). "Motherhood and Flexible Jobs: Evidence from Latin American Countries", *World Development*, 167, 106225.

Bonilla-Mejía, L., Flórez, L. A., Hermida, D., Lasso-Valderrama, F., Morales, L. F., & Pulido, J., (2026). "Payroll Subsidies for SMEs in Informal Labor Markets". *Journal of Development Studies*, por publicarse.

Bonilla-Mejía, L., Granda-Carvajal, C., Flórez, L. A., Hermida-Giraldo, D., Lasso-Valderrama, F. J., & Morales-Zurita, L. F. (2025). "Mejor desempeño del empleo asalariado, y análisis del mercado laboral colombiano en el contexto latinoamericano". *Reporte de Mercado Laboral*, núm. 36, octubre. Banco de la República. doi: 10.32468/rml.36

Bosch, M., & Esteban-Pretel, J. (2015). "The Labor Market Effects of Introducing Unemployment Benefits in an Economy with High Informality", *European Economic Review*, 75, pp. 1-17.

Caliendo, M., Lee, W.-S., & Mahlstedt, R. (2017). "The Gender Wage Gap and the Role of Reservation Wages: New Evidence for Unemployed Workers", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 136, pp. 161-173.

Card, D., Chetty, R., & Weber, A. (2007). "The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job?", *American Economic Review*, 97(2), pp. 113-118.

Casarico, A., Del Rey, E., & Silva, J. I. (2023). "Child Care Costs, Household Liquidity Constraints, and Gender Inequality", *Journal of Population Economics*, 36(3), pp. 1461-1487.

Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2024). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions*, Cambridge University Press.

Fernández, C., & Villar, L. (2017). "The Impact of Lowering the Payroll Tax on Informality in Colombia". *Economía*, 18(1), pp. 125-155.

Flórez, L. A., Melo-Becerra, L. A., & Posada, C. E. (2023). "Estimating the Reservation Wage across City Groups in Colombia: A Stochastic Frontier Approach". *Latin American Economic Review*, 32, pp. 1-24.

Méndez-Vizcaíno, J. C.; Guarín, A.; Anzola-Bravo, C.; Grajales-Olarte, A. (2021). "Characterizing and Communicating the Balance of Risks of Macroeconomic Forecasts: A Predictive Density approach for Colombia". Borradores de Economía, núm. 1178, Banco de la República. doi: 10.32468/be.1178

Morales, L. F., & Medina, C., 2017. "Assessing the Effect of Payroll Taxes on Formal Employment: The Case of the 2012 Tax Reform in Colombia". *Economía*, 18(1), 75-124. doi: 10.31389/eco.52

Morales, L. F., Ocampo, S., & Samaniego de la Parra, B. (2026). "Labor Market Trajectories and Earnings Dynamics in Colombia". *Journal of Macroeconomics*, 103805.

Morales, L.; Hermida, D.; Dávalos, E. (2019). "Interactions between Formal and Informal Labor Dynamics: Revealing Job Flows from Household Surveys". Borradores de Economía, núm. 1090, Banco de la República. doi: 10.32468/be.1090

Otero-Cortés, A. S., Acosta, K., Arango, L. E., Aristizábal, D., Ávila-Montealegre, O., Becerra-Camargo, O. R., Fernández, C., Flórez, L. A., Galvis-Aponte, L. A., Grajales-Olarte, A., Granda-Carvajal, C., Hamann-Salcedo, F. A., Jaramillo-Echeverri, J., Medina-Durango, C. A., Morales-Piñero, J. E., Morales, A., Morales-Zurita, L. F., Ospina-Tejeiro, J. J., Posso-Suárez, C. M., Pulido-Pescador, J. D., Ramos-Veloza, M. A., & Sarasti-Sierra, A. (2025). "Nueva evidencia sobre la informalidad laboral y empresarial en Colombia". *Revista Ensayos sobre Política Económica*, 108. doi: 10.32468/espe108

Ramos-Veloza, M. A.; Naranjo-Saldarriaga, S.; Pulido, J. (2026). "Wage Dynamics, Unemployment and Inflation: Enhancing 4GM Semi-Structural Model". Borradores de Economía, núm. 1341, Banco de la República. doi: 10.32468/be.1341

Samaniego de la Parra, B., Otero-Cortés, A., & Morales-Zurita, L. F. (2024). The Labor Market Effects of Facilitating Social Security Contributions under Part-Time Employment Contracts: Evidence from Colombia". *Labour Econ.* 91, 102630. doi: 10.1016/j.labeco.2024.102630.

Tatsiramos, K. (2009). "Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability", *Journal of the European Economic Association*, 7(6), pp. 1225-1260.

Anexo 1

Glosario

Creación de empleo: cambios positivos en el empleo de las firmas en un mercado laboral. Se asocia regularmente a los empleos creados de un periodo a otro.

Curva de Beveridge: corresponde a la representación gráfica de la relación entre la tasa de vacantes y la tasa de desocupación. La posición de la curva de Beveridge con respecto al origen depende de la eficiencia tecnológica del emparejamiento entre firmas y trabajadores. Aumentos en dicha eficiencia trasladarán la curva de Beveridge al interior, de tal forma que para un mismo nivel de vacantes la tasa de desocupación sea menor.

Desanimados: son aquellos inactivos que dejaron de buscar empleo porque no creen posible encontrarlo o están cansados de buscarlo.

Desempleo de corta duración: desempleados que buscan empleo hace tres meses o menos.

Destrucción de empleo: cambios negativos en el empleo de las firmas en un mercado laboral. Se asocia regularmente a los empleos destruidos de un periodo a otro.

Empleo asalariado: población ocupada con posición ocupacional de obrero o empleado en una empresa particular, y de obrero o empleado en el gobierno.

Empleo no asalariado: población ocupada con posiciones ocupacionales de empleado doméstico, trabajador por cuenta propia, patrón o empleador, trabajador familiar sin remuneración y jornalero o peón.

Estrechez: es una medida de la disponibilidad de trabajadores dada determinada cantidad de vacantes en la economía. El indicador de estrechez por excelencia es la razón entre el *stock* de vacantes y el número de desempleados.

Fuerza de trabajo: está conformada por las personas en edad de trabajar que trabajan o están buscando empleo.

Indicador de subutilización de la mano de obra U1: refleja la proporción de desempleados que han buscado empleo por más de tres meses como porcentaje de la PEA. U1 = (desocupados hace más de tres meses) / PEA.

Indicador de subutilización de la mano de obra U2: además de incluir a los desempleados actuales, reúne a los desempleados desanimados que pasaron a ser inactivos en el último año por no encontrar un trabajo disponible en la ciudad o región, estar cansado de buscar, o no encontrar trabajo apropiado. U2: (desempleados + desanimados) / (PEA + desanimados).

Indicador de subutilización de la mano de obra U3: incluye a la población del indicador U2 más los marginalmente atados al mercado laboral (IM), que corresponden a los inactivos que estuvieron buscando trabajo y se retiraron de la fuerza laboral por razones diferentes al desaliento. U3 = (desempleados + desanimados + IM) / (PEA + desanimados + IM).

Indicador de subutilización de la mano de obra U4: además de incluir a los individuos del indicador U3, considera a aquellos ocupados de tiempo parcial (jornada semanal menor de 40 horas) que están dispuestos a trabajar más horas. U4 = (desempleados + desanimados + IM + ocupados de tiempo parcial) / (PEA + desanimados + IM).

Inflación básica: medida de inflación que busca eliminar los movimientos y choques temporales en los precios; excluye a los alimentos y bienes regulados (combustibles, servicios públicos, transporte) de la canasta de precios de consumo.

Informales: se define mediante la intersección de criterios asociados a características de las firmas, como el registro mercantil, la contabilidad completa o simplificada y el tamaño de firma. Como también, con características de la ocupación, como la cotización a seguridad social.

Margen intensivo: hace referencia a la cantidad de horas que un trabajador está empleado.

Margen extensivo: se refiere a la cantidad de empleados.

Marginalmente atados al mercado laboral (IM): son inactivos que buscaron empleo en los últimos doce meses y se retiraron de la fuerza laboral por razones diferentes al desaliento (no están incluidos dentro de los desanimados).

Mercado laboral estrecho: es aquel donde la razón vacantes/desempleados es alta, lo cual indica que hay más vacantes que llenar y menos desempleados disponibles para cubrir dichas vacantes.

Nairu: tasa de desocupación compatible con una inflación estable.

Otras cabeceras y zonas rurales: *área rural* es la zona denominada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) como área rural dispersa y centros poblados. Las *otras cabeceras* corresponden a las cabeceras municipales que no hacen parte de las veintitrés ciudades ni sus áreas metropolitanas, esto incluye el área urbana de las ciudades de Mocoa, Leticia, Yopal, Arauca, San José del Guaviare, Mitú, Puerto Inírida, Puerto Carreño y San Andrés.

Población en edad de trabajar (PET): grupo constituido por las personas de 15 y más años.

Población ocupada: aquellas personas que durante la semana de referencia trabajaron al menos una hora de forma remunerada o no remunerada en el caso de los trabajadores

familiares. Incluye a las personas que, teniendo un empleo o negocio, no trabajaron por vacaciones o licencia y cuya expectativa de retorno no sea mayor de cuatro meses.

Productividad laboral: se mide como la razón entre PIB real y las horas trabajadas totales.

Siete ciudades: de acuerdo con el DANE, son las cabeceras municipales de Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto y los municipios que conforman las áreas metropolitanas.

Salario real-productor: se refiere al salario nominal por hora ajustado por el deflactor del PIB. Es la medida más adecuada para comparar frente a la productividad desde el punto de vista de las firmas.

Tasa de contrataciones: proporción de trabajadores que encuentran empleo en cada período en relación con el empleo total.

Tasa de desocupación: es la relación porcentual entre el número de personas que están buscando trabajo y el número de personas que integran la fuerza laboral.

Tasa de informalidad: es la relación porcentual de la población ocupada informal y el número de personas que integran la población ocupada total.

Tasa de ocupación: es la relación porcentual entre la población ocupada y el número de personas que integran la población en edad de trabajar.

Tasa de ocupación asalariada (TOA): se calcula como el cociente entre el número de empleados asalariados y la población en edad de trabajar.

Tasa de ocupación no asalariada (TON): cociente entre el número de empleados no asalariados y la población en edad de trabajar.

Tasa de separaciones: proporción de todos los trabajadores que pierden su empleo en cada periodo en relación con el empleo total.

Tasa global de participación: es la relación porcentual entre la fuerza de trabajo y la población en edad de trabajar.

Trabajadores afectados por el salario mínimo: corresponde a los asalariados cuya remuneración básica oscila entre 0,9 y 1,5 salarios mínimos mensuales legales vigentes.

Trabajadores no afectados por el salario mínimo: asalariados cuya remuneración básica es superior a 1,5 salarios mínimos.

Trece ciudades: de acuerdo con el DANE, son las cabeceras municipales y los municipios que conforman las áreas metropolitanas de Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pasto, Pereira, Cúcuta, Villavicencio, Montería, Cartagena e Ibagué.

Vacantes: son los puestos de trabajo disponibles en determinado momento y son un indicador del comportamiento de la demanda del mercado laboral insatisfecha.

Veintitrés ciudades y sus áreas metropolitanas: las cabeceras municipales de Bogotá, Medellín (Caldas, La Estrella, Sabaneta, Itagüí, Envigado, Bello, Girardota, Copacabana y Barbosa), Cali (Yumbo), Barranquilla (Soledad), Bucaramanga (Girón, Piedecuesta y Floridablanca), Manizales (Villa María), Pasto, Cartagena, Cúcuta (Villa del Rosario, Los Patios y El Zulia), Neiva, Pereira (Dosquebradas y La Virginia), Montería, Villavicencio, Tunja, Quibdó, Popayán, Ibagué, Valledupar, Sincelejo, Riohacha, Florencia, Santa Marta y Armenia.

Publicaciones del Grupo de Análisis del Mercado Laboral

- Banco de la República (2026). "Incremento del empleo formal jalonado por el segmento no asalariado y dinámica de las brechas de género en las últimas cuatro décadas", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 39, julio. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2026). "Moderación en la dinámica del empleo y efectos del cambio demográfico sobre la tasa de desocupación de largo plazo", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 38, abril. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2026). "Mayor dinamismo de la ocupación jalonado por el área rural y efectos de reducir los costos laborales no salariales", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 37, enero. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2025). "Mejor desempeño del empleo asalariado, y análisis del mercado laboral colombiano en el contexto latinoamericano", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 36, octubre. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2025). "Crecimiento del empleo liderado por el área rural y dinámica de la participación laboral", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 35, julio. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2025). "Crecimiento de la ocupación jalonado por el segmento no asalariado y un análisis sobre el teletrabajo en Colombia", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 34, abril. Bogotá: Banco de la República.

- Banco de la República (2025). "Estabilidad de la ocupación y efectos del incremento en el costo del entrenamiento en la demanda de aprendices", *Reportes del Mercado Laboral*, núm. 33, enero. Bogotá: Banco de la República.