

Actualización de la estimación de PIB tendencial

05 de mayo de 2025

Tabla de Contenido

1. Introducción	2
2. Metodología y datos utilizados para el cálculo del PIB tendencial	4
2.1. Metodología general para el cálculo del PIB tendencial	4
2.2. Datos utilizados	6
3. Estimación de variables y ajustes metodológicos	8
3.1. Capital tendencial (K)	8
3.2. Trabajo tendencial (L)	13
3.3. Productividad total de los factores tendencial (A)	15
4. Resultados	16
5. Conclusiones	18
6. Bibliografía	19
7. Anexos: Pruebas de estacionariedad y significancia	21
7.1. Tasa de depreciación	21
7.2. Costo del uso del capital (CUK) y crecimiento de la inversión	22
7.3. UCI observada Y NAICU	25
7.4. Tasa de desempleo observada y NAIRU	28
7.5. PTF observada y A tendencial	32
7.6. Ventajas del Filtro de Hodrick-Prescott Boosted (HPB)	36

1. Introducción

La Ley 1473 de 2011 introdujo la Regla Fiscal en Colombia, con el objetivo de garantizar la sostenibilidad de las finanzas públicas en el largo plazo. Con la expedición de la Ley 2155 de 2021, que modificó la Ley 1473, y el Decreto 1717 del mismo año, se asignaron funciones específicas al Comité Autónomo de la Regla Fiscal (CARF) que reflejan su condición de órgano técnico e independiente responsable de realizar el seguimiento a la Regla Fiscal y de emitir conceptos no vinculantes con el fin de contribuir a la sostenibilidad de las finanzas públicas. En el marco de estas responsabilidades, el CARF debe estimar la senda del PIB tendencial y las elasticidades de recaudo a PIB. Estos insumos se utilizan para el cálculo del ciclo económico, que es uno de los componentes del Balance Primario Neto Estructural (BPNE), el indicador sobre el cuál operan las metas de la Regla Fiscal.

La Ley 2155 de 2021 ajustó su marco operacional, estableciendo que el nivel de deuda pública deberá oscilar alrededor de un objetivo de mediano plazo (ancla) fijado en 55% del PIB, de tal manera que con alta probabilidad no supere un límite de 71% del Producto Interno Bruto (PIB). Al mismo tiempo, se establecen metas operativas sobre el BPNE, de forma tal que si la deuda supera el nivel ancla, las metas se hacen más exigentes y viceversa. La fórmula específica se define como:

Ecuación 1

$$BPNE (\% \text{ del PIB}) = \begin{cases} 0,2 + 0,1(D_{t-1} - 55) & \text{si } D_{t-1} \leq 70 \\ 1,8 & \text{si } D_{t-1} > 70 \end{cases}$$

Dónde, D_{t-1} es la deuda neta como % del PIB en t-1. A su vez, la Ley define el BPNE como el balance primario neto del Gobierno Nacional Central (GNC)¹ que excluye el efecto de las Transacciones de Única Vez (TUV), los rendimientos financieros, el ciclo petrolero y el ciclo económico, reconociendo así los efectos de las fluctuaciones de corto plazo de los ingresos y los gastos transitorios y excepcionales sobre las finanzas públicas.

Lo anterior, implica que los ingresos y gastos del GNC se ajustan por los ciclos, incluso el económico, y por eventos extraordinarios para determinar un déficit primario estructural compatible con la tendencia de largo plazo. De acuerdo con ello, el Decreto 1717 de 2021 define el ciclo económico CE_t como el “efecto sobre el recaudo tributario no petrolero derivado de la diferencia entre el PIB real y el PIB tendencial, y de la elasticidad de recaudo a PIB”, de la siguiente forma:

¹ Ingresos totales del GNC menos el gasto primario (no incluye pagos por intereses).

Ecuación 2

$$CE_t = \left[1 - \left(\frac{Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}} \right)^{\epsilon_{cuotas}} \right] * RT_{t,cuotas} + \sum_i \left[1 - \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\epsilon_{i,no cuotas}} \right] * RT_{i,t,no cuotas}$$

Donde, i denota cada uno de los impuestos no petroleros distintos a las cuotas del impuesto sobre la renta; t representa el año de análisis; $RT_{t,cuotas}$ corresponde al recaudo tributario no petrolero asociado a las cuotas del impuesto de renta; $RT_{i,t,no cuotas}$ representa el recaudo tributario no petrolero proveniente de los demás impuestos distintos a dichas cuotas; Y_t^* es el PIB tendencial; Y_t el Producto Interno Bruto real; ϵ_{cuotas} es la elasticidad del recaudo de las cuotas del impuesto de renta no petrolero frente al PIB, y $\epsilon_{i,no cuotas}$ corresponde a la elasticidad del recaudo de los impuestos no petroleros distintos a las cuotas del impuesto de renta respecto al PIB.

Es importante señalar que, de acuerdo con la [Ecuación 2](#), el cálculo del ciclo económico requiere contar con estimaciones del PIB tendencial y de las elasticidades del recaudo tributario no petrolero, en la medida en que no son variables observables. De acuerdo con lo anterior, y con el fin de garantizar la coherencia técnica y normativa en la aplicación de la Regla Fiscal, el presente documento expone la actualización del PIB tendencial², entendido como el nivel de producto real que excluye las variaciones de naturaleza cíclica o transitoria y que refleja la capacidad estructural de crecimiento de la economía en el mediano y largo plazo.

En la actualización de abril de 2025, el CARF realizó algunas mejoras metodológicas. Las principales mejoras metodológicas fueron: i) se proyecta la inversión a partir de un modelo que evalúa su relación con el costo de uso del capital; ii) se estima la tasa de depreciación implícita del acervo del capital; iii) se hacen nuevos ejercicios para la calibración de la participación del trabajo y el capital en el producto, utilizando datos de distribución del ingreso agregado del DANE; y iv) la productividad total de los factores se estima a partir de modelos de econométricos de series de tiempo³. Las mejoras que realiza el CARF a la metodología de cálculo del PIB tendencial son un esfuerzo continuo de todos los años.

Aparte de esta introducción, el documento se ha estructurado de la siguiente forma: la sección dos describe la metodología de cálculo del PIB tendencial y los datos utilizados; la sección tres presenta los supuestos y parametrización del modelo de cálculo del PIB tendencial, la cuarta sección describe los resultados de la proyección y la quinta sección concluye. Los anexos profundizan en algunos aspectos metodológicos.

² La última actualización se llevó a cabo en 2024. Ver Documento Técnico CARF de “Actualización de la Estimación de las Elasticidades de Recaudo Tributario a PIB y del PIB Tendencial” del 29 de abril de 2024 en este [link](#). De acuerdo con el Decreto 1717 de 2021 la estimación del PIB tendencial debe ser remitida al Ministerio de Hacienda y Crédito Público a más tardar el 30 de abril de cada año.

³ Si bien algunos trabajos empíricos estiman la PTF futura a partir de un residuo de Solow, esta metodología presenta limitaciones. La más importante es que para hacerlo, se requiere suponer ex - ante un nivel de PIB real futuro. Lo anterior hace que el proceso de estimación de la PTF, que a su vez es un insumo para calcular el PIB tendencial futuro, presente una metodología circular; se requiere un supuesto ad-hoc de PIB real para estimar el PIB tendencial.

2. Metodología y datos utilizados para el cálculo del PIB tendencial

Para la estimación del PIB tendencial, se reconocen tres enfoques metodológicos ampliamente utilizados en la práctica económica: i) los filtros estadísticos, univariados o multivariados, que descomponen el producto observado en componentes cíclicos y tendenciales mediante técnicas econométricas; ii) los modelos estructurales y semiestructurales, que incorporan relaciones macroeconómicas basadas en fundamentos teóricos; y iii) los enfoques basados en funciones de producción, que vinculan el nivel de actividad económica con la acumulación de factores productivos y la evolución de la productividad total de los factores (PTF). De acuerdo con la literatura, ninguna metodología es superior a las demás (Bonilla & Pulido, 2020; Bishop et al., 2024, Pulido et al., 2024).

En el caso del CARF, se ha optado por utilizar una función de producción de tipo Cobb-Douglas como herramienta central para la estimación del PIB tendencial. Esta elección responde a la capacidad del enfoque para capturar el impacto de factores estructurales sobre el crecimiento económico de mediano y largo plazo, así como para introducir supuestos explícitos sobre la dinámica futura de dichos factores. Lo anterior, manteniendo una metodología relativamente simple y fácilmente replicable. Metodologías similares han sido adoptadas por organismos multilaterales como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2019) y el Fondo Monetario Internacional (FMI, 2022). Esta sección describe la metodología usada por el CARF para el cálculo del PIB tendencial, proyectado hasta el 2036, y una descripción de los datos utilizados en la proyección.

2.1. Metodología general para el cálculo del PIB tendencial

Según lo señalado por Orlando (2023), las estimaciones empíricas de funciones de producción agregadas constituyen una herramienta analítica esencial en macroeconomía, particularmente en la cuantificación del producto de mediano plazo. La función Cobb-Douglas, un caso específico de las funciones tipo CES, permite una representación parsimoniosa del proceso productivo, y ha demostrado ofrecer estimaciones plausibles de los parámetros y adecuados ajustes estadísticos. Por ejemplo, Brown (2008) y Hicks (1963) argumentan que la función Cobb-Douglas tiene una estructura algebraica menos compleja que cumple con un conjunto mínimo de propiedades teóricas deseables, tales como homogeneidad de grado uno, monotonía, convexidad y neutralidad hicksiana frente al cambio tecnológico, por lo que es ampliamente utilizada en la literatura económica, tanto en estudios aplicados como teóricos.

El CARF proyecta el producto tendencial de la economía a partir de una función de producción agregada de tipo Cobb-Douglas. Esta formulación permite descomponer el crecimiento del producto tendencial en los aportes relativos de cada uno de los insumos productivos y facilita la evaluación de sus trayectorias de mediano plazo bajo distintos supuestos macroeconómicos. La estimación del PIB tendencial combina el enfoque de la función de producción con herramientas adicionales que permiten abordar el comportamiento de variables no observables. En particular,

se utilizan filtros de Hodrick-Prescott Boosted (HPB)⁴ para la estimación de la tasa natural de desempleo (NAIRU⁵) y de la tasa natural de utilización de la capacidad instalada (NAICU⁶), en concordancia con una amplia literatura⁷.

De acuerdo con la [Ecuación 3](#), el PIB tendencial \bar{Y}_t se determina a partir del capital tendencial \bar{K}_t , el trabajo tendencial \bar{L}_t , la productividad total de los factores tendencial \bar{A}_t y la participación del capital y el trabajo en el producto total, representados por el parámetro α y $(1 - \alpha)$, respectivamente:

Ecuación 3

$$\bar{Y}_t = \bar{A}_t \bar{K}_t^\alpha \bar{L}_t^{1-\alpha}$$

En la [Ecuación 4](#) se presenta el capital tendencial \bar{K}_t , el cual se calcula a partir del acervo de capital total de la economía ajustado por la tasa natural de utilización de la capacidad instalada, $NAICU_t$:

Ecuación 4

$$\bar{K}_t = K_t NAICU_t$$

Por su parte, el trabajo tendencial \bar{L}_t se determina a partir de la tendencia de la población económicamente activa \overline{PEA}_t , ajustada por el porcentaje de esa fuerza de trabajo que efectivamente estaría empleada bajo condiciones normales (es decir, descontando la tasa de desempleo natural, $NAIRU_t$), como se indica en la [Ecuación 5](#). Este ajuste permite identificar la fracción de la fuerza laboral que puede ser empleada de manera sostenida sin generar presiones inflacionarias, en línea con el enfoque de equilibrio de largo plazo:

Ecuación 5

$$\bar{L}_t = \overline{PEA}_t (1 - NAIRU_t)$$

Finalmente, la PTF tendencial \bar{A}_t , se estima como la tendencia de la PTF observada, calculada a través del residuo de Solow ([Ecuación 6](#)). Esta expresión se obtiene a partir de una descomposición de la función de producción tipo Cobb-Douglas y permite calcular la productividad como un residuo, dado el producto observado y los factores de producción ajustados por condiciones de utilización y empleo efectivas. En particular, Y_t representa el PIB real observado, UCI_t la utilización de la capacidad instalada observada, PEA_t la población económicamente activa observada y U_t la tasa de desempleo observada.

⁴ El filtro HPB es una extensión contemporánea y sofisticada del tradicional filtro de Hodrick-Prescott (Phillips & Shi, 2020). Ver Anexo 7.6 en este documento. En años previos el CARF estimó la NAIRU y la NAICU a través de filtros de Kalman. Al actualizar las bases de datos, se observó que varias de las variables incluidas en las representaciones de estado espacio no son significativas, lo que reduce el beneficio de utilizar filtros de Kalman para esta actualización. En consecuencia, se optó por utilizar una metodología más sencilla y replicable.

⁵ Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, por sus siglas en inglés.

⁶ Non-Accelerating Inflation Capacity Utilization, por sus siglas en inglés.

⁷ Ver por ejemplo, Hall & Thomson (2022); Ziwei, Phillips & Shi (2024); y Phillips & Shi (2021).

Ecuación 6

$$A_t = \frac{Y_t}{(K_t UCI_t)^\alpha [PEA_t(1 - U_t)]^{1-\alpha}}$$

2.2. Datos utilizados

La calibración de los supuestos de los factores de producción se basó en la evidencia empírica y, en algunos casos, en proyecciones, que se resumen a continuación:

2.2.1. Datos relacionados con el factor capital

- Acervo de capital neto anual: publicado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para el periodo 1990-2023, serie anual. Este indicador refleja el acervo de capital una vez descontada la tasa de depreciación.
- Utilización de la Capacidad Instalada (UCI): proviene de la Encuesta de Opinión Empresarial de Fedesarrollo, con datos trimestrales disponibles desde 1994 hasta 2024. El indicador recoge la percepción de los industriales en torno al grado de utilización de la capacidad instalada.
- Participación del capital en el producto (α): se estableció en 0,52, en línea con las estimaciones del CARF en años previos. Teniendo en cuenta que la suma de las participaciones del capital y del trabajo en el ingreso total equivale a la unidad, la participación del ingreso del capital se establece de manera indirecta como un residuo una vez que se sustrae el ingreso del trabajo del PIB ($1 - \alpha$). Este último parámetro es tomado del promedio de 10, 20 y 30 años de Penn World Tables -PWT- (versión 10.01), así como de ejercicios realizados a partir de la información del DANE sobre distribución del ingreso entre factores productivos.
- Costo de uso del capital (CUK): cifras tomadas del Banco de la República y el DANE para el periodo 2005-2024. El índice está compuesto por tres componentes a saber: i) precios relativos de bienes de capital respecto del índice de precios del productor (IPP); ii) tarifas efectivas de tributación; y iii) tasa de interés real descontada por la depreciación. A continuación, se describen algunas de las variables:
 - Precios relativos de bienes de capital (IPP⁸): se utilizaron series de tiempo mensuales correspondientes al IPP total y al IPP de bienes de capital. Datos mensuales desde enero de 2005 hasta diciembre de 2024, publicados por el DANE.
 - Tasa de Depósitos a Término Fijo (DTF): serie mensual desde 2005 a 2024 publicada por el Banco de la República.
 - Inflación observada: serie mensual de la inflación del IPC desde 2005 a 2024 publicada por el DANE.
 - Tasa efectiva de tributación: basado en la metodología de Rincón (2017 y 2021), para el periodo 2005 a 2024, usando información del Banco de la República. Corresponde a la tarifa efectiva de renta de empresas.

⁸ Índice de Precios al Productor.

- Inflación esperada: se utiliza para hacer simulaciones sobre el CUK. Para 2025 y 2026 se toma el promedio de las proyecciones plasmadas en la Encuesta Mensual de Expectativas (EME) realizada por el Banco de la República y en la Encuesta de Opinión Financiera (EOF) publicada por Fedesarrollo.
- Inversión de capital fijo: proveniente de las cuentas nacionales del DANE a precios constantes, tiene una frecuencia trimestral y abarca desde el primer trimestre de 2005 hasta el último trimestre disponible de 2024⁹.
- Tasa de depreciación implícita del capital (δ): se estima a partir de la función de acumulación del capital ([Ecuación 7](#)). Se calcula en 4,13%, que corresponde al promedio observado entre 2004 y 2023 (excluyendo los años 2020 y 2021 debido a las distorsiones asociadas a la pandemia).
- Tasa de interés de política monetaria (TPM) observada: serie mensual desde 2005 a 2024 publicada por el Banco de la República.
- Tasa de interés de política monetaria (TPM) proyectada: para 2025 y 2026 se toma el promedio de las proyecciones plasmadas en la Encuesta Mensual de Expectativas (EME) realizada por el Banco de la República. A partir de 2027 se mantiene en el nivel de 2026.

2.1.2. Datos relacionados con el factor trabajo

- Población Económicamente Activa (PEA): tienen frecuencia mensual y abarcan el período comprendido entre enero de 2001 y diciembre de 2024 con base en las cifras de mercado laboral de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del DANE.
- Población en Edad de Trabajar (PET) observada: tienen frecuencia mensual y abarcan el período comprendido entre enero de 2001 y diciembre de 2024 con base en la GEIH del DANE.
- PET proyectada: se basa en la serie publicada por el DANE de las proyecciones y retroproyecciones de población nacional que se derivan del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2018, e incorporan los ajustes metodológicos realizados en marzo de 2023. Lo anterior, para reflejar los efectos estructurales de la pandemia de COVID-19 sobre las tasas de natalidad y mortalidad.
- Tasa de desempleo: serie mensual publicada por el DANE a partir de GEIH, desde enero de 2001 hasta diciembre de 2024.
- Participación del trabajo en el producto ($1 - \alpha$): se establece en 0,48, de acuerdo con la [Ecuación 3](#), el promedio de 10, 20 y 30 años de Penn World Tables -PWT- (versión 10.01) y ejercicios a partir de la información de distribución del ingreso total del DANE.

2.1.3. Datos asociados a la PTF

La estimación de la PTF observada histórica, correspondiente al periodo 2001-2024, se realizó a través del residuo de Solow, de acuerdo con los datos históricos de las variables

⁹ La serie de inversión del DANE fue revisada a la baja en con la publicación del PIB del 4T24 preliminar, publicada el 27 de febrero de 2025. La diferencia promedio de la serie actual frente a la anterior es del -0,3%.

descritas en las secciones 2.2.1 y 2.2.2. Posteriormente, se utiliza el filtro de HPB para obtener el componente tendencial.

3. Estimación de variables y ajustes metodológicos

En esta sección se analizan en detalle los supuestos y ajustes metodológicos utilizados en la estimación del PIB tendencial, con una justificación técnica basada en fundamentos econométricos y económicos para cada una de las variables incluidas en el modelo.

3.1. Capital tendencial (\bar{K})

3.1.1. Participación del capital en el producto (α)

Para analizar las contribuciones del trabajo y del capital al crecimiento del PIB, resulta fundamental la asignación de ponderaciones a los diversos insumos productivos. Estas ponderaciones se determinan a partir de la proporción del ingreso total que se destina a los factores trabajo y capital.

La literatura económica reciente subraya la complejidad inherente a la medición precisa de la participación laboral, particularmente en economías en desarrollo, donde el trabajo por cuenta propia constituye una porción significativa de la fuerza laboral (Gollin, 2002). En este contexto, la metodología de PWT podría ofrecer una visión más completa de la remuneración laboral en economías en desarrollo como Colombia, considerando parcialmente el ingreso mixto del trabajo por cuenta propia, más allá de los salarios. En efecto, PWT distribuye el ingreso mixto de forma proporcional entre capital y trabajo. La participación de los impuestos en el PIB también es distribuida de forma proporcional entre ambos factores de producción, en línea con De Vries & Erumban (2022).

Ejercicios del CARF, a partir de las cifras oficiales del DANE, resultan en una estimación similar a la de PWT¹⁰. Otras fuentes de información, como *The Conference Board* (TCB)¹¹ suponen que la totalidad del ingreso mixto y los impuestos al capital afectan el ingreso del factor trabajo. Con esta metodología la participación del trabajo es ligeramente mayor, pero a juicio del CARF se sustenta en supuestos que presentan limitaciones.

En suma, para efectos de este trabajo se utiliza una participación del capital, α , de 0,52 y, por lo tanto, la participación del trabajo, $1 - \alpha$, es 0,48.

¹⁰ Según estas estimaciones preliminares el α es 0,5, marginalmente inferior al 0,52 utilizado en el escenario central, tomando cifras de PWT. Utilizando el α de 0,5, todo lo demás constante, se obtienen sendas de PIB tendencial ligeramente menores a las presentadas en este trabajo. El CARF seguirá analizando estimaciones del α en actualizaciones futuras.

¹¹ Consultar información en este [link](#).

3.1.2. Tasa de depreciación (δ)

El valor de la tasa de depreciación se fundamenta en la formulación clásica de la ecuación de acumulación de capital, desarrollada formalmente en los modelos de crecimiento neoclásico, como el propuesto por Solow (1956). Esta fórmula establece que el acervo de capital del periodo siguiente, K_{t+1} , depende de la inversión realizada durante el periodo corriente I_t , así como del acervo de capital heredado del periodo anterior K_t , una vez descontada la depreciación de los activos físicos a una tasa δ (Ecuación 7):

Ecuación 7

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta)K_t$$

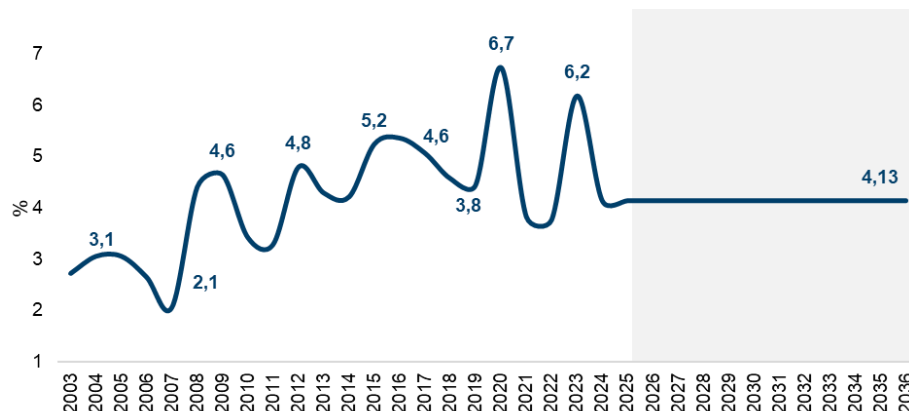
En este sentido, a partir de la información observada sobre los flujos de inversión y del acervo de capital, es posible calcular de manera retrospectiva la tasa de depreciación implícita del capital. Conforme a la identidad contable de acumulación de capital y como se muestra en la Ecuación 8, el parámetro δ puede ser despejado mediante la siguiente expresión:

Ecuación 8

$$\delta = 1 - \frac{K_{t+1} - I_t}{K_t}$$

Por tanto, una vez verificada la estacionariedad de la serie correspondiente a la tasa de depreciación (ver Anexo 7.1 en este documento), se calcula el promedio histórico para el periodo 2004 a 2023 (excluyendo 2020 y 2021 por ser años de pandemia) y se supone ese valor (4,13%) para el periodo de proyección hasta 2036 (Gráfica 1). De acuerdo con los datos estimados, se observa que en la última década la tasa de depreciación ha tendido a incrementarse, lo cual es consistente con el hecho de que la maquinaria y equipo, que es el componente de la inversión que presenta mayores tasas de depreciación, es también el factor que más ha jalonado el aumento en la inversión en la última década.

Gráfica 1. Tasa de depreciación (%)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

3.1.3. Flujos de inversión (I_t)

Para proyectar los flujos de inversión, se parte de su relación teórica con el costo de uso del capital CUK_t , provisto por el Banco de la República, el cual se determina a partir de tres componentes: los precios relativos de los bienes de capital, la carga tributaria efectiva y la tasa de interés real neta de depreciación¹². Tal como se indica en la [Ecuación 9](#), el primer componente se aproxima mediante la razón entre el IPP de bienes de capital y el IPP general. El segundo componente corresponde a la tarifa efectiva de tributación. El tercer componente incorpora la tasa de interés real neta de depreciación:

Ecuación 9

$$CUK_t = \frac{IPP K_t}{IPP total_t} \times \frac{1}{(1 - \tau_t^k)} \times [r_t + \delta (1 - \tau_t^k)]$$

Históricamente, la variabilidad del costo de uso del capital ha sido determinada, en gran medida, por su componente asociado a la tasa de interés real. En este contexto, se proyecta dicho componente bajo el supuesto de que los factores relacionados con los precios relativos del capital y la tributación efectiva se mantienen constantes a lo largo del tiempo. En particular, la trayectoria futura de la DTF nominal se estima tomando en cuenta su relación histórica con la TPM.

Ecuación 10

$$DTF_t = \sum_{i=1}^2 \alpha_i DTF_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \beta_j TPM_{t-j} + \epsilon_t$$

Por tanto, al mantener constantes los componentes de precios y la estructura tributaria, se proyecta el costo de uso del capital a partir de la senda estimada de la tasa DTF, la cual, al descontar la inflación esperada, permite obtener la tasa de interés real a futuro. Una vez proyectado el costo de uso del capital CUK_t , el siguiente paso consiste en estimar el crecimiento anual de la inversión en función del crecimiento del costo de uso del capital. Las pruebas de estacionariedad aplicadas a la inversión al CUK (véase Anexo 7.2) validan la confiabilidad de la estimación al resultar las series estacionarias, cuando se toma el crecimiento anual de las series. La especificación econométrica empleada se basa en un modelo de series temporales que captura la relación entre inversión y costo de uso del capital, a saber:

Ecuación 11

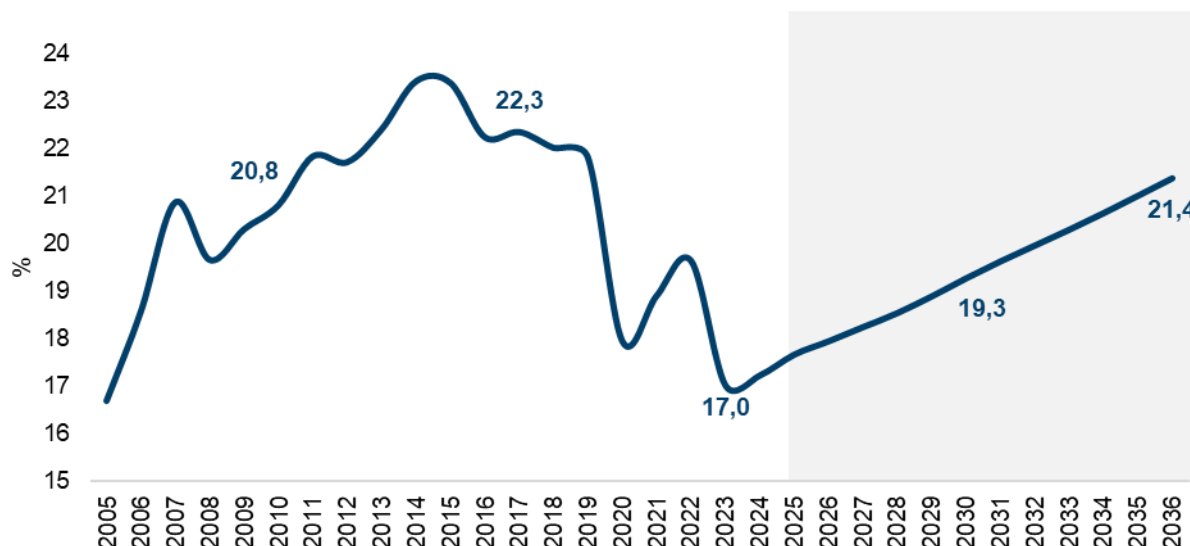
$$\Delta\% Inversión_t = \alpha + \beta_4 \Delta\% Inversión_{t-4} + \gamma_0 \Delta\% CUK_t + \epsilon_t$$

Con base en los resultados de este modelo (Anexo 7.2) se estima que la tasa de inversión se ubicará en 17,7% y 17,9% del PIB para los años 2025 y 2026, respectivamente, como lo muestra la [Gráfica 2](#). En 2031 la tasa de inversión ascendería a 19,6% del PIB y, a mediano plazo, se proyecta que este indicador alcanzaría un nivel del 21,4% del PIB en 2036. La tasa de inversión proyectada es consistente con el valor promedio histórico de los últimos 20 años (alrededor del 21% del PIB). Estas proyecciones son coherentes con la expectativa de que las altas tasas de

¹² Calculada como la diferencia entre la DTF nominal y la inflación observada, ajustada por la depreciación.

interés real que se presentan en los últimos años tenderán a moderarse, lo cual generará un impulso a la inversión.

Gráfica 2. Tasa de inversión (% del PIB)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los resultados evidencian una trayectoria de crecimiento sostenido de la inversión, con una tasa promedio anual del 4,7% entre 2025 y 2036. Este ritmo de expansión es algo superior al crecimiento histórico de los últimos 20 años: promedio del 4,6% anual entre 2004 y 2024. Es importante notar que, de acuerdo con el modelo presentado, la inversión proyectada se reduciría en caso de que: i) la tasa de interés real se mantenga elevada por más tiempo; ii) el precio relativo de los bienes de capital se incremente; o iii) la tarifa efectiva de tributación aumente en el futuro.

3.1.4. Utilización de Capacidad Instalada (UCI) observada y tasa natural de utilización de capacidad instalada (NAICU)

Utilizando datos de la UCI entre 1994 y 2024 se procedió a proyectarla a través de un modelo ARIMA (2,1,2), en vista de que la serie es no estacionaria en niveles, pero sí en la primera diferencia de su logaritmo (ver ecuación [Ecuación 12](#)). El modelo estimado satisface los criterios estadísticos requeridos para su uso en ejercicios de pronóstico¹³. La proyección se extiende hasta 2027, año a partir del cual se observa una estabilización en el nivel de la UCI. Posteriormente, se utilizó el filtro de Hodrick-Prescott Boosted (HPB)¹⁴ para obtener la $NAICU_t$. Como se observa en la [Gráfica 3](#), la NAICU se estabiliza en 76,7%. El nivel en que se estabiliza la NAICU es alto para estándares históricos, pero recoge la tendencia creciente observada en los últimos 20 años. Se observa que, en periodos de alto crecimiento económico, la UCI tiende a incrementarse, en línea con lo esperado.

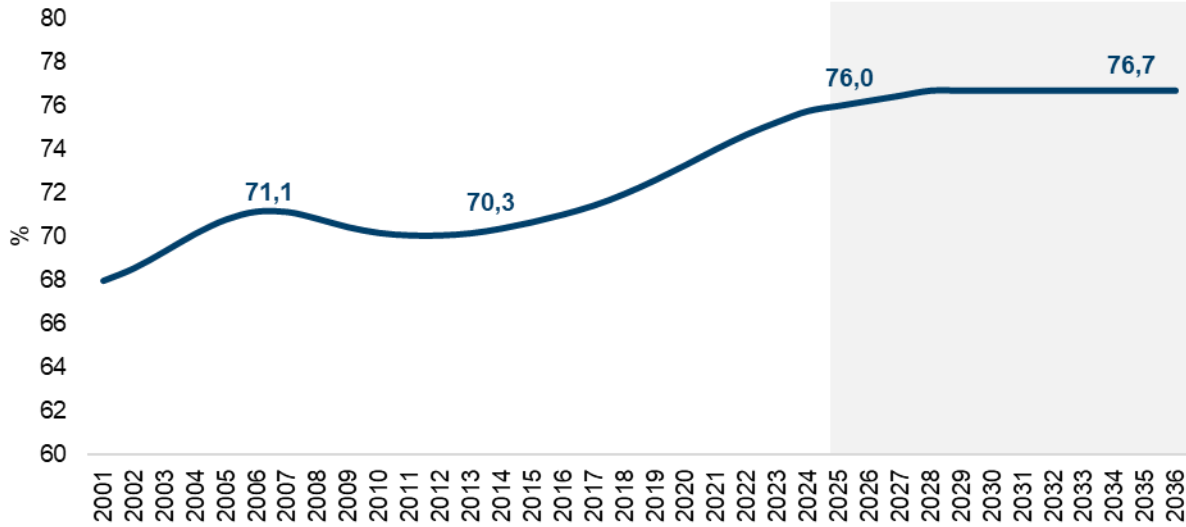
¹³ Ver Anexo 7.3.

¹⁴ Las ventajas que tiene este filtro sobre el filtro Hodrick-Prescott tradicional se encuentran relacionadas en el Anexo 7.6.

Ecuación 12

$$\Delta \log(UCI)_t = \phi_1 \Delta \log(UCI)_{t-1} + \phi_2 \Delta \log(UCI)_{t-2} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \epsilon_t$$

Gráfica 3. Dinámica de la NAICU (%)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

3.1.5. Factor de capital tendencial (\bar{K}_t)

De acuerdo con la Ecuación 13, la estimación del capital efectivo \bar{K}_t se obtiene como el producto entre el acervo de capital K_t y la tasa natural de utilización de la capacidad instalada $NAICU_t$, la cual fue detallada en la sección anterior. Cabe resaltar que la serie del acervo de capital a partir de 1990 fue actualizada recientemente por el DANE, y los nuevos niveles se encuentran en promedio 0,24 puntos porcentuales (pp) por debajo de los publicados en la edición anterior (Gráfica 4).

Ecuación 13

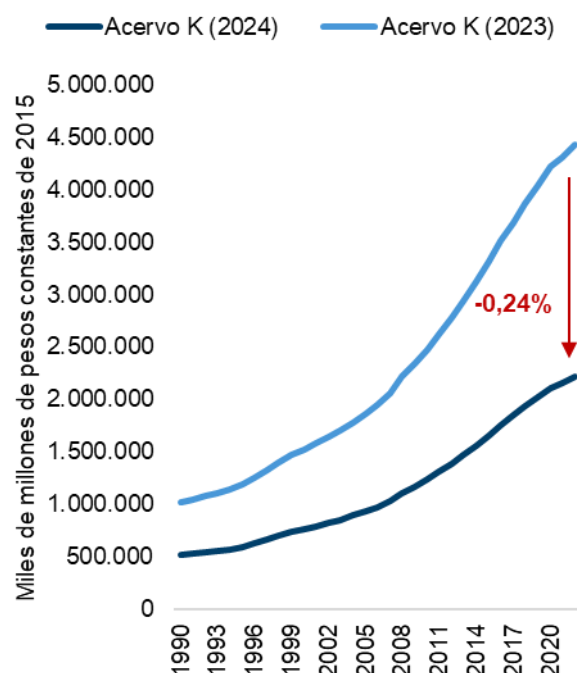
$$\bar{K}_t = K_t NAICU_t$$

Con base en los supuestos previamente establecidos, se toma como punto de partida el valor observado del acervo de capital en 2023, a partir del cual se proyecta la serie correspondiente al periodo 2024–2035 utilizando la ecuación de acumulación de capital (Ecuación 7). En esta actualización se incorpora una metodología explícita de acumulación con periodicidad trimestral, en la que la inversión se incorpora gradualmente al acervo de capital a lo largo del año¹⁵. Esta adaptación a frecuencia trimestral permite capturar de manera más precisa la dinámica de

¹⁵ En consecuencia, el acervo anual en t incorpora los flujos de inversión de los tres primeros trimestres de t y el último trimestre de $t-1$, ajustada por la tasa de depreciación trimestralizada.

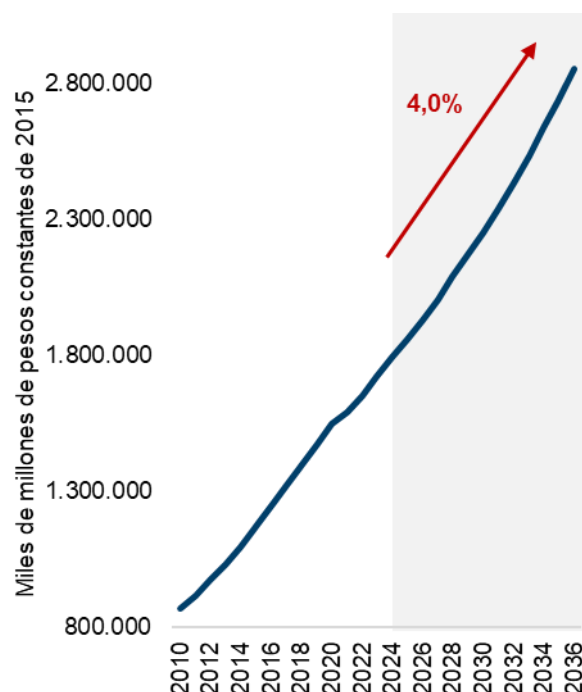
acumulación de capital y mejora la coherencia entre los flujos de inversión proyectados y la evolución del capital ([Gráfica 5](#)).

Gráfica 4. Actualización de niveles del acervo de capital en serie del DANE



Fuente: Cálculos DT-CARF.

Gráfica 5. Factor de capital \bar{K}_t



3.2. Trabajo tendencial (\bar{L})

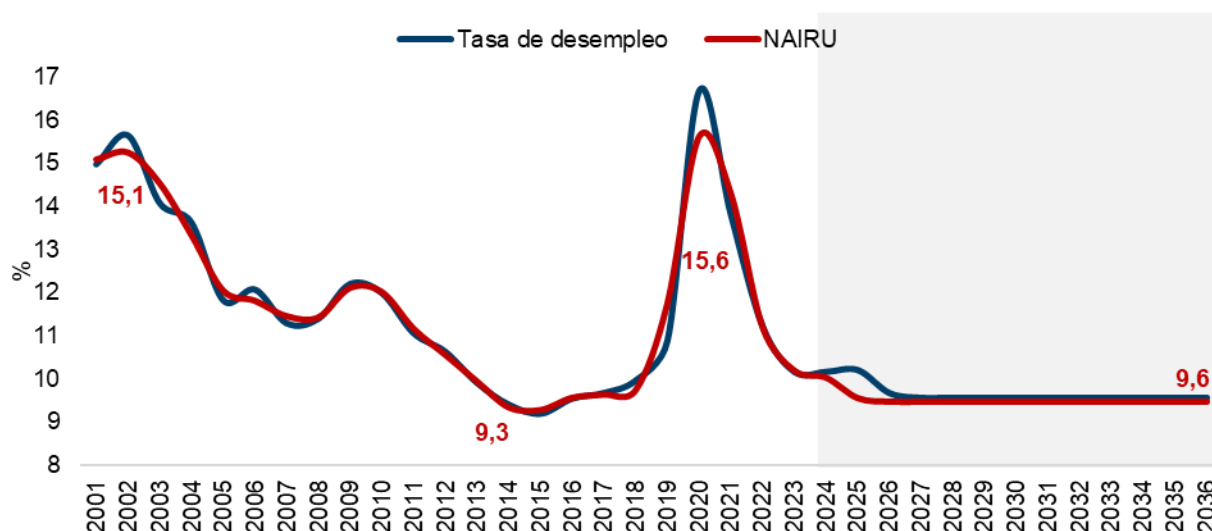
3.2.1. Tasa de desempleo observada y la tasa natural de desempleo (NAIRU)

Al aplicar las pruebas correspondientes se concluye que la serie de tasa de desempleo es estacionaria (véase Anexo 7.4). Con base en esta información, se proyecta la tasa de desempleo hasta el año 2027 mediante un modelo ARMA (Ver [Ecuación 14](#)). En vista de que la proyección se estabiliza a partir del año 2027, la tasa de desempleo se mantiene fija a partir de ese año, en un nivel de 9,6%. Este valor es inferior al promedio histórico de los últimos 20 años (11,1%) y cercano al promedio entre 2016 y 2018, donde la brecha del producto estuvo relativamente cerrada. Con base en esta serie, se estima el componente cíclico del desempleo ajustado por el ciclo económico mediante la aplicación del filtro HPB. A partir de esta descomposición, se obtiene la estimación de la tasa de desempleo que no acelera la inflación $NAIRU_t$, la cual se presenta en la [Gráfica 6](#).

Ecuación 14

$$TD_t = \beta_0 D_{2020m4} + \phi_1 TD_{t-1} + \phi_2 TD_{t-2} + \phi_{10} TD_{t-10} + \theta_{12} \epsilon_{t-12} + \epsilon_t$$

Gráfica 6. Tasa de desempleo y NAIRU (%)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

3.2.2. Factor de trabajo tendencial (\bar{L}_t)

En esta actualización, el punto de partida (año 2024) para la proyección de la PEA es de 25,6 millones de trabajadores, de acuerdo con los datos observados en la GEIH. A partir de esos niveles, se tomaron las variaciones anuales proyectadas de la PET y se imputaron al crecimiento de la PEA en el horizonte de proyección hasta 2036. Entre 2025 y 2028 la PEA crece, por lo tanto, 1% anual, ritmo que se desacelera a 0,9% en promedio entre 2029 y 2034 y a 0,7% entre 2035 y 2036. Lo anterior implica una disminución en el ritmo de crecimiento de la PEA respecto del promedio histórico, consistente con una moderación en el crecimiento del PIB de mediano plazo.

Por construcción, la Tasa Global de Participación (TGP) implícita se mantiene estable en 63,9% en el horizonte de proyección, lo cual es coherente con el promedio histórico de la última década (alrededor de 64,5%). Es importante mencionar que la TGP refleja una tendencia negativa en los últimos 20 años¹⁶.

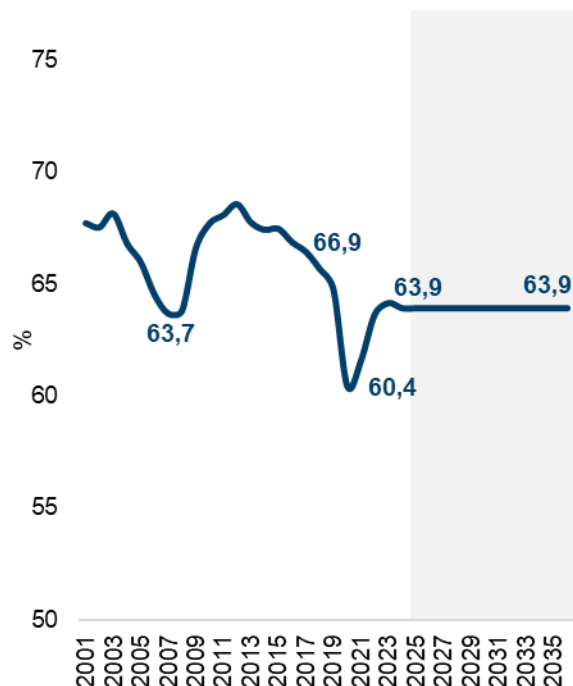
¹⁶ La TGP cayó sostenidamente entre 2014 y 2020. En 2014 fue de 67,43% y en 2020 llegó a 60,4%. Sin embargo, a partir de 2021 comenzó a recuperarse y en 2023 se ubicó en 64,1%. Por esta razón se decidió adoptar este supuesto, pues parece realista de cara a las dinámicas demográficas actuales y al comportamiento del mercado laboral.

Ecuación 15

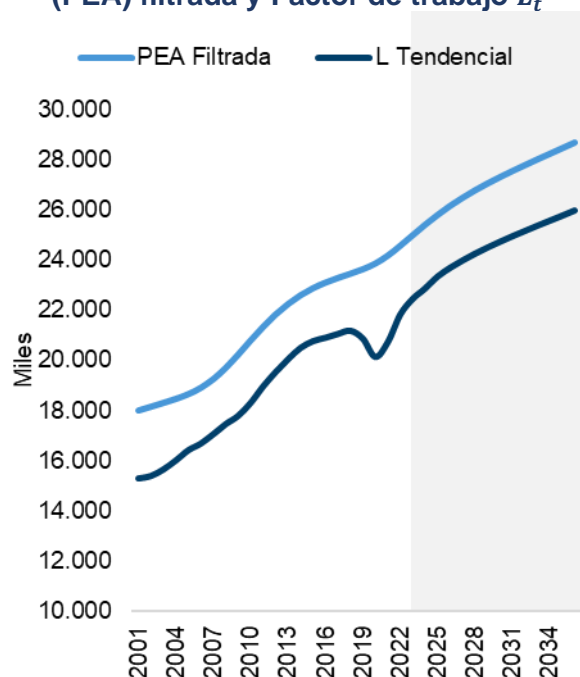
$$\bar{L}_t = \overline{PEA}_t(1 - NAIRU_t)$$

A partir de estos supuestos, y como se presenta en la [Ecuación 15](#), el factor trabajo incluido en la estimación del PIB tendencial se construye a partir de dos componentes: i) la serie proyectada de la PEA, suavizada mediante el filtro HPB, y ii) la tasa natural de desempleo (NAIRU).

Gráfica 7. Tasa Global de Participación (%)



Gráfica 8. Población Económicamente Activa (PEA) filtrada y Factor de trabajo \bar{L}_t



Fuente: Cálculos DT-CARF.

3.3. Productividad total de los factores tendencial (\bar{A})

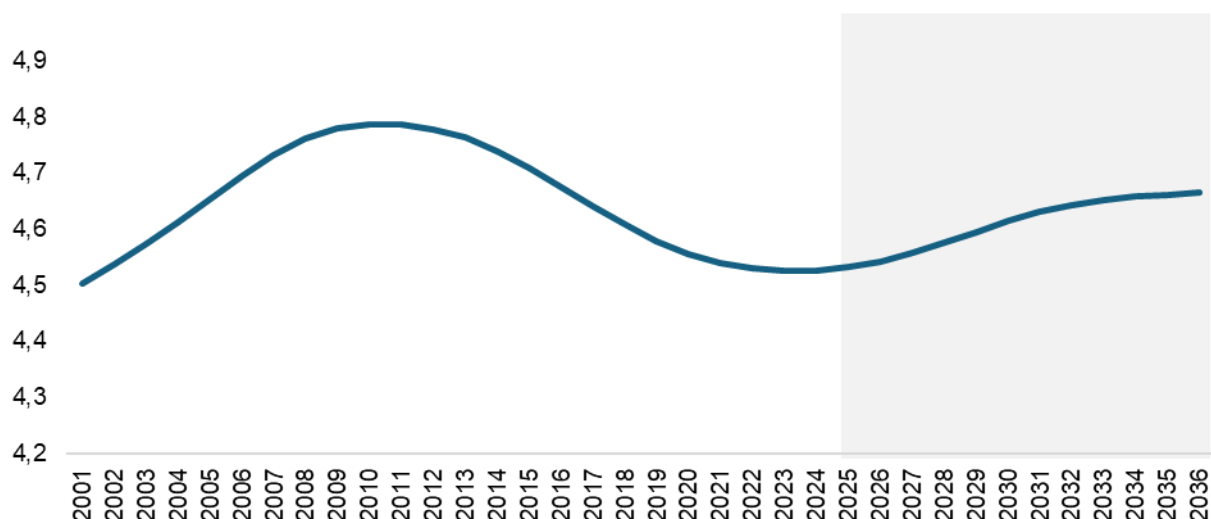
Para el período comprendido entre 2001 y 2024 la PTF, en esta metodología estimada a partir del residuo de Solow, se calcula a partir de la [Ecuación 6](#). A partir de 2025, y dado que la serie presenta características de no estacionariedad (ver Anexo 7.5), su proyección se realiza utilizando un modelo autorregresivo integrado de media móvil ARIMA (2,1,0) de acuerdo con la [Ecuación 16](#). Posteriormente, conforme a la metodología aplicada en los componentes anteriores, se emplea el filtro HPB para extraer la tendencia de la PTF. Los resultados reflejan tasas de crecimiento de 0,3% anual entre 2025 y 2031, que luego, entre 2032 y 2036 se desaceleran gradualmente hasta crecimientos de 0,1% al final del periodo, más cercanos a su

comportamiento histórico. El crecimiento promedio entre 2002 y 2024 fue ligeramente positivo (0,02%)¹⁷ (Gráfica 9).

Ecuación 16

$$PTF_t = \phi_2 PTF_{t-12} + \epsilon_t$$

Gráfica 9. Productividad Total de los Factores (PTF) filtrada



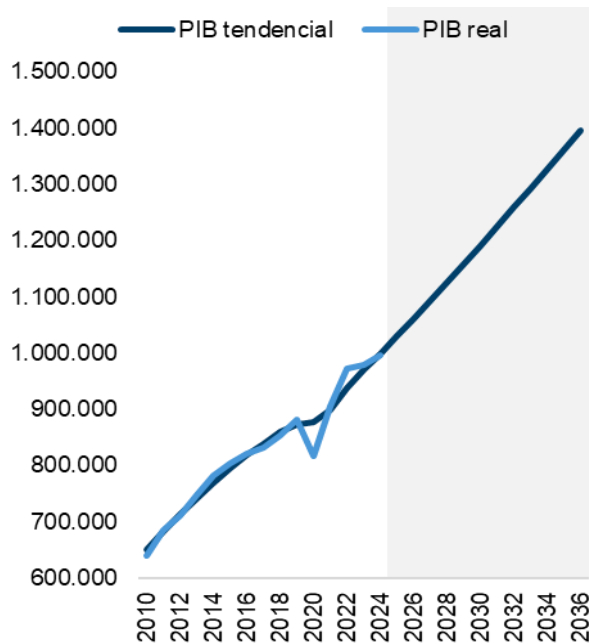
Fuente: Cálculos DT-CARF.

4. Resultados

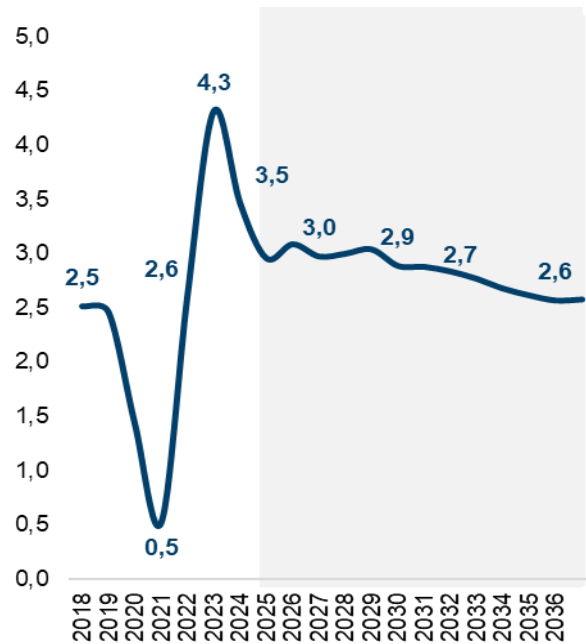
El Cuadro 1 muestra los resultados de las estimaciones y el pronóstico del PIB tendencial en el horizonte 2022 – 2036 así como su tasa de crecimiento. La Gráfica 10 y la Gráfica 11 muestran el comportamiento en niveles del PIB real y del PIB tendencial en el horizonte de pronóstico. La estimación sugiere que el crecimiento del PIB tendencial tenderá a desacelerarse en el mediano plazo. En efecto, el crecimiento del PIB tendencial moderaría su tasa de crecimiento promedio desde 3% en el periodo 2025 a 2028, hasta 2,8% entre 2029 y 2032 y a 2,6% entre 2033 y 2036. El crecimiento promedio estimado para la próxima década es 2,8%, ligeramente superior al observado en los últimos 10 años (2,6%).

¹⁷ De acuerdo con las estimaciones del DANE utilizando la metodología LAKLEMS, disponibles desde 2005, la PTF ha presentado una contribución promedio al crecimiento del PIB de -0,2%.

Gráfica 10. Niveles del PIB tendencial
(Miles de millones constantes de 2015)



Gráfica 11. Crecimiento del PIB tendencial (%)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

Cuadro 1. PIB tendencial y su crecimiento, 2022-2036
(Miles de millones de pesos de 2015)

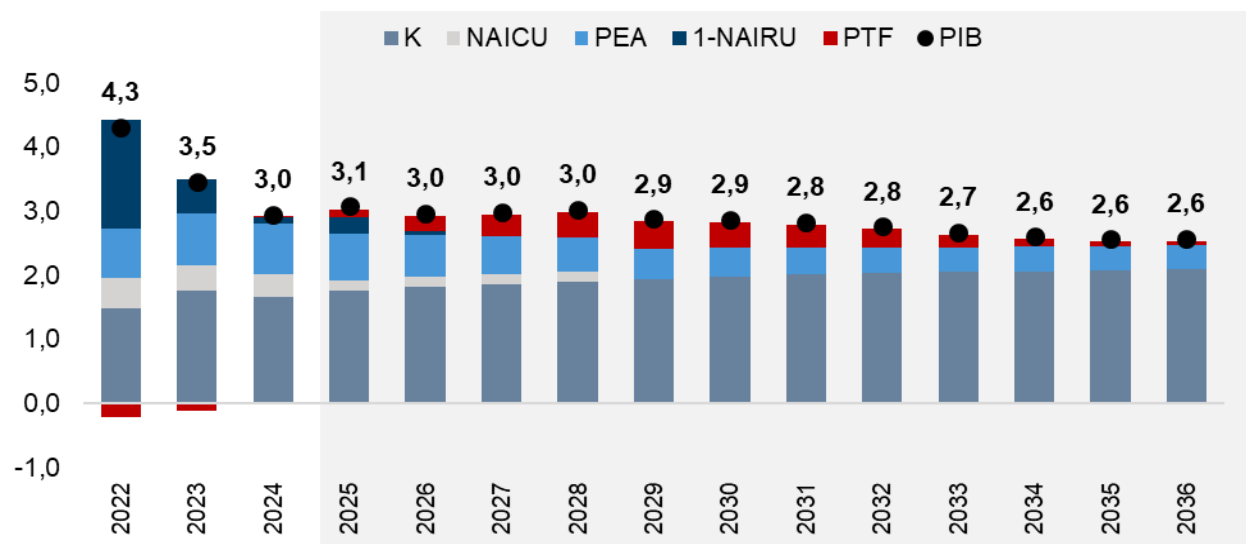
Año	PIB Tendencial CARF	Crecimiento PIB Tendencial CARF
2022	938.439	4,3
2023	970.909	3,5
2024	999.571	3,0
2025	1.030.373	3,1
2026	1.060.961	3,0
2027	1.092.725	3,0
2028	1.125.884	3,0
2029	1.158.327	2,9
2030	1.191.606	2,9
2031	1.225.336	2,8
2032	1.259.178	2,8
2033	1.292.830	2,7
2034	1.326.563	2,6
2035	1.360.559	2,6
2036	1.395.559	2,6

Fuente: Cálculos DT-CARF.

La **Gráfica 12** presenta la dinámica de la contribución de los factores al crecimiento del PIB tendencial colombiano entre 2022 y 2036, separando el periodo observado (hasta 2024) de las proyecciones futuras. En el periodo de proyección, se observa una desaceleración gradual de la

tasa de crecimiento del PIB tendencial, explicada por la ralentización del incremento anual en la PEA, en línea con la ampliamente documentada transición demográfica, y de la productividad total de los factores. En contraste, el capital incrementaría su aporte al crecimiento del PIB tendencial, en línea con la recuperación gradual de la tasa de inversión, desde niveles bajos. Como se mencionó anteriormente, la tasa de inversión se beneficiaría de una relajación paulatina en las tasas de interés real.

Gráfica 12. Contribución al crecimiento del PIB tendencial (2022-2036)



Fuente: Cálculos DT-CARF.

El CARF identifica algunos factores de incertidumbre sobre la estimación y que pueden ameritar revisiones en actualizaciones futuras. En primer lugar, la tasa de inversión podría recuperarse más lentamente si las tasas de interés reales se mantienen altas por más tiempo, si las tarifas efectivas de tributación empresarial se incrementan o si los precios relativos de los bienes de capital aumentan. En segunda instancia, la proyección refleja que la NAICU se estabiliza en niveles altos para estándares históricos, lo cual genera un cierto sesgo optimista en la estimación. Por otro lado, las tasas de crecimiento de la PTF podrían ser mayores si en el futuro se implementan medidas sostenidas que prueban ser efectivas para incrementar la productividad de largo plazo.

5. Conclusiones

Este documento presenta una actualización de la senda del Producto Interno Bruto (PIB) tendencial de Colombia para el horizonte 2022–2036, en cumplimiento de las obligaciones del CARF establecidas en la Ley 2155 de 2021 y el Decreto 1717 de 2021. De acuerdo con la norma, la senda de PIB tendencial provista por el CARF será incluida en el Marco Fiscal de Mediano Plazo y será insumo para el cálculo del ciclo económico, que hace parte de la Regla Fiscal.

La estimación del PIB tendencial del CARF se basa en una función de producción Cobb-Douglas que incorpora el capital, el trabajo y la productividad total de los factores, en sus componentes tendenciales, así como las ponderaciones respectivas en el producto agregado del capital y el trabajo. La metodología implementada en esta actualización presenta mejoras metodológicas.

Los avances en la metodología de estimación del PIB tendencial corresponden a un esfuerzo continuo del CARF. Algunas de las mejoras presentadas este año son: i) estimación de la inversión a partir de un modelo que relaciona su dinámica con el comportamiento del costo de uso del capital; ii) cálculo de la tasa de depreciación implícita; y iii) proyección de la productividad total de los factores a partir de modelos econométricos.

De acuerdo con las estimaciones, el crecimiento del PIB tendencial se desaceleraría gradualmente desde un promedio de 3% en el periodo 2025 a 2028, hasta 2,8% entre 2029 y 2032 y a 2,6% entre 2033 y 2036. El crecimiento promedio para la próxima década es 2,8%, ligeramente superior al observado entre 2015 y 2024 (2,6%). Los factores que más contribuyen a esta desaceleración son el menor ritmo de crecimiento de la población económicamente activa, en línea con el proceso de transición demográfica que vive Colombia (y otros países del mundo), y la moderación en el ritmo de crecimiento de la productividad total de los factores, en línea con el comportamiento histórico. En paralelo, se prevé que la tasa de inversión se recupere desde los niveles bajos observados en los últimos años, impulsada por un mejoramiento de las condiciones financieras.

Algunos factores de la proyección generan incertidumbre que podría llevar a revisiones en la estimación del PIB tendencial a futuro. Los análisis sugieren que la tasa de inversión podría recuperarse más lentamente si la tasa de interés real se reduce más gradualmente, o si la tasa efectiva de tributación empresarial o los precios relativos de bienes de capital se incrementan. La productividad total de los factores podría beneficiarse más de lo que se contempla en esta actualización si se implementan medidas sostenidas que conduzcan a mejoras en la productividad de largo plazo.

6. Bibliografía

- Ball, L., & Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), 115-136.
- Biddle, J. (2012). Retrospectives: The introduction of the Cobb–Douglas regression. *Journal of Economic Perspectives*, 26(2), 223–236.
- Bishop, J., Hua, J., Omid, S., Zhou, X., & Ballantyne, A. (2024, Julio). Assessing Potential Output and the Output Gap in Australia. Reserve Bank of Australia Bulletin.
- Bonilla, L., & Pulido, J. (2020). Nuevas estimaciones del PIB potencial (tendencial) y la brecha del producto en Colombia (Informe de Política Monetaria, Enero). Banco de la República.
- Chaloux, T., & Guillemette, Y. (2019, July 30). *The OECD potential output estimation methodology* (Economics Department Working Papers No. 1563). OECD Publishing.
- De Vries, K., & Erumban, A. A. (2022, April). *Total Economy Database: A detailed guide to its sources and methods* (Version April 2022). The Conference Board.
- Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time series analysis by state space methods* (Vol. 38). OUP Oxford.
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of econometrics*, 35(1), 143-159.

- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). *User guide to the Penn World Table 9.0* (Growth and Development Centre, University of Groningen).
- Hall V. & Thomson, P. (2022). "A boosted HP filter for business cycle analysis: evidence from New Zealand's small open economy," CAMA Working Papers 2022-45, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Hicks, J. R. (1963). *The Theory of Wages* (2nd ed.). Macmillan.
- Gollin, D. (2002). Getting Income Shares Right. *Journal of Political Economy*, 110(2), 458-474. <https://doi.org/10.1086/338747>
- Gouma, R., & Inklaar, R. (2022, September). *Comparing productivity growth across databases* (GGDC Research Memorandum 193). Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Gouma, R., Inklaar, R., & Marapin, R. (2023, January). *What is new in PWT 10.01?* Groningen Growth and Development Centre.
- Lee, Sokbae & Liao, Yuan & Seo, Myung Hwan & Shin, Youngki (2021). "Sparse HP filter: Finding kinks in the COVID-19 contact rate," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 220(1), pages 158-180.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 11(6), 601-618.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B., & Shi, Z. (2021). Boosting: Why you can use the HP filter. *International Economic Review*, 62(2), 659-694. <https://doi.org/10.1111/iere.12495>
- Pulido-Mahecha, K., Restrepo-Angel, S., & Galeano-Ramírez, F. (2024). *Midiendo lo inmensurable: desentrañando las complejidades de la estimación de la brecha del producto en tiempo-real* (Borradores de Economía 1284). Banco de la República.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Ziwei M.; P. Phillips and Z. Shi (2024). "The boosted Hodrick-Prescott filter is more general than you might think". *Journal of Applied Econometrics*, june, 1260–1281.

7. Anexos: Pruebas de estacionariedad y significancia

7.1. Tasa de depreciación

Se llevó a cabo un análisis de regresión con la primera diferencia de la depreciación como variable dependiente. Inicialmente, el modelo incluyó un intercepto, una tendencia determinística, el primer rezago de la depreciación y rezagos de su primera diferencia. Los coeficientes asociados a estos últimos no resultaron estadísticamente significativos. En una segunda etapa, se reestimó el modelo excluyendo los rezagos de la primera diferencia, observándose que el coeficiente de la tendencia determinística tampoco presentaba significancia estadística. Finalmente, se realizó una tercera regresión especificando la primera diferencia de la depreciación en función de un intercepto y su primer rezago. Los resultados de esta última estimación revelaron significancia estadística para los coeficientes estimados, tal como se detalla en el Cuadro 2.

Cuadro 2. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia de la depreciación, su intercepto y su rezago

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
β_0	1,6345	0,6243	2,6180	0,0146
DEP(-1)	-0,3732	0,1220	-3,0600	0,0051

Fuente: Cálculos DT-CARF.

El análisis de los residuales del modelo final reveló la ausencia de autocorrelación, condición necesaria para la validez de las inferencias estadísticas, tal como se evidencia en el Cuadro 3. Adicionalmente, las pruebas de raíz unitaria aplicadas a los residuales confirmaron su estacionariedad, un supuesto fundamental para la correcta especificación del modelo econométrico, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 3. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 2

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	1,0596	0,303
2	1,6427	0,440
3	3,0226	0,388
4	3,0280	0,553
5	3,0455	0,693
6	3,3330	0,766
7	3,5716	0,828
8	3,6645	0,886
9	4,1503	0,901
10	4,2213	0,937

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Cuadro 4. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 2

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-6,0160	-1,6096	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Para evaluar la presencia de raíz unitaria en la serie de depreciación, se aplicó la prueba de Dickey-Fuller (DF) especificando un modelo con intercepto, sin tendencia determinística y sin incluir rezagos de la variable. Los resultados de esta prueba, presentados en el **Cuadro 5** indican que se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al nivel de significancia del 5%, lo que sugiere que la serie de depreciación es estacionaria.

Cuadro 5. Resultados prueba Dickey-Fuller con constante, sin tendencia y con 1 rezago para la tasa de depreciación

Estadística tau-mu	Valor crítico al 10%	p Valor
-3,0599	-2,6251	0,0415

Fuente: Cálculos DT-CARF.

7.2. Costo del uso del capital (CUK) y crecimiento de la inversión

CUK

Para probar la estacionariedad de la CUK se trabajó con variaciones anuales de los trimestres, y a partir de allí se llevó a cabo un análisis de regresión con la primera diferencia de la CUK como variable dependiente. El modelo inicial incluyó un intercepto, una tendencia determinística, el primer rezago de la CUK y rezagos de su primera diferencia. Dado que el coeficiente asociado a la tendencia no resultó estadísticamente significativo, se procedió a estimar un segundo modelo excluyéndola. En esta segunda especificación, el intercepto tampoco presentó significancia estadística. Por consiguiente, se estimó un tercer modelo que incluyó el primer rezago de la CUK, su primer y su cuarto rezago de la primera diferencia. Los coeficientes estimados en este último modelo resultaron ser estadísticamente significativos (véase el **Cuadro 6**).

Cuadro 6. Resultados significativos de la regresión el primer y cuarto rezago de la CUK

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
CUK(-1)	-0,2527	0,0799	-3,1606	0,0024
D(CUK(-1))	0,3775	0,1123	3,3613	0,0013
D(CUK(-4))	-0,2648	0,1164	-2,2749	0,0261

Fuente: Cálculos DT-CARF.

El análisis de los residuales del modelo final indicó que estos se comportan como ruido blanco, evidenciándose la ausencia de autocorrelación según los resultados presentados en el **Cuadro 7**. Adicionalmente, las pruebas realizadas confirmaron la estacionariedad de los residuales como se evidencia en el **Cuadro 8**.

Cuadro 7. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 6

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0522	0,819
2	0,4096	0,815
3	0,4161	0,937
4	2,0211	0,732
5	2,2174	0,818
6	2,3627	0,884
7	4,5178	0,719
8	6,3856	0,604
9	6,9533	0,642
10	6,9575	0,729

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Cuadro 8. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 6

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-8,0692	-1,6138	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Para determinar el orden de integración de la serie de CUK, se aplicó la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) especificando un modelo con intercepto, sin tendencia determinística y con los rezagos de la variable. Los resultados de esta prueba, consignados en el **Cuadro 9**, permitieron rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria al nivel de significancia del 5%, lo que implica que la serie de CUK se considera estacionaria.

Cuadro 9. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y con rezagos para la CUK

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-2,9924	-1,6138	0,0033

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Inversión

Para probar la estacionariedad de la serie se efectuó un análisis de regresión con la tasa de crecimiento de la inversión como variable dependiente. El modelo inicial comprendió un intercepto, una tendencia determinística y el primer rezago de la tasa de crecimiento de la inversión, así como rezagos de su primera diferencia. Al no resultar estadísticamente significativo el coeficiente asociado a la tendencia, se procedió a la estimación de un segundo modelo excluyéndola. En esta segunda especificación, el intercepto tampoco exhibió significancia estadística. En consecuencia, se estimó un tercer modelo que incluyó la primera diferencia de la tasa de crecimiento de la inversión en función de su primer rezago, incorporando los rezagos 4

y 8 de su primera diferencia. Los coeficientes estimados en este modelo final resultaron ser estadísticamente significativos (véase el **Cuadro 10**).

Cuadro 10. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia del crecimiento de la inversión y el rezago de la tasa de crecimiento de la inversión

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
CRTOINV(-1)	-0,1842	0,0852	-2,1617	0,0344
D(CRTOINV(-4))	-0,5272	0,1165	-4,5239	0,0000
D(CRTOINV(-8))	-0,3567	0,1104	-3,2315	0,0019

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Y los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el **Cuadro 11**.

Cuadro 11. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 10

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0041	0,949
2	0,4796	0,787
3	1,1583	0,763
4	2,0337	0,730
5	2,5445	0,770
6	2,9358	0,817
7	5,9353	0,547
8	6,6049	0,580
9	6,6428	0,674
10	8,1115	0,618

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el **Cuadro 12**, evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan como ruido blanco.

Cuadro 12. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 10

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-8,1106	-1,6136	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

De esta forma, el test de Dickey-Fuller (DF) de la serie del crecimiento de la inversión se realizó sin intercepto, sin tendencia y con rezagos. Con base en esta prueba, la serie es estacionaria al 1% de significancia, como se puede ver en el **Cuadro 13**.

Cuadro 13. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y con rezagos para el crecimiento de la inversión

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-2,2427	-1,6136	0,0250

Fuente: Cálculos DT-CARF.

7.3. UCI observada Y NAICU

UCI observada

Se estimó un modelo que incluyó la primera diferencia del logaritmo de la UCI en función del primer rezago de la UCI. El coeficiente estimado en este modelo resultó ser estadísticamente significativo (véase el [Cuadro 14](#)).

Cuadro 14. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia de la diferencia del logaritmo de la UCI y el rezago de la diferencia de la UCI

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
DLUCI(-1)	-1,0077	0,1899	-5,3076	0,0000

Los residuales no están autocorrelacionados, como se observa en el [Cuadro 15](#).

Cuadro 15. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 14

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0031	0,955
2	2,0527	0,358
3	2,0653	0,559
4	2,0856	0,720
5	2,3520	0,799
6	2,4394	0,875
7	2,4618	0,930
8	3,3055	0,914
9	3,3386	0,949
10	4,0000	0,947

Fuente: Cálculos DT-CARF.

De esta forma, el test de Dickey-Fuller (DF) de la serie de la diferencia del logaritmo de la UCI se realizó sin intercepto, sin tendencia y sin rezagos. Con base en esta prueba, la serie es estacionaria al 1% de significancia, como se puede ver en el [Cuadro 16](#).

Cuadro 16. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos del Cuadro 14

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,4306	-1,6098	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el **Cuadro 17** evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan ruido blanco.

Cuadro 17. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para la diferencia del logaritmo de la UCI

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,3076	-1,6100	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Ahora bien, para proyectar la UCI se estimó un modelo autorregresivo, el resultante fue un ARIMA (2,1,2), sus coeficientes resultaron significativos, como se observa en el **Cuadro 18**.

Cuadro 18. ARIMA para la diferencia del logaritmo de la UCI

Variable	Coefficiente	SE	t	p Valor
AR(1)	1,7529	0,0578	30,3441	0,0000
AR(2)	-0,8664	0,0694	-12,4883	0,0000
MA(1)	1,0647	0,1620	6,5707	0,0000
MA(2)	0,4725	0,2086	2,2646	0,0325
Desviación estándar de los residuos	5,02E-07	1,63E-07	3,0890	0,0049

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Y los residuales resultaron no estar autocorrelacionados, como se observa en el **Cuadro 19**.

Cuadro 19. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 18

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,1524	0,696
2	0,2425	0,886
3	0,2425	0,970
4	0,4709	0,976
5	0,6284	0,987
6	1,2968	0,972
7	1,3851	0,986
8	1,6787	0,989
9	2,4061	0,983
10	3,5238	0,966

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el **Cuadro 20** evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan ruido blanco.

Cuadro 20. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 18

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5.9746	-1.6100	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Además, estos residuales probablemente son normales, según las pruebas presentadas en el **Cuadro 21**.

Cuadro 21. Pruebas de normalidad para los residuos

H0: Los residuos son normales

Prueba	Estadística	Probabilidad
<i>Jarque-Bera</i>	0,3033	0,8593
<i>Cramer – von Mises (W2)</i>	0,0369	0,7282

Fuente: Cálculos DT-CARF.

NAICU

A la UCI proyectada se le aplicó el filtro HPB para estimar la NAICU. La determinación del número óptimo de iteraciones, establecido en 3, se realizó empleando el criterio de información BIC (*bayesian information criterion*)¹⁸. El valor inicial asignado al parámetro lambda fue de 100, en línea con lo que sugiere la literatura para datos anuales.

Para probar la estacionariedad de la serie NAICU, se probaron distintas especificaciones para la regresión de la serie, y finalmente se especificó un modelo de regresión para la primera diferencia del logaritmo de variable, en función de su primer rezago y de los tres primeros rezagos de su primera diferencia. Los resultados de esta última regresión revelaron que los coeficientes estimados fueron estadísticamente significativos (véase el **Cuadro 22**).

Cuadro 22. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia del logaritmo de la NAICU, sus rezagos y el rezago de la NAICU

Variable	Coefficiente	SE	t	p Valor
Log(NAICU(-1))	-0,0943	0,0227	-4,1448	0,0002
D(log((NAICU(-1))))	1,5541	0,1405	11,0590	0,0000
D(log((NAICU(-2))))	-0,9819	0,2245	-4,3744	0,0001
D(log((NAICU(-3))))	0,3117	0,1297	2,4044	0,0212

Fuente: Cálculos DT-CARF.

El análisis de los residuales revela que estos se comportan ruido blanco, evidenciándose la ausencia de autocorrelación (**Cuadro 23**) y su condición de estacionariedad (**Cuadro 24**).

Cuadro 23. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 22

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,2506	0,617
2	0,5267	0,768
3	1,0153	0,798
4	2,3112	0,679
5	2,3617	0,797
6	2,4621	0,873

¹⁸ Phillips, P. C. B., & Shi, Z. (2021), pag 524.

Rezagos	Estadístico	p Valor
7	2,8850	0,895
8	3,0032	0,934
9	3,1721	0,957
10	3,1869	0,977

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Cuadro 24. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 22

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,8861	-1,6118	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

En este contexto, la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) aplicada a la serie de la NAICU se especificó con intercepto, sin tendencia y con tres rezagos. Los resultados de esta prueba, consignados en el Cuadro 25, indican que la serie es estacionaria a un nivel de significancia del 1%

Cuadro 25. Resultados prueba Dickey-Fuller con constante, sin tendencia y sin rezagos para la NAICU

Estadística tau-mu	Valor crítico al 10%	p Valor
-4,1448	-1,6119	0,0001

Fuente: Cálculos DT-CARF.

7.4. Tasa de desempleo observada y NAIRU

Tasa de desempleo

Se llevó a cabo un análisis de regresión con la primera diferencia de la tasa de desempleo en función de un intercepto, una tendencia determinística, el primer rezago de la tasa de desempleo y rezagos de su primera diferencia. Los coeficientes asociados a estos últimos no resultaron estadísticamente significativos. En una segunda etapa, se reestimó el modelo excluyendo los rezagos de la primera diferencia y los resultados de esta última estimación revelaron que la tendencia no presentó significancia estadística, lo que motivó la estimación de un tercer modelo excluyéndola. En esta tercera especificación, el intercepto resultó estadísticamente significativo (véase el Cuadro 26).

Cuadro 26. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia de la tasa de desempleo un intercepto y el rezago de la tasa de desempleo

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
β_0	0,6716	0,2369	2,8347	0,0049
TD(-1)	-0,0588	0,0199	-2,9593	0,0033

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Y los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el Cuadro 27.

Cuadro 27. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 26

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,3473	0,556
2	0,3473	0,841
3	0,8663	0,834
4	3,5817	0,466
5	3,5820	0,611
6	4,9382	0,552
7	4,9478	0,666
8	5,1226	0,744
9	7,6858	0,566
10	7,7961	0,649

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el **Cuadro 28** evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan ruido blanco.

Cuadro 28. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 26

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-17,7392	-1,6160	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

De esta forma, el test de Dickey-Fuller (DF) de la serie de tasa de desempleo se realizó con intercepto, sin tendencia y sin rezagos. Con base en esta prueba, la serie es estacionaria al 5% de significancia, como se puede ver en el **Cuadro 29**.

Cuadro 29. Resultados prueba Dickey-Fuller con constante, sin tendencia y sin rezagos para la tasa de desempleo

Estadística tau-mu	Valor crítico al 10%	p Valor
-2,9593	-2,5721	0,0401

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Ahora bien, para proyectar la tasa de desempleo se estimó un modelo ARMA y sus coeficientes resultaron significativos, como se observa en el **Cuadro 30**. Resultó significativa una dummy para el mes de abril de 2020 por efectos de la reducción del empleo que causó la pandemia.

Cuadro 30. ARMA para la tasa de desempleo

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
D2020M4	0,5416	0,0608	8,9060	0,0000
AR(1)	-0,3913	0,0475	-8,2310	0,0000

AR(2)	-0,1268	0,0472	-2,6866	0,0076
AR(10)	0,1535	0,0541	2,8394	0,0048
MA(12)	-0,2188	0,0597	-3,6664	0,0003
Desviación estándar de los residuos	0,0019	0,0001	14,9720	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los residuales no están autocorrelacionados, como se observa en el **Cuadro 31**.

Cuadro 31. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 30

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0719	0,789
2	0,1042	0,949
3	0,1046	0,991
4	1,4349	0,838
5	2,6777	0,750
6	3,2276	0,780
7	3,2276	0,863
8	4,0271	0,855
9	5,0845	0,827
10	5,2293	0,875

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el **Cuadro 32** evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan ruido blanco.

Cuadro 32. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 30

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-17,0000	-1,6160	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los residuales no son normales, según las pruebas presentadas en el **Cuadro 33**.

Cuadro 33. Pruebas de normalidad para los residuos

H0: Los residuos son normales

Prueba	Estadística	Probabilidad
<i>Jarque-Bera</i>	26,9566	0,0000
<i>Cramer – von Mises (W2)</i>	0,1989	0,0055

Fuente: Cálculos DT-CARF.

NAIRU

A esta tasa de desempleo proyectada se le aplicó el filtro HPB para estimar la NAIRU. La determinación del número óptimo de iteraciones, establecido en 12, se realizó empleando un criterio de información específico. El valor inicial asignado al parámetro lambda fue de 14.400, en línea con lo que sugiere la literatura para datos mensuales.

Para probar la estacionariedad de la NAIRU, se llegó a una especificación final del modelo de regresión para la primera diferencia de la NAIRU, que está en función de su primer rezago, de una constante y de los cuatro primeros rezagos de su primera diferencia. Los resultados de esta última regresión revelaron que los coeficientes estimados fueron estadísticamente significativos (véase el Cuadro 34).

Cuadro 34. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia de la NAIRU, sus rezagos y el rezago de la NAIRU

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
NAIRU(-1)	-4,13E-05	1.50E-05	-2,7516	0,0063
D(NAIRU(-1))	3,4581	0,0458	75,3837	0,0000
D(NAIRU(-2))	-4,5164	0,1341	-33,6726	0,0000
D(NAIRU(-3))	2,6405	0,1339	19,7196	0,0000
D(NAIRU(-4))	-0.5835	0,0456	-12,7840	0,0000
C	0,0004	0,0002	2,5634	0,0109

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el Cuadro 35.

Cuadro 35. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 34

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0024	0,961
2	0,8225	0,663
3	1,5727	0,666
4	3,8423	0,428
5	3,8892	0,565
6	4,8496	0,563
7	4,8555	0,678
8	5,0782	0,749
9	8,0854	0,526
10	8,1039	0,619

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, el Cuadro 36 evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan como ruido blanco.

Cuadro 36. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 34

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-17,8136	-1,6160	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

En este contexto, la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) aplicada a la serie de la NAIRU se especificó con intercepto, sin tendencia y con cuatro rezagos de sus diferencias. Los resultados de esta prueba, consignados en el **Cuadro 37**, indican que la serie es estacionaria a un nivel de significancia del 10%.

Cuadro 37. Resultados prueba Dickey-Fuller con constante, sin tendencia y con rezagos para la NAIRU

Estadística tau-mu	Valor crítico al 10%	p Valor
-2,7516	-2,5717	0,0667

Fuente: Cálculos DT-CARF.

7.5. PTF observada y \bar{A} tendencial

PTF

Dado que la serie de la PTF no es estacionaria, se pasó la serie a diferencias logarítmicas y tras realizar varias pruebas sobre la serie se llegó a una regresión entre la primera diferencia del logaritmo de la PTF en función del rezago de orden 1 de su primera diferencia, ya que fue el único coeficiente que resultó estadísticamente significativo (al 10% de confianza) (Véase el **Cuadro 38**).

Cuadro 38. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia del logaritmo de la PTF, un intercepto, la tendencia, el rezago de la PTF y el rezago de orden 12 de la primera diferencia del logaritmo

Variable	Coeficiente	SE	t	p Valor
D(LPTF(-1))	-1,1189	0,1636	-6,8395	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el **Cuadro 39**.

Cuadro 39. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 38

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,0011	0,974
2	0,0198	0,990
3	2,7366	0,434
4	2,8678	0,580
5	3,3711	0,643
6	3,9431	0,684
7	4,1169	0,766
8	4,1316	0,845
9	4,1331	0,902
10	4,8877	0,899

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, los residuos son estacionarios; se comportan ruido blanco.

Cuadro 40. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 38

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,9671	-1,6113	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

De esta forma, el test de Dickey-Fuller (DF) de la serie de la diferencia del logaritmo de la PTF se realizó con intercepto, con tendencia y sin rezagos. Con base en esta prueba, la serie es estacionaria al 1% de significancia, como se puede ver en el **Cuadro 41**.

Cuadro 41. Resultados prueba Dickey-Fuller con constante, con tendencia y sin rezagos para la diferencia del logaritmo de la PTF

Estadística tau-tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-6,8394	-1,6114	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Ahora bien, para proyectar la PTF se estimó un modelo autorregresivo, el resultante fue un ARIMA (12,1,0), sus coeficientes resultaron significativos al 10% de confianza, como se observa en el **Cuadro 42**.

Cuadro 42. ARIMA para la diferencia del logaritmo de la PTF

Variable	Coefficiente	SE	t	p Valor
AR(12)	-0,5739	0,2947	-1,9476	0,0650
Desviación estándar de los residuos	0,000237	0,000149	1,5977	0,1250

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Y los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el **Cuadro 43**.

Cuadro 43. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 42

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	0,2051	0,651
2	0,2546	0,880
3	3,4847	0,323
4	3,5655	0,468
5	3,6289	0,604
6	4,8769	0,560
7	4,9918	0,661
8	4,9924	0,758
9	6,3777	0,702
10	7,2542	0,701

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, los residuos son estacionarios; se comportan ruido blanco.

Cuadro 44. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 42

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,0007	-1,6081	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Además, estos residuales no son normales, según las pruebas presentadas en el Cuadro 45.

Cuadro 45. Pruebas de normalidad para los residuos

H0: Los residuos son normales

Prueba	Estadística	Probabilidad
<i>Jarque-Bera</i>	1,4424	0,4861
<i>Cramer – von Mises (W2)</i>	0,0651	0,3104

Fuente: Cálculos DT-CARF.

\bar{A} tendencial

A la PTF proyectada se le aplicó el filtro HPB para estimar su tendencia. La determinación del número óptimo de iteraciones, establecido en 1, se realizó empleando un criterio de información BIC, como lo realizan Phillips & Shi (2021). El valor inicial asignado al parámetro lambda fue de 100, en línea con lo que sugiere la literatura para datos anuales.

La PTF tendencial (\bar{A}) no es estacionaria, por lo que, para probar su estacionariedad, tras varias pruebas sobre esta serie se llegó a una regresión de la primera diferencia del logaritmo de la PTF tendencial en función del primer rezago de la diferencia del logaritmo de la PTF tendencial y de los rezagos de primer, segundo y tercer orden de su primera diferencia. Los resultados de esta última regresión revelaron que los coeficientes estimados fueron estadísticamente significativos (véase el Cuadro 46).

Cuadro 46. Resultados significativos de la regresión entre la diferencia del logaritmo de la PTF tendencial, sus rezagos y el rezago del logaritmo de la PTF tendencial

Variable	Coefficiente	SE	t	p Valor
DLPTF_TEND(-1)	-0,0512	0,0099	-5,1817	0,0000
D(DLPTF_TEND (-1))	1,5684	0,1446	10,8485	0,0000
D(DLPTF_TEND (-2))	-1,0312	0,2303	-4,4771	0,0001
D(DLPTF_TEND (-3))	0,4168	0,1254	3,3226	0,0023

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Los residuales resultaron ser ruido blanco ya que no están autocorrelacionados, como se observa en el Cuadro 47.

Cuadro 47. Resultados prueba de Ljung-Box para los residuos de la regresión del Cuadro 46

Rezagos	Estadístico	p Valor
1	3,2584	0,071
2	3,5809	0,167

Rezagos	Estadístico	p Valor
3	5,9668	0,113
4	5,9723	0,201
5	6,0221	0,304
6	6,2638	0,394
7	6,3302	0,502
8	6,7211	0,567
9	7,6560	0,569
10	8,1543	0,614

Fuente: Cálculos DT-CARF.

Adicionalmente, se evidencia su condición de estacionariedad. Por tanto, el análisis de los residuales revela que estos se comportan como ruido blanco.

Cuadro 48. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y sin rezagos para los residuos de la regresión del Cuadro 46

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-7,8885	-1,6109	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

De esta forma, el test de Dickey-Fuller (DF) de la serie de la diferencia del logaritmo de la PTF se realizó sin intercepto, sin tendencia y con rezagos. Con base en esta prueba, la serie es estacionaria al 1% de significancia, como se puede ver en el **Cuadro 49**.

Cuadro 49. Resultados prueba Dickey-Fuller sin constante, sin tendencia y con rezagos para la diferencia del logaritmo de la PTF tendencial

Estadística tau	Valor crítico al 10%	p Valor
-5,1817	-1,6110	0,0000

Fuente: Cálculos DT-CARF.

7.6. Ventajas del Filtro de Hodrick-Prescott Boosted (HPB)

Phillips y Shi (2020) propusieron este filtro como una evolución contemporánea del filtro Hodrick-Prescott (HP) tradicional. Los autores señalan que, más que un método radicalmente distinto, se trata de un procedimiento iterativo que refina el enfoque clásico del HP. En lugar de una aplicación única con un parámetro de suavización (λ) fijo, se implementa un proceso secuencial y adaptativo, inspirado en técnicas de boosting del aprendizaje automático. Sus hallazgos sugieren que el filtro HPB presenta diversas ventajas significativas.

En primer lugar, optimiza la captura de señales cíclicas. Mientras que el filtro HP convencional puede incurrir en un sobre-suavizado, lo que potencialmente enmascara información relevante de corto plazo, el HPB ajusta iterativamente el grado de suavización. Esto permite que la tendencia subyacente capture de forma más precisa el equilibrio entre la variabilidad inherente a los datos y la estructura económica fundamental, especialmente en series temporales afectadas por perturbaciones o cambios abruptos. En los términos acuñados por Phillips y Shi (2020), el filtro HP iterado o boosting constituye un “*dispositivo de suavizado más inteligente*”.

En segundo lugar, el HPB exhibe una menor sensibilidad al parámetro de suavización (λ). A diferencia del filtro HP tradicional, cuya aplicación es susceptible a la elección del valor de λ , la implementación del HPB muestra una menor dependencia de este parámetro. El proceso iterativo permite una adaptación dinámica en la descomposición de la serie entre sus componentes cíclico y de tendencia. Adicionalmente, la determinación del número óptimo de iteraciones puede fundamentarse en criterios de información estadísticos, lo que proporciona una base empírica en lugar de una selección ad hoc.

En tercer lugar, el HPB logra mitigar los problemas que el filtro HP clásico tiende a generar en los extremos de la serie temporal. Este último puede producir estimaciones menos robustas de la tendencia en los puntos inicial y final de la serie. El HPB aborda estas limitaciones al mejorar la precisión de las estimaciones en los extremos, debido a que el proceso iterativo facilita una convergencia más suave de la tendencia en estos segmentos de los datos.

En cuarto lugar, el filtro HPB demuestra una mayor robustez ante la presencia de quiebres estructurales. Mientras que el filtro HP tradicional puede tener dificultades para modelar adecuadamente cambios de régimen o choques abruptos en la dinámica de las series, el HPB, gracias a su naturaleza iterativa y adaptativa, puede ajustarse de manera más eficaz a estas alteraciones, ofreciendo una representación de la tendencia menos distorsionada en presencia de rupturas estructurales.

Finalmente, la investigación de Phillips y Shi (2020) evidencia que el filtro HPB genera resultados superiores en el análisis de datos macroeconómicos caracterizados por alta volatilidad, series con patrones de crecimiento inestable y en la identificación de ciclos económicos con mayor realismo.



@CARFColombia



@carf.colombia



Comité Autónimo
de la Regla Fiscal

Comité Autónimo de la Regla Fiscal - CARF
Carrera 8 No. 6 C 38 - Código Postal 111711
atencionusuario@carf.gov.co
Bogotá, D.C.
www.carf.gov.co