SERIE DE ESTUDIOS ECONÓMICOS
2025

BANCO CENTRAL
REPÚBLICA DOMINICANA

SERIE DE ESTUDIOS ECONÓMICOS
2025

BANCO CENTRAL
REPÚBLICA DOMINICANA

© 2025 primera edición
Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana.
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

Esta es una publicación del Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos del Banco Central. El contenido y las opiniones de los artículos publicados en la Serie de Estudios Económicos son exclusiva y estrictamente responsabilidad de su o sus autores y no reflejan la opinión del Banco Central de la República Dominicana.

Comentarios y preguntas sobre esta publicación pueden ser enviados a:
Banco Central de la República Dominicana
Av. Pedro Henríquez Ureña esq. Av. Leopoldo Navarro,
Santo Domingo de Guzmán, D. N., República Dominicana
Apartado Postal 1347
809-221-9111 Exts. 3072-73
info@bancentral.gov.do

Editor: Subdirección de Estudios Económicos
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

Consejo editorial: Joel Tejeda Comprés y Joel González Pantaleón

Impresión: Subdirección de Impresos y Publicaciones

ISSN 2811-5198

Impreso en la República Dominicana
Printed in the Dominican Republic

Prohibida la reproducción parcial o total de esta obra sin la debida autorización.

TABLA DE CONTENIDO

PRÓLOGO ix

1. REMESAS Y PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO LABORAL EN LA REPÚBLICA DOMINICANA 13

1.1. Introducción 17

1.2. Revisión de la literatura 20

1.3. Datos y metodología 24
1.3.1. Datos 24
1.3.2. Metodología 27
1.3.2.1. Modelos 27
1.3.2.2. Especificación de modelos 28
1.3.2.2.1. GLM ponderado por diseño muestral 28
1.3.2.2.2. Modelo *logit* multinomial ponderado por factores de expansión muestral 29
1.3.2.2.3. GLM ponderado por diseño muestral, para estimar la probabilidad de estar estudiando 30
1.3.2.3. Estrategia empírica y limitaciones 31

1.4. Resultados 32
1.4.1. Probabilidad de estar empleado 32
1.4.2. Estado laboral: empleo formal o informal 34
1.4.3. Probabilidad de encontrarse estudiando 35
1.4.4. Destino de las remesas en la demanda agregada 36

1.5. Conclusión 38

Referencias 41

Apéndice 44

2. DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD SALARIAL EN LA REPÚBLICA DOMINICANA 47

2.1. Introducción 51

2.2. Una mirada a la desigualdad y el caso dominicano 52
2.2.1. Desigualdad global entre países vs desigualdad dentro de los países 52
2.2.2. El caso de Latinoamérica 53
2.2.3. República Dominicana: alto crecimiento con alta desigualdad 54

2.3. Revisión de la literatura 56

2.4. Datos y aspectos metodológicos 61

2.5. Principales resultados 67
2.5.1. Análisis histórico del Coeficiente de Gini 67
2.5.2. Comparación con otros coeficientes de Gini 70
2.5.3. El efecto de las horas trabajadas y la inflación 71
2.5.4. Evaluación de coeficientes de Gini por estratos 73
2.5.4.1. Coeficientes de Gini por ramas de actividad económica 74
2.5.4.2. Coeficientes de Gini por nivel educativo 75

2.5.4.3. Coeficientes de Gini por tramos de edad 76
2.5.5. Ecuación de Mincer y regresión cuantílica 78
2.5.6. Desigualdad salarial en el marco de la pandemia 82
2.6. Conclusiones 85
Referencias 87
Apéndice 92

3. ESTIMACIÓN DE LA NAIRU, LA INFLACIÓN DE LARGO PLAZO Y EL PRODUCTO POTENCIAL: IMPLICACIONES PARA LA POLÍTICA MONETARIA EN LA REPÚBLICA DOMINICANA 99

3.1. Introducción 103
3.2. Revisión de literatura 106
3.2.1. Evolución histórica del concepto NAIRU 106
3.2.2. Desarrollo metodológico 108
3.2.3. Evidencia empírica sobre la NAIRU 110
3.3. Marco teórico y metodología 115
3.3.1. El producto potencial 116
3.3.2. Ley de Okun 117
3.3.3. La curva de Phillips 118
3.3.4. La inversión 119
3.4. Estimación del modelo y resultados 120
3.5. Conclusiones e implicaciones para la política monetaria 125
Referencias 128
Apéndice 135

PRÓLOGO

Los estudios económicos constituyen un insumo imprescindible para la formulación de políticas públicas efectivas, ya que proveen evidencia rigurosa sobre las interacciones de variables fundamentales en la dinámica económica. En este sentido, la Serie de Estudios Económicos (SEE) representa un espacio institucional especializado que busca difundir los trabajos de investigación de los técnicos del Banco Central de la República Dominicana (BCRD) alineados con discusiones académicas y de política económica, tanto a nivel nacional como internacional, y enmarcados en las mejores prácticas de la investigación económica.

Manteniendo el compromiso del BCRD de fomentar y difundir estudios que aporten al entendimiento de la dinámica económica nacional, la actual entrega de SEE 2024-2025 agrupa tres trabajos bajo el eje común «Dinámica, evaluación y perspectivas del mercado laboral en la República Dominicana». Estudiar el mercado laboral es esencial para comprender cómo la generación de empleo, la calidad del trabajo y la dinámica salarial inciden en el crecimiento sostenido y el bienestar de los hogares. Estos estudios permiten identificar sectores con mayor potencial de absorción de mano de obra y vulnerabilidades estructurales. Asimismo, mejoran la comprensión de la política monetaria y su influencia sobre este mercado, debido a su efecto sobre el crédito, la inversión y el consumo y, por ende, la creación de empleos.

El primer capítulo, de la autoría de Pedro Peña y Diego Ramírez, está enfocado en las *Remesas y participación en el mercado laboral en la República Dominicana*. Por medio de diferentes modelos lineales generalizados, se encuentra que recibir remesas se asocia con una menor probabilidad de estar ocupado o empleado, particularmente en el renglón de empleo formal, sugiriendo una menor oferta laboral en términos macroeconómicos. En cambio, si las remesas son recibidas por otro miembro del hogar, aumenta la probabilidad

de que los individuos eleven su nivel académico, lo que se puede traducir en una mayor oferta laboral futura. Por último, por medio de un ejercicio contable, se determina que el gasto adicional generado por las remesas contribuye a la generación de aproximadamente el 4.5 % de los puestos de trabajo en la economía, por medio de un incremento en la demanda de mano de obra por parte de las empresas dominicanas.

En el segundo capítulo, titulado *Determinantes de la desigualdad salarial en la República Dominicana*, y escrito por Óscar Pascual, se estudia la evolución del coeficiente de Gini para la población asalariada general, por nivel educativo, sector económico y grupos de edad, durante las últimas décadas. De igual forma, estima una ecuación de Mincer con corrección por autoselección y regresiones cuantílicas. Algunos resultados a destacar son que, a nivel general, se observa una reducción gradual de la desigualdad salarial, aunque persisten mayores niveles en sectores como administración pública, comercio y turismo. Del mismo modo, se confirma que la formación universitaria y los individuos mayores de 60 años explican una parte significativa de la dispersión salarial. Finalmente, se evidencia en la ecuación de Mincer estimada que la educación universitaria tiene una asociación positiva con los salarios, y este retorno es mayor en los deciles de ingreso alto.

Por último, Fidel Morla y Paola Pérez presentan una *Estimación de la NAIRU, la inflación de largo plazo y el producto potencial: implicaciones para la política monetaria en la República Dominicana*, cuyo objetivo es medir variables no observables como la inflación de largo plazo, el producto potencial y la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU). Por medio de un filtro de Kalman multivariado, se encuentra que, en promedio, la inflación de largo plazo se ubica en 4 %, consistente con la meta de inflación del Banco Central, el crecimiento del producto potencial se estima en torno al 5 %, en consonancia con estimaciones previas del crecimiento de largo plazo, y una NAIRU que se ubica alrededor del 4.8 %.

Los documentos presentados destacan el papel del mercado laboral como eje que conecta las condiciones macroeconómicas con el bienestar de los hogares, subrayando la importancia de comprender sus rigideces, desigualdades y respuestas frente a choques externos. Al mismo tiempo, reflejan el compromiso del BCRD con la producción de conocimiento económico riguroso que sirva de base para el diseño de políticas orientadas a la estabilidad y el desarrollo sostenible. En este esfuerzo, la Serie de Estudios Económicos se consolida como un espacio para difundir investigaciones que enriquecen la discusión técnica y aportan evidencia útil para la toma de decisiones.

Joel González Pantaleón
Subgerente
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

1. REMESAS Y PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO LABORAL EN LA REPÚBLICA DOMINICANA

Remesas y participación en el mercado laboral en la República Dominicana

Pedro G. Peña[1] Diego E. Ramírez[1]

Resumen*

En este trabajo se analiza la relación entre las remesas y la participación en el mercado laboral mediante dos modelos lineales generalizados y un modelo *logit* multinomial. Además, se utiliza un método contable para estimar los puestos de trabajo asociados al consumo de bienes en la economía que es financiado por remesas. Los resultados muestran una relación negativa entre recibir remesas y la probabilidad de estar trabajando entre los miembros de los hogares receptores. Asimismo, un mayor monto de remesas recibidas por un individuo se asocia con una menor probabilidad de trabajar en el sector formal. También se evidencia que, cuando el receptor es otro miembro del hogar, las remesas se vinculan con una mayor probabilidad de estudiar, lo que refleja un canal indirecto en la oferta laboral —que se materializa en el futuro. Finalmente, se estima que las remesas están vinculadas a aproximadamente el 4.5 % de los puestos laborales de la economía, ya que una parte de la producción y el empleo locales se destinan a satisfacer el consumo que estas financian. En conjunto, los resultados sugieren que las remesas no solo reducen la participación actual en el mercado laboral, sino que también inciden en decisiones que afectan la oferta futura —como la educación. Además, su impacto sobre el consumo genera una demanda de puestos de trabajo significativa, evidenciando efectos contrapuestos sobre el mercado laboral: reducen la oferta directa, pero estimulan la demanda.

Palabras clave: remesas, mercado laboral, datos de encuesta, cuadro oferta-utilización

Clasificación JEL: C25, F24, J2

[1] Subdirección de Análisis del Sector Externo, Departamento Internacional. Para preguntas y comentarios escribir a *pg.pena@bancentral.gov.do o d.ramirez@bancentral.gov.do*.

* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Remittances and labor market participation in the Dominican Republic

Pedro G. Peña[2] *Diego E. Ramírez*[2]

Abstract[**]

This study examines the relationship between remittances and labor market participation using two generalized linear models and a multinomial logit model. In addition, we apply an accounting method to estimate the number of jobs associated with remittance-financed consumption of goods in the domestic economy. The results show a negative relationship between receiving remittances and the probability of being employed among members of recipient households. Higher remittance amounts received by an individual are also associated with a lower probability of working in the formal sector. Moreover, when the recipient is another household member, remittances are linked to a higher probability of studying, reflecting an indirect channel that affects labor supply —which materializes in the future. Finally, remittances are estimated to be associated with approximately 4.5 % of jobs in the economy, as part of domestic production and employment is allocated to meet the consumption they finance. Overall, the results suggest that remittances not only reduce current labor market participation but also influence decisions that shape future labor supply —such as education. At the same time, their impact on consumption generates significant labor demand, revealing opposing effects on the labor market: they reduce direct labor supply but stimulate demand.

Keywords: remittances, labor market, survey data, Supply and Use Table

JEL Classification: C25, F24, J2

[2] *Sub-directorate of External Sector Analysis, International Department. For questions and comments write to pg.pena@bancentral.gov.do or d.ramirez@bancentral.gov.do.*

[**] *The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.*

1.1. Introducción

En las últimas décadas, las remesas se han consolidado como uno de los principales flujos internacionales de ingreso para la República Dominicana. Su evolución ha sido notable: pasaron de representar USD 3,683 millones en 2010 (equivalente al 6.8 % del producto interno bruto [PIB]) hasta alcanzar los USD 10,756 millones en 2024, lo que representa aproximadamente un 8.6 % del PIB. Este crecimiento sostenido ha generado un creciente interés por comprender las implicaciones económicas de estos flujos, tanto a nivel macroeconómico como microeconómico.

Desde una perspectiva agregada, las remesas contribuyen a la estabilidad del tipo de cambio, fortalecen la posición externa del país y aportan a la sostenibilidad de la cuenta corriente. A nivel de los hogares, estos recursos constituyen una fuente complementaria de ingresos con el potencial de aliviar restricciones presupuestarias, mejorar el acceso a bienes y servicios, e influir en decisiones laborales y educativas. No obstante, han surgido interrogantes en la literatura económica sobre si estos flujos representan un fenómeno netamente positivo o si pudieran generar efectos adversos, como una reducción de la oferta laboral incentivada por un ingreso no relacionado al trabajo.

En la literatura económica, la relación entre remesas y mercado laboral se ha estudiado principalmente bajo el marco de la *teoría de nueva economía de la migración laboral* (NELM, por sus siglas en inglés), la cual plantea que estos flujos pueden influir en las decisiones laborales de los hogares a través de distintos canales. Por un lado, el ingreso adicional que representan puede sustituir los salarios y reducir la participación en el mercado laboral. Por otro lado, pueden aliviar restricciones de crédito, lo que permite que los miembros del hogar destinen más tiempo a estudiar o a emprender, con posibles efectos positivos sobre el empleo futuro. La evidencia empírica, proveniente en su mayoría de economías en desarrollo, muestra de manera consistente que las remesas tienden a reducir la oferta laboral, especialmente en el sector formal, y a aumentar la probabilidad de estudiar. No obstante, algunos estudios encuentran efectos positivos sobre la participación explicados por incentivos para financiar la

migración, cubrir costos asociados o generar empleo por cuenta propia. Otros trabajos también señalan cambios en la composición del empleo, como un aumento de la informalidad o del trabajo por cuenta propia.

En el caso de la República Dominicana, la evidencia disponible sugiere un patrón similar: las remesas tienden a reducir la probabilidad de empleo y de emprendimiento, aunque se asocian positivamente con la escolaridad, lo que podría implicar un efecto indirecto favorable sobre la oferta laboral futura. Estos hallazgos ponen de manifiesto la importancia de diferenciar entre efectos directos e indirectos, a fin de comprender mejor la interacción entre remesas y participación laboral, tanto en el corto como en el largo plazo.

En ese contexto, el objetivo principal de esta investigación es analizar el impacto de las remesas sobre la participación laboral en la República Dominicana. En particular, se busca responder a la pregunta de cómo estos flujos afectan la participación laboral. Para ello, se evalúan cuatro dimensiones específicas de las remesas: (i) su efecto directo sobre la probabilidad de tener empleo; (ii) su influencia sobre trabajar en el mercado formal o informal; (iii) su impacto en la probabilidad de encontrarse estudiando (un posible impacto en el empleo futuro); y (iv) su incidencia en los puestos laborales de la economía vía el consumo que financian.

La estrategia empírica se basa en el uso de datos provenientes de la Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo (ENCFT) del año 2024. Se implementan tres modelos econométricos para capturar los diferentes efectos: dos modelos lineales generalizados (GLM, por sus siglas en inglés) para estimar la probabilidad de estar empleado y de estar estudiando, respectivamente, y un modelo *logit* multinomial considerando que los individuos se encuentran en empleo formal, en empleo informal o desempleados. Adicionalmente, se realiza un ejercicio contable utilizando como insumo la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) de 2018 y los cuadros oferta-utilización (COU), con el fin de estimar los puestos de trabajo asociados al consumo financiado por las remesas.

En particular, este estudio realiza al menos tres contribuciones relevantes a la literatura económica. Primero, aporta evidencia empírica reciente sobre la relación entre las remesas y el mercado laboral, un tema de creciente interés en economías receptoras. En segundo lugar, introduce un nuevo enfoque en la República Dominicana, al distinguir entre los efectos directos de recibir remesas por un propio individuo o si lo hace otro miembro dentro de un hogar. Por último, incorpora el canal contable, con lo que se busca capturar el efecto indirecto que tiene el flujo de remesas en la actividad económica y, por adición, en los puestos laborales.

Los resultados obtenidos muestran que recibir remesas se asocia negativamente con la probabilidad de tener empleo, tanto cuando los recursos se reciben directamente por un individuo como cuando son recibidos por otro miembro de un hogar dado. En cuanto al tipo de empleo, una mayor recepción de remesas por parte de un individuo se vincula con una menor probabilidad de empleo formal, pero no parece tener efecto sobre el empleo informal. Cuando las remesas las recibe otro integrante del hogar, existe congruencia con la reducción en la participación; sin embargo, dicho efecto no es estadísticamente distinguible de cero para ninguno de los sectores.

Por otro lado, con relación a la educación, los efectos varían según el receptor: las remesas recibidas directamente por un individuo no muestran un nivel de asociación significativo con la probabilidad de encontrarse estudiando, mientras que, si son percibidas por otros miembros del hogar, se relacionan con una mayor probabilidad de estudio.

Finalmente, el ejercicio de estimación de los puestos laborales que se encuentran vinculados al consumo financiado por remesas —a partir de su distribución por quintil de ingreso y los patrones de consumo correspondientes— indica que aproximadamente el 4.5 % de los puestos laborales en la economía dominicana están asociados a la producción local que satisface el consumo generado por las remesas.

En conjunto, estos hallazgos sugieren que las remesas tienen un efecto dual sobre el mercado laboral: por un lado, reducen la oferta de trabajo actual, sobre todo en el sector formal; por otro lado, impulsan la demanda a través del consumo, lo que genera puestos de trabajo. Además, su influencia en la probabilidad de trabajar, cuando los receptores de remesas son otros miembros del hogar, reflejan cierto efecto intertemporal en la oferta laboral futura.

El resto del documento se divide de la siguiente manera: en la sección 1.2 se ofrece una revisión de la literatura económica relevante; en la sección 1.3 se detallan las características de los datos utilizados y la metodología; en la sección 1.4 se presentan y discuten los principales resultados y, finalmente, en la sección 1.5 se exponen las conclusiones del estudio y sus implicaciones.

1.2. Revisión de la literatura

La literatura sobre el tema de remesas es sumamente amplia y muchas veces es analizada desde una perspectiva holística en conjunto con la migración,[3] donde las remesas son tanto una causa como una consecuencia de esta. Muchos de los trabajos sobre las remesas de la década de los 80 pueden asociarse a las ideas de economía familiar de Becker (1974). Sin embargo, estos primeros trabajos se enfocaban en análisis descriptivos o en la identificación de hechos estilizados (Knowles y Anker, 1981), así como en el cálculo de los costos y beneficios de las remesas (Zlotnik, 1990). En dichos años, la discusión se centraba en definir el proceso migratorio y de remesas como netamente positivo o negativo (Keely y Tran, 1989), y se argumentaba si las remesas compensaban la fuga de cerebros y, si efectivamente, estas transferencias se traducían en una mayor productividad. A mediados de esa década, Russell (1986) propuso considerar las remesas como un sistema completo, a lo que denominó «sistema de remesas», con el objetivo de aclarar las relaciones entre sus causas y efectos.

Estas dimensiones —causas, efectos y usos de las remesas— han ocupado buena parte del estudio de los últimos años, en una literatura que se ha expandido dada la mayor importancia

[3] Evidencia de esto son las distintas versiones de la publicación *Migration and Remittances Factbook* del Banco Mundial.

de las remesas en los flujos internacionales. Primero, las causas se distinguen en dos vertientes, una basada en variables microeconómicas y otra en factores macroeconómicos. Por el lado de los efectos y usos, se ha estudiado el impacto de las remesas sobre un sinnúmero de variables como: pobreza (Adams y Page, 2005), desigualdad (Acosta *et al*. 2006; Azizi, 2021; Borja y Hall, 2018), crecimiento (Dridi *et al.*, 2019), tipo de cambio (Kim, 2019), así como también del mercado laboral.

La mayoría de los trabajos están basados en la teoría NELM asociada al trabajo de Stark y Bloom (1985). Esta teoría proporciona un marco conceptual de cómo las remesas afectan las decisiones laborales a nivel de hogar, a diferencia del enfoque neoclásico de Sjaastad (1962), que interpreta la migración y la remisión de remesas como una decisión individual. Según la NELM, las remesas pueden modificar la oferta laboral mediante distintos canales. Por un lado, al representar un ingreso alternativo, pueden funcionar como sustituto del salario, lo que permite que los miembros del hogar reduzcan las horas trabajadas o decidan no trabajar. Por otra parte, las remesas permiten aliviar las restricciones presupuestarias, lo que facilita que quienes lo reciban puedan realizar otras acciones además de trabajar, como estudiar —lo que pudiera también reducir la oferta laboral— o trabajar por cuenta propia, lo que podría aumentarla. A largo plazo, estos canales generan dos efectos contrapuestos: recibir remesas puede crear cierta dependencia y desincentivar el trabajo, pero también facilita la acumulación de capital humano y, por ende, aumentar la oferta laboral futura.

Numerosos estudios empíricos han analizado estas hipótesis. Uno de los primeros exponentes es Funkhouser (1992a, 1992b) quien, al estudiar las economías de Nicaragua y El Salvador, encuentra que las remesas reducen la participación en el mercado laboral de quienes las reciben. De manera similar, Rodríguez y Tiongson (2001) reportan que las remesas reducen la oferta laboral en las Filipinas, y encuentran que aumenta la educación dentro de los más jóvenes del hogar.

Asimismo, Amuedo-Dorantes y Pozo (2006a) hallan una reducción en la oferta laboral de las mujeres que reciben remesas en México. Por su parte, Acosta (2006) estudia los efectos de las

remesas en las decisiones de gasto de los hogares en El Salvador y encuentra que se reducen los problemas de restricción de liquidez de los hogares, lo que permite que la oferta laboral de los niños y las mujeres se reduzca a medida en que se reciben más remesas, y posibilita también que los niños de hogares que reciben remesas tengan mayor probabilidad de estudiar que los niños de hogares que no las reciben.

En un estudio para Jamaica, Kim (2007) documenta que los hogares que reciben remesas tienen un mayor salario de reserva y tienen una oferta laboral menor que aquellos que no; este resultado es similar al de Airola (2008) para México. Cox-Edwards y Rodríguez-Oreggia (2009) también estudian el fenómeno para la economía mexicana y encuentran que las remesas que se reciben con regularidad, lo que los autores denominan como «remesas persistentes», tienen mayor probabilidad que las esporádicas de estar asociadas con una menor participación en el mercado laboral. En este sentido, en otro documento de Amuedo-Dorantes y Pozo (2012), las autoras encuentran que la oferta laboral aumenta a medida que aumenta la incertidumbre del influjo de remesas.

Si bien la mayoría de la literatura encuentra consistentemente un efecto negativo de las remesas en la oferta laboral, existen hallazgos en sentido contrario. Por ejemplo, Posso (2012) encuentra que mayores remesas están asociadas a una mayor oferta laboral en un estudio de 66 economías. El autor argumenta que esto pudiera ser explicado por tres posibles canales: los miembros del hogar trabajan para cubrir los costos de la migración; las remesas reducen las rigidices crediticias, lo que impulsa la creación de más empleos; y existe un incentivo a trabajar por parte de los hogares que no reciben remesas para financiar futuras migraciones, luego de ver los beneficios de las remesas.

En cuanto a la relación entre las remesas y la informalidad, Ivlevs (2016), para seis economías que pasaron de ser centralizadas a libre mercado, concluye que recibir remesas aumenta la probabilidad de trabajar en el sector informal. Más aun, los miembros de hogares sin migrantes también son más propensos a participar en el sector informal si en la región que habitan se

reciben muchas remesas, algo que el autor atribuye al «efecto vecino»: el estilo de vida de quienes reciben remesas afecta las decisiones —laborales en este caso— de quienes no las reciben. Un resultado similar es encontrado por Vadean *et al*. (2017), quienes encuentran que la caída de trabajo formal es compensada por actividades informales de menor escala.

Por otro lado, Chami *et al*. (2018) estudian los efectos de las remesas en países pobres y de ingreso medio con datos a nivel macro. Además de encontrar la caída en la formalidad y el aumento en la informalidad como otros autores, también hallan que las remesas se asocian a un menor crecimiento de los salarios y a una menor productividad. También, afirman que los efectos en países «frágiles» son más positivos, pues los salarios aumentan en comparación con los países más estables.[4]

En otro trabajo realizado con datos a nivel agregado de 122 países, Azizi (2018) evidencia que disminuye la participación laboral de las mujeres según aumentan las remesas recibidas. Asimismo, revela que las remesas aumentan la inserción escolar y la tasa de finalización escolar. Sousa y García-Suaza (2018) encuentran que, en Guatemala, la participación laboral disminuye, principalmente entre las mujeres, mientras que los adultos jóvenes muestran una menor probabilidad de estudiar o trabajar. Otro trabajo reciente, documenta que las remesas tienen un efecto negativo en el empleo por cuenta propia y un efecto positivo en las actividades domésticas en Ghana (Dary y Ustarz, 2020).

En términos generales, la literatura sugiere que el efecto ingreso de las remesas tiende a reducir la oferta laboral actual, mientras que la educación y el trabajo por cuenta propia aparecen como alternativas de participación, y no solo salirse del mercado laboral.

Para el caso de la República Dominicana, Amuedo-Dorantes y Pozo (2006b) encuentran que las remesas están asociadas a una menor probabilidad de emprender. Las autoras intuyen que

[4] La definición de fragilidad utilizada por los autores es el quintil más alto del índice de estados frágiles (*Fragile State Index*) del *think thank* Fondo por la Paz (*Fund for Peace*).

esto ocurre dado a que el efecto ingreso aumenta los salarios de reserva, de manera que las remesas pueden inducir a mayor ocio, inclusive a expensas del trabajo por cuenta propia. En otro estudio, Amuedo-Dorantes y Pozo (2010) encuentran un efecto positivo entre las remesas y la escolaridad, lo que sugiere un efecto indirecto en el mercado laboral futuro.

En una investigación sobre los determinantes de la oferta laboral, Ramírez (2013) encuentra que las remesas desincentivan la participación en el mercado laboral, y que el efecto es mayor en hombres que en mujeres. Por otro lado, Díaz y Olivo (2014) concluyen que las remesas disminuyen la probabilidad de ocupación en los hogares, con una mayor reducción en la informalidad que en la formalidad. Además, destacan que los hogares que perciben remesas tienen una mayor probabilidad de recibir educación. De lo anterior se desprende evidencia de un efecto negativo directo en la oferta laboral en el corto plazo y un efecto positivo indirecto en el largo plazo.

En resumen, la literatura muestra cierto consenso en que las remesas tienden a reducir la oferta laboral en el corto plazo, debido al efecto ingreso, pero genera otros efectos indirectos en el largo plazo a través de una mayor escolaridad y puede afectar la composición del empleo. La presente investigación busca profundizar en esta relación para la República Dominicana.

1.3. Datos y metodología

1.3.1. Datos

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo (ENCFT) y la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH), ambas levantadas por el Banco Central de la República Dominicana (BCRD). La ENCFT recoge información sobre la participación en la fuerza laboral, el ingreso y el nivel educativo de los individuos, así como características demográficas como edad, sexo y lugar de residencia. También incluye datos a nivel de hogar, como las condiciones de la vivienda y la tenencia de electrodomésticos.

Por su parte, la ENGIH recopila información detallada sobre los ingresos y gastos de los hogares, correspondiente al año 2018. Esta versión de la encuesta es la más reciente disponible sobre los patrones de consumo de los hogares en el país, razón por la cual se utiliza como insumo en este análisis. Ambas encuestas son de carácter muestral y se consideran representativas a nivel nacional.

De la primera, se utiliza información correspondiente al periodo 2024-2024 que consta de 69,862 observaciones, correspondientes a 31,912 individuos distintos y 10,949 hogares únicos. De la segunda, se utiliza la distribución de ingreso de los hogares que reciben remesas, así como también los patrones de consumo promedio de los mismos.

Adicionalmente, se utiliza información del total de remesas obtenida de la Balanza de Pagos, así como datos sobre los puestos laborales asociados a las actividades económicas del país en los COU, ambas del BCRD.

Las variables dependientes varían según el caso de estudio:

- Para estimar el efecto directo de las remesas sobre la oferta laboral se utilizan dos especificaciones en las que la variable dependiente es:

    1. una variable dicotómica que mide si el individuo se encuentra trabajando o no;
    2. una variable categórica con tres opciones: el individuo trabaja en el sector formal, informal o no trabaja.

- Para estimar el efecto indirecto a través de la educación, la variable dependiente es una variable dicotómica que mide si el individuo asiste a un centro educativo (escuela, colegio o universidad). Este se considera un canal indirecto, bajo el supuesto de que una mayor escolaridad incide positivamente en la participación laboral futura (Abdullaev y Estevao, 2013).

- Finalmente, para estimar la relación entre las remesas y los puestos de trabajo de la economía se asume que el total de remesas reportado en 2024 en la balanza de pagos se destina a gasto de consumo. El tipo de bienes y servicios consumidos se determina según el quintil de ingreso de cada hogar receptor, utilizando el perfil de hogares de la ENGIH 2018 y las canastas de consumo por quintil, ajustadas a precios de 2024. A partir de estos montos de gasto, y con información de los COU, se calcula la producción adicional y los puestos de trabajo requeridos para satisfacer dicho consumo.[5]

Cuadro 1.1. Estatus laboral según recepción de remesas

¿Recibe remesas?	No trabaja	Ocupados formales	Ocupados informales	Total
	Distribución según total de observaciones			
Sí	1,827 (54.1 %)	539 (16.0 %)	1,010 (29.9 %)	3,376
No	35,575 (53.5 %)	12,778 (19.2 %)	18,133 (27.3 %)	66,486
	Distribución según total de individuos			
Sí	909 (53.7 %)	275 (16.2 %)	509 (30.1 %)	1,693
No	16,536 (54.7 %)	5,946 (19.7 %)	7,737 (25.6 %)	30,219
	Distribución según total de hogares			
Sí				1,140 (14.03 %)
No				9,972 (85.97 %)

Fuente: elaborado con datos de la ENCFT.

Respecto a la información de la ENCFT, una distribución del estatus laboral de las observaciones —las cuales incluyen individuos que se repiten, pues fueron encuestados en más de un trimestre—, y los individuos según recepción de remesas se puede observar en el cuadro 1.1. Esta distribución muestra que cerca del 54 % de la población total en la muestra no se encuentra trabajando, ya sea por inactividad, desocupación o por no estar en edad de trabajar, mientras que cerca del 57 % de los ocupados se desempeña en el sector informal. Estas cifras son consistentes con la dinámica laboral del país, donde, según estadísticas nacionales recientes, más de la mitad de la población no participan en el mercado laboral y la informalidad alcanza alrededor del 55 %. Se aprecia también que aproximadamente el 14.03 % de los hogares

[5] Es importante destacar que, si bien destino de las remesas probablemente incluye bienes de capital, para objeto de este estudio se hace el supuesto que la totalidad de las remesas van a gastos de consumo.

recibe remesas, cifra distinta a la de los individuos únicos / observaciones donde solo un 5.31 % / 4.83 % reporta recibirlas.

En cuanto a la distribución del estatus laboral, quienes reciben remesas presentan un perfil relativamente similar al de quienes no las reciben, aunque con algunas diferencias. Entre las observaciones, se observa una menor proporción de empleo formal (16.0 % frente a 19.2 %), una participación ligeramente mayor en trabajo informal (29.9 % frente 27.3 %) y un porcentaje muy similar entre quienes no trabajan (54.1 % frente a 53.5 %). Al analizar a los individuos únicos, las diferencias resultan algo más evidentes: los ocupados informales representan una mayor proporción entre los receptores de remesas (30.1 % frente a 25.6 %), mientras que los ocupados formales tienen una menor presencia en este grupo (16.2 % frente a 19.7 %) y el porcentaje de personas que no trabajan es prácticamente igual (53.7 % frente a 54.7 %).

1.3.2. Metodología

El presente documento busca capturar el efecto de las remesas en la oferta laboral de manera agregada, para lo cual se analizan tres dimensiones principales: el efecto de recibir remesas sobre la probabilidad de que un individuo esté trabajando; el efecto de recibir remesas sobre la probabilidad de que un individuo se encuentre estudiando; la relación de las remesas con los puestos de trabajo, a través de los encadenamientos productivos.

1.3.2.1. Modelos

Para calcular la primera dimensión, se estiman un GLM ponderado por diseño muestral y un modelo de regresión logística (*logit*) multinomial, ambos con datos combinados.[6] Además, se estima un GLM ponderado por diseño muestral con datos combinados para los efectos de las remesas en la educación y se asume que afecta la oferta laboral futura. Para la tercera

[6] Este tipo de datos, conocidos también como *cortes transversales repetidas*, tratan a los individuos que aparecen más de una vez como observaciones distintas.

dimensión, no se utiliza un modelo econométrico, sino que se realiza un ejercicio contable basado en el consumo de los hogares que reciben las remesas y los COU.

Como las remesas son, bajo el principio del NELM, una decisión familiar, en los modelos econométricos se estudia el efecto de las remesas por dos vías: las remesas recibidas directamente por el individuo y las remesas recibidas por otros miembros del hogar. Ambas variables se miden en pesos, con una periodicidad mensual, que proviene del monto promedio reportado en los últimos 6 meses.

1.3.2.2. Especificación de modelos

1.3.2.2.1. GLM ponderado por diseño muestral

Los efectos de las remesas sobre la probabilidad de estar trabajando se estiman utilizando una función de enlace logística —*logit link function*, ecuación (1.1)— de una familia cuasibinomial:

$$log\left(\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)}\right) = \alpha + \beta_1 Rem_propia_i + \beta_2 Rem_hogar_i + \theta X_i, \quad (1.1)$$

donde

- $Y_i = 1$ si el individuo i está trabajando y $Y_i = 0$ si se encuentra desempleado;
- Rem_propia_i es el monto de remesas que recibe el individuo i;
- Rem_hogar_i es el monto de remesas que reciben otros miembros del hogar del individuo i;
- X_i incluye variables de control individuales y *dummies* temporales.

El uso de esta familia permite corregir posibles problemas de sobredispersión en la variable dependiente, por lo que los errores estándares son más robustos. Específicamente, cambia la varianza de la familia binomial, $Var(Y_i) = p_i(1 - p_i)$, por una función de varianza $Var(Y_i) = \varphi * p_i(1 - p_i)$, donde φ es el parámetro de dispersión.

A partir de la regresión anterior, la probabilidad de estar empleado $P(Y_i = 1)$ se calcula a través de la ecuación (1.2):

$$P(Y_i = 1) = \frac{exp(\alpha + \beta_1 Rem_propia_i + \beta_2 Rem_hogar_i + \theta X_i)}{1 + \exp(\alpha + \beta_1 Rem_propia_i + \beta_2 Rem_hogar_i + \theta X_i)}, \quad (1.2)$$

y con esta especificación se pueden obtener los efectos marginales de las remesas, en específico, el efecto que tiene el recibir remesas sobre la probabilidad de estar trabajando, y el efecto que tiene que los demás miembros del hogar reciban remesas sobre la probabilidad de estar trabajando.

1.3.2.2.2. Modelo *logit* multinomial ponderado por factores de expansión muestral

En adición, se modifica el modelo anterior para estimar los logaritmos de las razones de probabilidad (*log-odds*) de estar en una determinada categoría (empleo formal o informal) en relación con una categoría de referencia (desempleo). A partir de estos, se derivan las probabilidades de que un individuo se ubique en cada uno de los estados del mercado laboral:

- $Y_i = 0$: desempleado (categoría de referencia);
- $Y_i = 1$: empleo formal;
- $Y_i = 2$: empleo informal.

Se especifica el siguiente modelo:

$$log\left(\frac{P(Y_i = j)}{P(Y_i = 0)}\right) = \gamma_j + \delta_{1j} Rem_propia_i + \delta_{2j} Rem_hogar_i + \varphi_j X_i, \qquad j = 1, 2. \quad (1.3)$$

La ecuación (1.3) corresponde a un modelo logístico multinomial que incorpora los factores de expansión como pesos de frecuencia. No obstante, a diferencia del modelo GLM anterior, esta especificación no corrige completamente por el diseño muestral de la encuesta. En particular, el uso de factores de expansión permite que las estimaciones puntuales sean representativas de la población, pero los errores estándar pueden verse afectados por la presencia de

conglomeración, ya que las unidades se seleccionan en grupos (p. ej., hogares), lo que genera correlación entre las observaciones dentro de un mismo grupo.

Las probabilidades estimadas para cada categoría se calculan como:

$$P(Y_i = j) = \frac{exp\left(\gamma_j + \delta_{1j} Rem_propia_i + \delta_{2j} Rem_hogar_i + \varphi_j X_i\right)}{1 + \sum_{k=1}^{2} exp(\gamma_k + \delta_{1k} Rem_propia_i + \delta_{2k} Rem_hogar_i + \varphi_k X_i)}, \quad j = 1, 2; \tag{1.4}$$

$$P(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^{2} exp(\gamma_k + \delta_{1k} Rem_propia_i + \delta_{2k} Rem_hogar_i + \varphi_k X_i)}. \tag{1.5}$$

De estas especificaciones, similar al primer modelo, se calcula cómo el recibir remesas propias o que otro miembro del hogar reciba remesas afecta la probabilidad de estar en cada estado de la naturaleza —ecuaciones (1.4) y (1.5)—, utilizando los efectos marginales.

Una limitación importante del modelo *logit* multinomial es el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes. Según este, las probabilidades relativas de elegir entre dos categorías son independientes de la existencia o características de otras alternativas. Es decir que la probabilidad relativa entre trabajar de manera formal y estar desempleado no cambian, aun cuando pueden cambiar las características del trabajo informal. Este supuesto puede no cumplirse al considerar que el trabajo formal e informal suelen ser sustitutos cercanos.

1.3.2.2.3. GLM ponderado por diseño muestral, para estimar la probabilidad de estar estudiando

Con el modelo presentado en la ecuación (1.6),

$$log\left(\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)}\right) = \rho + \sigma_1 Rem_propia_i + \sigma_2 Rem_hogar_i + \tau X_i, \tag{1.6}$$

donde $Y_i = 1$ si el individuo i asiste a algún centro educativo, se estiman los efectos de las remesas mediante el uso de una función de enlace logística (*logit link function*) utilizando una

familia cuasibinomial. La probabilidad estimada de asistir a un centro educativo se calcula como en la ecuación (1.7):

$$P(Y_i = 1) = \frac{exp(\rho + \sigma_1 Rem_propia_i + \sigma_2 Rem_hogar_i + \tau X_i)}{1 + \exp(\rho + \sigma_1 Rem_propia_i + \sigma_2 Rem_hogar_i + \tau X_i)}, \quad (1.7)$$

y, similar a los casos anteriores, los efectos marginales permiten calcular el efecto de las remesas en la probabilidad de asistir a algún centro educativo. Las variables control incluyen características de individuo (sexo, edad, nivel educativo e ingreso) y *dummies* mensuales para capturar efectos fijos de tiempo.

1.3.2.3. Estrategia empírica y limitaciones

Los datos se estructuran como corte transversal mensual, utilizando variables dicotómicas por periodo. Esto permite capturar los efectos temporales a través de efectos fijos, aunque se reconoce que algunos individuos se repiten en algunos trimestres.

Como en gran parte de la literatura sobre remesas, existe un desafío relacionado con la identificación del efecto de las remesas en la oferta laboral, por situaciones metodológicas relacionadas a la simultaneidad, la causalidad inversa y el sesgo de selección. Entre las estrategias que se plantean para solucionar estas situaciones se encuentra el uso de data de panel, la creación de contrafactuales, el uso de variables instrumentales, y otros menos comunes como aprovechar experimentos naturales o el uso de experimentos aleatorios.

Durante la investigación se exploró el uso de variables instrumentales probando dos instrumentos: (i) la cantidad de agentes de remesas y cambio en cada localidad (fuente obtenida de la Superintendencia de Bancos de la República Dominicana); (ii) la distancia geográfica desde la localidad del hogar hasta el principal centro de actividad económica de la zona (Santo Domingo, Santiago o Punta Cana, según corresponda).[7] No obstante, ninguno de

[7] Se intentaron distintas localidades en cada provincia, tratando de capturar distancia hasta el máximo estatus económico.

los instrumentos resultó adecuado. En el primer caso, no hubo mucha variación entre la cantidad de agentes de remesas y cambio,[8] mientras que, en el segundo caso, no se cumplía la segunda condición de exogeneidad del instrumento, pues la distancia parece estar correlacionada con la variable dependiente.

Si bien se reconocen las limitaciones metodológicas, en particular, los desafíos de identificación causal, la combinación de los modelos econométricos y el uso del COU permiten aproximarse a los canales a través de los cuales las remesas pueden modificar los incentivos laborales de los individuos.

1.4. Resultados

Esta sección presenta los efectos estimados de las remesas en distintas mediciones para el mercado laboral, utilizando dos GLM ponderados por diseño muestral, un modelo *logit* multinomial y el ejercicio de contabilidad mencionados anteriormente.

1.4.1. Probabilidad de estar empleado

Los resultados del GLM indican que recibir remesas tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de estar empleado. Al analizar el promedio de los efectos marginales (AME, por sus siglas en inglés), cada peso adicional que un individuo recibe por concepto de remesas se asocia con una disminución de 0.000139 puntos porcentuales (p. p.) en la probabilidad de estar empleado, manteniendo los demás factores constantes. Además, cada peso adicional que recibe otro miembro del hogar se asocia con una disminución de 0.000035 p. p. en dicha probabilidad, *ceteris paribus*. Al escalar los resultados a un monto monetario mayor, un aumento de diez mil pesos dominicanos (DOP 10,000) en las remesas recibidas se

[8] No hay variaciones importantes entre 2024, 2016 y 2023, periodos en los cuales se hicieron las primeras iteraciones de esta investigación, pero fueron descartadas por el gran peso computacional que representaban y por tener resultados relativamente similares que utilizar solo el año 2024.

asocia a una reducción de 1.39 p. p. en la probabilidad de estar empleado para quien recibe directamente las remesas, y una reducción de 0.35 p. p. si el receptor es otro miembro del hogar.

El hecho de que la probabilidad de trabajar disminuya más cuando se reciben directamente las remesas (en comparación a cuando las recibe otro miembro del hogar) puede explicarse con que, en la mayoría de los hogares, el jefe o jefa del hogar (definido como la persona de mayores ingresos) es quien recibe las remesas. Por ejemplo, en el 56 % de los hogares que reciben remesas las percibe la cabeza del hogar, y en un 20 % son los receptores únicos. Este mayor efecto sugiere que, cuando el jefe o la jefa del hogar experimenta el aumento de ingresos, tiene mayor control de las decisiones del hogar, mientras que si quien recibe las remesas es otro miembro, el aumento del ingreso es compartido o inexistente desde el punto de vista individual, lo que hace que el efecto ingreso que experimentan estos miembros venga, en cierta medida, diluido. Cabe destacar que, al analizar el efecto marginal en el promedio (MEM, por sus siglas en inglés), los efectos son cero. Esto indica que el perfil promedio de las observaciones no es representativo de la heterogeneidad presente en la muestra o que ese individuo promedio no ve afectada su probabilidad de trabajar ante cambios en las remesas.

Cuadro 1.2. Efectos marginales de resultados modelo GLM, variable dependiente binaria trabaja / no trabaja

	Promedio de efectos marginales	Efecto marginal en el promedio
Remesas propias	-0.000001393** (0.000029646)	-1.61E-20** (6.58E-21)
Remesas otros miembros	-0.000000351** (0.000007654)	-4.07E-21** (1.70E-21)

Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*).
Los errores estándares se presentan en paréntesis y fueron calculados con el método delta.

Estos resultados plantean que las remesas pueden actuar como un desincentivo a participar en la oferta laboral de la República Dominicana. Este hallazgo es consistente con lo encontrado por Ramírez (2013) y Díaz y Olivo (2014) dado el signo obtenido, aunque las estimaciones no son exactamente comparables, pues dichos estudios modelan la recepción de remesas como

una variable dicotómica y lo hacen a nivel de hogares, mientras que en el presente trabajo se utiliza una variable continua y a nivel de individuos.

1.4.2. Estado laboral: empleo formal o informal

El modelo *logit* multinomial permite ver más detalles al desagregar el empleo en las categorías de sector formal e informal. Los resultados muestran que mayores remesas recibidas directamente se asocian con una menor probabilidad relativa de estar empleado en el sector formal y, si bien el signo sugiere una relación positiva con estar empleado en el sector informal, la magnitud no es estadísticamente distinta de cero. Cuando las remesas las recibe por otro miembro del hogar, los signos operan de manera contraria, aunque sin significancia estadística. De manera particular, al utilizar el AME, se observa lo siguiente:

- Respecto a la probabilidad de estar empleado formalmente en comparación con estar desempleado, por cada DOP 10,000 adicionales que el individuo recibe en remesas, la probabilidad relativa disminuye en 2.9 p. p. También, si quien recibe las remesas es otro miembro del hogar, el efecto marginal es negativo (-0.14 p. p.), pero no es estadísticamente significativo.
- Respecto a la probabilidad de trabajar en el sector informal frente a estar desempleado, los signos muestran un efecto positivo para el caso del receptor de remesas y un efecto negativo cuando el receptor es otro miembro del hogar; ninguno es estadísticamente distinto de cero.

El hallazgo de que la probabilidad de trabajar en la formalidad se vea afectada negativamente por las remesas, mientras que pudiese existir un canal de una mayor probabilidad de trabajar en la informalidad, dado el signo encontrado, va en línea con la mayoría de los trabajos consultados. Esto pudiera ser explicado parcialmente por la menor flexibilidad en el mercado formal —por ejemplo, en términos de horario— respecto al informal. De modo que, una vez se obtiene un ingreso vía remesas, los individuos priorizan la flexibilidad.

Cuadro 1.3. Efectos marginales de resultados modelo *logit* multinomial, variable dependiente: estado laboral (no trabaja, empleo formal, empleo informal)

Variables independientes	Promedio de efectos marginales	Efecto marginal en el promedio
Estado laboral = No trabaja		
Remesas propias	0.000001545**	0.0000000052
	(0.000000737)	(0.000000094)
Remesas otros miembros	0.000000526	0.0000000040
	(0.000000582)	(0.000000064)
Estado laboral = Empleo formal		
Remesas propias	-0.000002985*	-0.0000057551+
	(0.000001602)	(0.000003667)
Remesas otros miembros	-0.000000148	0.0000000327
	(0.000000678)	(0.000001597)
Estado laboral = Empleo informal		
Remesas propias	0.000001440	0.0000057499+
	(0.000001692)	(0.000003665)
Remesas otros miembros	-0.000000377	-0.0000000367
	(0.000000834)	(0.000001602)

Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos y cruz: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) y 11.6 % (+). Calculado por *Boostrap* con 1,000 iteraciones. Los errores estándares se presentan en paréntesis.

Al analizar el efecto marginal en el promedio, se observa la misma dirección que en el promedio de los efectos marginales, aunque los coeficientes no son significativos a los niveles convencionales (p = 0.116). Acorde a los resultados del modelo GLM que estima la probabilidad de estar empleado, el efecto neto ante un aumento en las remesas propias en el empleo del individuo promedio sigue siendo cero y se observa una reasignación entre el empleo formal e informal, posiblemente explicada por la flexibilidad laboral mencionada anteriormente. Tampoco se hallan resultados estadísticamente significativos cuando los receptores son los demás miembros del hogar.

1.4.3. Probabilidad de encontrarse estudiando

Al explorar la relación entre las remesas y la participación en actividades educativas con un modelo GLM, los resultados indican que el efecto sobre la probabilidad de estar estudiando varía según quién recibe las remesas. Cuando el receptor es el individuo, los efectos marginales no son estadísticamente distintos de cero. En cambio, si el receptor es otro miembro del hogar, los efectos marginales muestran un aumento de 0.4 p. p. en la probabilidad de encontrarse estudiando, por cada diez mil pesos en remesas.

Cuadro 1.4. Efectos marginales de resultados modelo GLM
(variable dependiente binaria estudia / no estudia)

	Promedio de efectos marginales	Efecto marginal en el promedio
Remesas propias	-0.000001179	-0.000000716
	(0.000014367)	(0.000000775)
Remesas otros miembros	0.000000426**	0.000000259**
	(0.000001880)	(0.000000101)

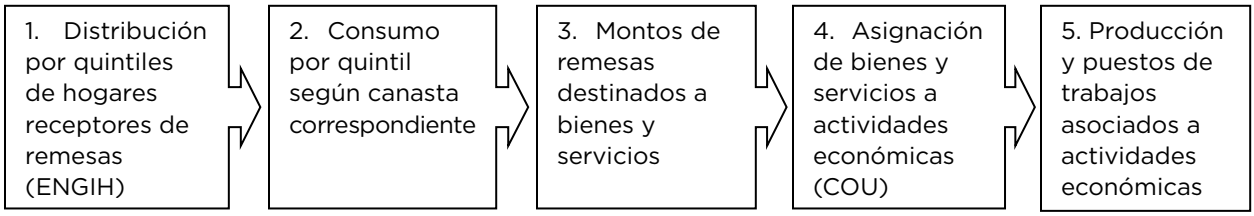
Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*).
Los errores estándares se presentan en paréntesis y fueron calculados con el método delta.

Este resultado, si bien muestra una magnitud relativamente baja, sugiere que las remesas contribuyen al desarrollo del capital humano cuando son recibidas por otro miembro del hogar. Esto puede indicar que, como se mencionó anteriormente, el hecho de que en muchos hogares quien recibe las remesas es la cabeza del hogar, el control del uso de estos recursos viene decido por dicho individuo y, si bien dicha cabeza del hogar no utiliza las remesas para su educación, sí lo hace para otros miembros. Una posible explicación de por qué las remesas no parecen estar asociadas a la probabilidad de estudiar entre quienes las reciben directamente, es la edad y el ciclo de vida: más del 90 % de quienes reciben remesas tienen más de 25 años, edad a partir de la cual la educación no es tan común para los individuos en general. Sin embargo, cuando otro miembro del hogar recibe las remesas —por ejemplo, la cabeza del hogar—, un miembro que se encuentre en etapa escolar no tiene la presión de abandonar el sistema educativo para incorporarse a la fuerza laboral. En este sentido, las remesas actúan como un mecanismo de apoyo intergeneracional, al permitir que los miembros más jóvenes permanezcan en el sistema educativo.

1.4.4. Destino de las remesas en la demanda agregada

El ejercicio contable para estimar la cantidad de puestos laborales que están asociados a las remesas en la economía dominicana (ver figura 1.1) parte del supuesto de que las remesas se integran al ingreso general de los hogares y son utilizadas de manera indistinta, al igual que otros ingresos secundarios.

Figura 1.1. Proceso de estimación del impacto económico de las remesas



Fuente: elaboración propia.

Este enfoque se basa en el principio de fungibilidad del dinero, que establece que el valor del dinero no depende de su origen y que los individuos asignan sus recursos de manera óptima dentro de su presupuesto. Es decir, se asume que los hogares no distinguen entre remesas y otras fuentes de ingreso al tomar sus decisiones de consumo.[9]

De acuerdo con lo anterior, se realiza el siguiente proceso:

- Distribución de los hogares receptores de remesas por nivel de ingreso

  Con datos de la encuesta ENGIH 2018, se calcula el porcentaje de remesas que corresponde a cada quintil de ingreso.[10] Primero, se identifica a qué quintil pertenece cada hogar que recibe remesas y se expande la distribución utilizando los factores de expansión de la encuesta, con el fin de representar a la población total. Luego, se calcula la distribución de las remesas en los distintos quintiles según los montos de remesas.

- Perfil de consumo por quintil

  Se construye un perfil de consumo para cada quintil de ingreso, en función de los bienes que consumen los hogares pertenecientes a cada grupo. Para esto, se asume que los hogares dentro de un mismo quintil tienen patrones de consumo similares,

[9] El supuesto de fungibilidad se apoya en las teorías de suavizamiento del consumo y optimización de recursos. Sin embargo, encuentra oposición en las teorías de economía del comportamiento, donde se argumenta que las personas practican una «contabilidad mental», al asignar diferentes usos al dinero según su origen.

[10] Es importante notar que, como lo que interesa es el consumo por quintil, el ingreso de los hogares relevante es el ingreso *luego de* recibir las remesas, por lo que esta distribución no debe confundirse con la distribución de ingreso de los hogares antes de recibir remesas, que sería la relevante si se quisieran estudiar los efectos de las remesas en aliviar la pobreza, por ejemplo.

independientemente si reciben remesas o no. Esta canasta de consumo proviene de la ENGIH y se encuentra a nivel de producto.

- Estimación de producción y empleo

  Con el total de remesas de 2024, la distribución por quintiles estimada previamente y los perfiles de consumo, se calcula el gasto en cada bien. Luego, estos bienes se agrupan según la nomenclatura nacional de productos contenida en los COU, obteniendo así el gasto o consumo por grupo de producto asociado. A partir de ello, se determina la producción necesaria para satisfacer dicho consumo de acuerdo con la actividad principal de cada producto[11] y, finalmente, se calcula el número de puestos de trabajo requeridos para generar esa producción.[12]

Con este ejercicio, se asume que las remesas de 2024 se utilizan para consumir bienes de acuerdo con el quintil en que se encuentra el hogar. Una parte de los bienes consumidos es ofertada gracias a la producción local, y esta incide en los puestos de trabajo.

Según el análisis descrito, las remesas están asociadas aproximadamente al 4.5 % del total de puestos laborales de la economía dominicana. Es decir, alrededor de 1 de cada 20 puestos de trabajo están asociados a la producción local que satisface el consumo derivado de las remesas. Este resultado destaca el rol de las remesas no solo como mecanismo de ingreso individual, sino también como una fuente indirecta de puestos de trabajos a través del consumo agregado.

1.5. Conclusión

Este estudio aporta evidencia empírica sobre el impacto de las remesas en el mercado laboral de la República Dominicana, al destacar los efectos heterogéneos según la recepción directa o indirecta de remesas en el hogar. A través de dos modelos GLM, un modelo *logit* multinomial y

[11] Para esto se utiliza la producción local de mercado.
[12] Cabe destacar que, para poder realizar el cálculo entre los puestos de trabajo del COU y las remesas de 2024, se asume que los primeros crecen a la misma tasa que los ocupados de la economía.

realizando un ejercicio contable con la ENGIH y el COU, se analizó tanto la relación directa entre las remesas y la participación laboral y educativa, como su efecto indirecto sobre el empleo agregado vía el consumo. Los resultados obtenidos revelan una relación compleja entre remesas y empleo, con efectos negativos en la oferta laboral inmediata, pero también impactos indirectos y de mediano plazo que compensan parcialmente esa dinámica.

En primer lugar, los resultados muestran que recibir remesas reduce la probabilidad de estar empleado. En promedio, cada DOP 10,000 adicionales en remesas se asocian con una reducción de 1.39 p. p. en la probabilidad de empleo si el receptor es el propio individuo, y de 0.35 p.p. si el receptor es otro miembro del hogar. La mayor magnitud del efecto cuando las recibe directamente el individuo puede atribuirse al rol que cumple dentro del hogar —en la mayoría de los casos, se trata del jefe o jefa del hogar— con mayor control sobre el uso de los recursos. Para el individuo promedio, los efectos, aunque estadísticamente significativos, son económicamente tenues.

En segundo lugar, al desagregar por tipo de empleo, se evidencia que las remesas están asociadas a una menor probabilidad de empleo formal y, si bien se aprecia un signo positivo, no hay evidencia estadística sobre la probabilidad de empleo informal cuando el receptor es el individuo. En concreto, un aumento de DOP 10,000 en remesas implica, en promedio, una reducción de 2.9 p. p. en la probabilidad de empleo formal del receptor de remesas. No se encuentran efectos significativos cuando las remesas son percibidas por otro miembro del hogar. Para el individuo promedio, se observa una reasignación entre sectores laborales y una posible preferencia por empleos informales más flexibles cuando se cuenta con ingresos adicionales provenientes del exterior, consistente con el efecto nulo sobre el empleo mencionado anteriormente; no obstante, los efectos no son significativos en los niveles convencionales (valor p = 11.6 %).

Respecto a la educación, la probabilidad de estar estudiando aumenta en 0.4 p. p. por cada DOP 10,000 recibidos, cuando el receptor es otro miembro del hogar, sin evidencia significativa a

que el efecto sea diferente de cero para quien recibe directamente las remesas. Este resultado refleja, en parte, la edad de los receptores —mayoritariamente mayores de 25 años— y la posibilidad de que los recursos sean destinados a sostener la educación de otros miembros del hogar, sugiriendo un canal indirecto mediante el cual las remesas pueden fortalecer la oferta laboral futura.

Finalmente, el ejercicio contable utilizando la ENGIH y los COU, estimó que cerca del 4.5 % de los puestos laborales en la economía están asociados al consumo financiado por remesas. Este resultado resalta la relevancia de las remesas no solo como ingreso para los hogares, sino también como flujos impulsores de la actividad económica a través de la demanda de bienes y servicios producidos.

En conclusión, caracterizar los efectos de remesas sobre el mercado laboral como estrictamente negativos o positivos resulta complejo. Por un lado, pudiera existir un desincentivo en la oferta laboral al recibir remesas, dada la asociación encontrada, pero este efecto es relativamente bajo en comparación con otros estudios hechos para el país. Sí cabe destacar la menor probabilidad de trabajar en el mercado formal en el corto plazo, sin embargo, el aumento en la probabilidad de estudiar de los demás miembros del hogar sugiere un efecto intertemporal positivo sobre la oferta laboral, bajo el supuesto que una mayor educación fomenta la participación laboral y mejora los ingresos. Además, el hecho de que aproximadamente uno de cada 20 puestos de trabajo esté asociados al consumo financiado por remesas, refleja que estas operan a través de múltiples canales, con efectos en diferentes direcciones dentro de la dinámica del mercado laboral.

Referencias

Abdullaev, U. y Estevao, M. (2013). Growth and employment in the Dominican Republic: Options for a job-rich growth. *IMF Working Papers*, *2013*(40), International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781475518573.001

Acosta, P. (2006). *Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: The case of El Salvador.* World Bank Policy Research Working Paper No. 3903. https://doi.org/10.1596/1813-9450-3903

Acosta, P., Fajnzylber, P. y López, J. H. (2006). *The impact of remittances on poverty and human capital: Evidence from Latin American household surveys.* World Bank Policy Research Working Paper No. 4247. https://ssrn.com/abstract=992396

Adams, R. H., Jr. y Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development, 33*(10), 1645–1669. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004

Airola, J. (2008). Labor Supply in Response to Remittance Income: The case of Mexico. *Journal of Developing Areas, 41*(2), 69–78. https://doi.org/10.1353/jda.2008.0005

Amuedo-Dorantes, C. y Pozo, S. (2006a). Migration, Remittances, and Male and Female Employment Patterns. *American Economic Review, 96*(2), 222–226. https://doi.org/10.1257/000282806777211946

Amuedo-Dorantes, C. y Pozo, S. (2006b). Remittance Receipt and Business Ownership in the Dominican Republic. *The World Economy, 29*(7), 939–956. https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00830.x

Amuedo-Dorantes, C. y Pozo, S. (2010). Accounting for Remittance and Migration Effects on Children's Schooling. *World Development, 38*(12), 1747–1759. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.05.008

Amuedo-Dorantes, C. y Pozo, S. (2012). Remittance Income Volatility and Labor Supply in Mexico. *Southern Economic Journal, 79*(2), 257–276. https://doi.org/10.4284/0038-4038-2011.102

Azizi, S. (2018). The impacts of workers' remittances on human capital and labor supply in developing countries. *Economic Modelling, 75*, 377–396. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.07.011

Azizi, S. (2021). The impacts of workers' remittances on poverty and inequality in developing countries. *Empirical Economics, 60*, 969–991. https://doi.org/10.1007/s00181-019-01764-8

Becker, G. S. (1974). A theory of social interactions. *Journal of Political Economy, 82*(6), 1063–1093. https://doi.org/10.1086/260265

Borja, K. y Hall, J. D. (2018). Remittances, Institutions, and Inequality in Developing Countries. *Journal for the Advancement of Developing Economies, 7*(1), 16–28. https://doi.org/10.32873/unl.dc.jade7.1.3

Chami, R., Ekkehard, E., Fullenkamp, C. y Oeking, A. (2018). *Are Remittances Good for Labor Markets in LICs, MICs, and Fragile States? IMF Working Papers*, *2018*(102). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781484353615.001

Cox-Edwards, A. y Rodríguez-Oreggia, E. (2009). Remittances and Labor Force Participation in Mexico: An Analysis Using Propensity Score Matching. *World Development, 37*(5), 1004–1014. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.09.010

Dary, S. K. y Ustarz, Y. (2020). Internal remittances and employment choices in rural Ghana. *African Journal of Economic and Management Studies*, *11*(3), 505–524. https://doi.org/10.1108/AJEMS-03-2019-0126

Díaz Hernández, R. y Olivo Santana, K. (2014). Remesas, mercado laboral y educación en República Dominicana: Un análisis desde la perspectiva de los experimentos naturales. En Banco Central de la República Dominicana (Ed.) *Nueva literatura económica dominicana* (n.º 18, pp. 269–312). https://cdn.bancentral.gov.do/documents/biblioteca/documents/libros/Nueva_Literatura_Economica/2014.pdf?v=1757360753513

Dridi, J., Gursoy, T., Perez-Saiz, H. y Bari, M. (2019). The Impact of Remittances on Economic Activity: The Importance of Sectoral Linkages*. IMF Working Papers*, *2019*(175). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781498324489.001

Funkhouser, E. (1992a). Migration from Nicaragua: some recent evidence. *World Development, 20*(8), 1209–1218. https://doi.org/10.1016/0305-750X(92)90011-J

Funkhouser, E. (1992b). Remittances from international migration: A comparison of El Salvador and Nicaragua. *The Review of Economics and Statistics, 77*(1), 137–146. https://doi.org/10.2307/2109999

Ivlevs, A. (2016). Remittances and informal work. *International Journal of Manpower, 37*(7), 1172–1190. https://doi.org/10.1108/IJM-08-2015-0117

Keely, C. B. y Tran, B. N. (1989). Remittances from Labor Migration: Evaluations, Performance, and Implications. *The International Migration Review, 23*(3), 500–525. https://doi.org/10.2307/2546426

Kim, J. (2019). The Impact of Remittances on Exchange Rate and Money Supply: Does “Openness” Matter in Developing Countries? *Emerging Markets Finance and Trade*, *55*(15), 3682–3707. https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1547963

Kim, N. (2007). *The impact of remittances on labor supply: The case of Jamaica.* World Bank Policy Research Working Paper No. 4120. https://hdl.handle.net/10986/7152

Knowles, J. C. y Anker, R. (1981). An analysis of income transfers in a developing country: The case of Kenya. *Journal of Development Economics, 8*(2), 205–226. https://doi.org/10.1016/0304-3878(81)90029-8

Posso, A. (2012). Remittances and aggregate labor supply: Evidence from sixty-six developing nations. *The Developing Economies, 50*(1), 25–39. https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2011.00153.x

Ramírez, F. A. (2013). *Oferta de trabajo en la República Dominicana: Tendencias y determinantes*. MPRA Paper No. 51913, Universidad Ludwig-Maximilians de Múnich. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/51913

Rodríguez, E. R. y Tiongson, E. R. (2001). Temporary Migration Overseas and Household Labor Supply: Evidence from Urban Philippines. *International Migration Review, 35*(3), 709–725. https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2001.tb00037.x

Russell, S. S. (1986). Remittances from international migration: A review in perspective. *World Development, 14*(6), 677–696. https://doi.org/10.1016/0305-750X(86)90012-4

Sjaastad, L. A. (1962). The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy, 70*(5, Part 2), 80–93. https://doi.org/10.1086/258726

Sousa, L. D. y García-Suaza, A. F. (2018). *Remittances and labor supply in the Northern Triangle.* World Bank Policy Research Working Paper No. 8597. http://hdl.handle.net/10986/30446

Stark, O. y Bloom, D. E. (1985). The New Economics of Labor Migration. *American Economic Review, 75*(2), 173–178. https://www.jstor.org/stable/1805591

Vadean, F., Randazzo, T. y Piracha, M. (2017). Remittances, Labour Supply and Activity of Household Members Left Behind. *The Journal of Development Studies, 55*(2), 278–293. https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1404031

Zlotnik, H. (1990). International Migration Policies and the Status of Female Migrants. *The International Migration Review*, *24*(2), 372–381. https://doi.org/10.2307/2546556

Apéndice

Cuadro A1.1. Resultados GLM con función logit, expandido por encuesta
(variable dependiente: variable binaria trabaja / no trabaja)

Variables independientes	Razón de probabilidades (odds ratio)	Error estándar
Remesas propias	-0.000073**	0.000030
Remesas otros miembros	-0.000018**	0.000008
Edad	0.319500***	0.013390
Edad al cuadrado	-0.003838***	0.000185
Sexo	1.978000***	0.106200
Educación	-0.044750*	0.026780
Ingreso por trabajo	0.092580***	0.006062
Constante	-8.846000***	0.275000
Dummies mensuales	Sí	

Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*). Observaciones (sin ponderación): 66,727.

Cuadro A1.2. Resultados GLM con función logit, expandido por encuesta
(variable dependiente: variable binaria estudia/no estudia)

Variables independientes	Razón de probabilidades (odds ratio)	Error estándar
Remesas propias	-0.000073**	0.000030
Remesas otros miembros	-0.000018**	0.000008
Edad	0.319500***	0.013390
Edad al cuadrado	-0.003838***	0.000185
Sexo	1.978000***	0.106200
Educación	-0.044750*	0.026780
Ingreso por trabajo	0.092580***	0.006062
Constante	-8.846000***	0.275000
Dummies mensuales	Sí	

Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*). Observaciones (sin ponderación): 66,727.

Cuadro A1.3. Resultados logit multinomial estimado con factores de expansión muestral
(variable dependiente: estado laboral [no trabaja, empleo formal, empleo informal])

Variables independientes	Razón de probabilidades (odds ratio)	Error estándar
Estado laboral = Empleo formal		
Remesas propias	-0.000066***	0.0000004
Remesas otros miembros	-0.000099***	0.0000002
Edad	0.256044***	0.0000234
Edad al cuadrado	-0.003088***	0.0000006
Sexo	1.978000***	0.0000005
Educación	0.149074***	0.0000038
Ingreso por trabajo	0.001374***	0.0000011
Constante	-8.932630***	0.0000011
Dummies mensuales	Sí	
Estado laboral = Empleo informal		
Remesas propias	-0.000018***	0.0000004
Remesas otros miembros	-0.000018***	0.0000002
Edad	0.226546***	0.0000255
Edad al cuadrado	-0.002497***	0.0000006
Sexo	1.978000***	0.0000006
Educación	-0.073538***	0.0000041
Ingreso por trabajo	0.001353***	0.0000011
Constante	-7.415982***	0.0000012
Dummies mensuales	Sí	

Nota: los niveles de significancia estadística se indican con asteriscos: 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*). Observaciones (sin ponderación): 66,727.

2. DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD SALARIAL EN LA REPÚBLICA DOMINICANA

Determinantes de la desigualdad salarial en la República Dominicana

Oscar I. Pascual[13, 14]

Resumen*

En esta investigación se caracteriza la desigualdad salarial en la República Dominicana entre 1991 y 2024, utilizando diversas técnicas estadísticas y econométricas y datos de las encuestas del mercado laboral que levanta el Banco Central de la República Dominicana. Para ello, se estiman coeficientes de Gini para la población asalariada en general y por nivel educativo, sector económico y grupos de edad; también se mide la pérdida de ingresos derivada de la pandemia. Asimismo, se estima una ecuación de Mincer, corregido por sesgo de autoselección, para los determinantes del ingreso con datos a 2024. Por último, se identifican aquellos factores de mayor influencia para los distintos niveles de ingreso, mediante la reestimación de la ecuación obtenida para cada decil de la población asalariada usando el método de regresión por cuantiles. Los principales resultados apuntan a una disminución de la desigualdad salarial en el periodo estudiado, caída que se ve potenciada si se considera el efecto de las horas trabajadas. Asimismo, se evidencia un mayor nivel de desigualdad en sectores como administración pública, comercio, turismo y otros servicios. Entre los grupos, los profesionales universitarios y personas mayores de 60 años presentan mayor dispersión salarial. La estimación de determinantes arroja mayores retornos para la educación universitaria, trabajar en los sectores extractivos y público, así como diferencias asociadas al sexo. Los factores que más contribuyen a la desigualdad son la formación universitaria y la adultez. Finalmente, la pérdida salarial atribuida a la pandemia equivale a aproximadamente 5.72 % del producto interno bruto.

Palabras clave: desigualdad, distribución del ingreso, salarios, Coeficiente de Gini

Clasificación JEL: D31, D63, E24, J31

[13] Antes de la publicación de este documento, el autor se desempeñaba como Subdirector de la Subdirección de Estudios Regionales y Encuestas Macroeconómicas del Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos en el Banco Central de la República Dominicana. Para preguntas y comentarios escribir a oi.pascual@ce.pucmm.edu.do o o.ivan.pascual@gmail.com.

[14] El autor agradece la colaboración de Karla Sánchez, Guillermo Méndez, Elvis Acosta, Raúl Hernández, Mario Ávila y Carlos Contreras.

* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Determinants of wage inequality in the Dominican Republic

Oscar I. Pascual[15, 16]

Abstract**

This study characterizes wage inequality in the Dominican Republic between 1991 and 2024, using various statistical and econometric techniques and labor market survey data collected by the Central Bank of the Dominican Republic. Gini coefficients are estimated for the overall wage-earning population and by educational level, economic sector, and age groups; the study also measures income losses resulting from the pandemic. Additionally, a Mincer earnings equation, corrected for self-selection bias, is estimated for 2024 to analyze the determinants of income. Finally, the most influential factors at different income levels are identified by re-estimating the obtained equation for each decile of the wage-earning population using quantile regression. The main results indicate a decline in wage inequality over the study period, a reduction that becomes more pronounced when considering the effect of hours worked. Higher levels of inequality are found in sectors such as public administration, commerce, tourism, and other services. Among groups, university-educated professionals and individuals over 60 show greater wage dispersion. The analysis of determinants reveals higher returns for university education, employment in extractive industries and the public sector, as well as gender-related differences. The factors contributing most to inequality are higher education and older age. Finally, the wage income loss attributed to the pandemic is estimated at approximately 5.72 % of gross domestic product.

Keywords: inequality, income distribution, wages, Gini Coefficient

JEL classification: D31, D63, E24, J31

[15] *Prior to the publication of this document, the author served as Deputy Director of the Subdirectorate of Regional Studies and Macroeconomic Surveys of the Department of Monetary Programming and Economic Studies at the Central Bank of the Dominican Republic. For questions or comments write to oi.pascual@ce.pucmm.edu.do or o.ivan.pascual@gmail.com.*

[16] *The author thanks Karla Sánchez, Guillermo Méndez, Elvis Acosta, Raúl Hernández, Mario Ávila, and Carlos Contreras for their contributions.*

** *The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.*

2.1. Introducción

La desigualdad, sus causas y repercusiones, son tópicos que han estado presentes desde la génesis del debate económico pues, en sus diferentes formas y concepciones, han sido temas de interés social, histórico y político. La distribución desigual de las oportunidades y de los resultados de la actividad productiva ha sido una constante en las sociedades a través del tiempo. Su estudio es indispensable para entender mejor las motivaciones y el accionar de los agentes para, de esta forma, elaborar y ejecutar políticas públicas que mejoren la calidad de vida de las sociedades.

Como objeto de estudio, la desigualdad económica puede ser definida como el conjunto de disparidades en los activos económicos entre los agentes que habitan una zona geográfica determinada. Cuando se presenta de forma excesiva, la desigualdad puede tener un efecto sobre el bienestar, el crecimiento y el desarrollo económico. Desde la pérdida de confianza en las clases política y empresarial por parte de los diferentes grupos de ingresos, pasando por un deterioro de la red de relaciones sociales, hasta llegar al malestar y volatilidad social generalizadas, son solo algunas de las consecuencias provocadas por la desigualdad desmedida.

En contraposición, acorde con Aghion y Howitt (1992), niveles moderados de desigualdad pueden generar un proceso de destrucción creativa que resulte en un círculo virtuoso en el que el esfuerzo e innovación de los agentes económicos sean recompensados con un mayor bienestar. Esa distribución desigual crearía los incentivos necesarios para que los individuos menos beneficiados identifiquen oportunidades que les permitan movilizarse hacia arriba en la escala socioeconómica.

Dada la importancia de este tópico, en esta investigación se busca caracterizar la distribución del ingreso laboral en la República Dominicana (RD) en las últimas tres décadas. Esta caracterización se lleva a cabo usando dos principales herramientas: por un lado, se calculan, describen y comparan distintos coeficientes de Gini para la población asalariada, discriminando

por diferentes estratos; adicionalmente, se estima una ecuación de determinantes del salario a la Mincer, la cual sirve como base para una regresión cuantílica que permite identificar cuáles de esos determinantes influyen en la desigualdad salarial.

Los resultados apuntan a una reducción gradual de la desigualdad, potenciada por las horas trabajadas. Asimismo, se identifica una mayor desigualdad salarial dentro de los trabajadores de los sectores de la administración pública, el comercio, el turismo y otros servicios, así como entre profesionales universitarios y los mayores de 60 años. La estimación de determinantes arroja mayores retornos para la educación universitaria, trabajar en los sectores extractivos y público, y el sexo, mientras que los factores que tienen un mayor efecto positivo sobre la desigualdad son la formación universitaria y la adultez.

El resto del documento está estructurado de la siguiente forma: en la sección 2.2 se presentan algunas generalidades y hechos estilizados sobre la desigualdad en la RD; en la sección 2.3 se hace un recuento de la literatura más relevante sobre el tema, mientras que en la sección 2.4 se describe la metodología utilizada. Las estimaciones y resultados se detallan en la sección 2.5, y el documento concluye con una serie de recomendaciones de política, y el planteamiento de una agenda futura de trabajo, en la sección 2.6.

2.2. Una mirada a la desigualdad y el caso dominicano

2.2.1. Desigualdad global entre países vs desigualdad dentro de los países

A partir de la revolución industrial, la desigualdad económica global aumentó rápidamente, comportamiento que se extendió hasta el periodo post Segunda Guerra Mundial, y alcanzó un máximo en la década de 1980. Desde entonces, la brecha *entre* países se ha cerrado gradualmente (Qureshi, 2017), acorde con lo predicho por la teoría neoclásica de la convergencia la cual plantea que, en el largo plazo, debido a la productividad marginal decreciente de los factores de producción, los países más rezagados alcanzarán niveles de

ingreso per cápita similares a los de las economías desarrolladas.[17] El rápido crecimiento de China e India ha sido un factor clave para cerrar la brecha entre el mundo industrializado y las economías emergentes.

No obstante, el comportamiento reciente de la desigualdad *entre* países puede brindar una percepción errónea sobre el estado de la distribución de los recursos entre los individuos. A la par de esa convergencia entre naciones, se observa que la desigualdad *dentro* de las economías ha aumentado en el mismo periodo de tiempo. Es decir que, mientras el nivel de ingreso de los países parece estar convergiendo gradualmente, la distribución del ingreso *dentro* de las economías se torna cada vez menos equitativa (Lakner y Millanovic, 2013).

Respecto a este último tipo de desigualdad,[18] no existe un consenso entre los economistas sobre cuáles son los factores que han causado su crecimiento en muchos países. Algunas hipótesis señalan al fenómeno de la globalización, los sesgos de cualificación provocados por los cambios tecnológicos y la pérdida del poder sindical. Otros argumentan que la falta de una fiscalidad progresiva y la disminución de la calidad de la inversión pública —en especial en el sector educación— no solo generan una situación de inequidad, sino que propician su perpetuación (Stiglitz, 2012).

2.2.2. El caso de Latinoamérica

Por su parte, América Latina (AL) históricamente se ha caracterizado por ser una de las regiones con mayor disparidad económica del mundo. La desigualdad aumentó considerablemente en la mayoría de los países de la región durante la década perdida de los años 80 y la etapa de ajustes estructurales durante la década de 1990, trayectoria que cambió a principios de la década de 2000.

[17] Este es el concepto conocido como *convergencia no condicional*.
[18] A no ser que se indique lo contrario, en adelante se hace referencia a la desigualdad dentro de los países.

El Coeficiente de Gini (CG), métrica utilizada para cuantificar qué tan equitativa es una distribución, de AL pasó de un promedio de 0.569 en el año 2002 a 0.497 en 2023 (Banco Mundial [BM], 2025), lo que sugiere una reducción en la desigualdad. No obstante, la región sigue mostrando distribuciones del ingreso y riqueza más sesgadas que el resto del mundo, a excepción del África Subsahariana. Al comparar estas distribuciones en AL con las de las demás regiones, se observa que los países latinoamericanos tienen un mayor grado de inequidad de lo que se espera, dado su nivel de desarrollo (Londoño y Székely, 2019).

Adicionalmente, la población percibe los efectos de la desigualdad en dimensiones que van más allá del ingreso y la riqueza. Por ejemplo, a pesar de los avances en la igualdad de acceso a la educación primaria y secundaria, en la región aún persisten amplias brechas en la cobertura de educación superior, lo que supone una desventaja en el marco de los cambios tecnológicos recientes producto de la globalización. Además, existe desigualdad en el acceso a servicios básicos como la electricidad, agua y saneamiento. Los hogares más pobres en AL tienen una mayor dificultad para obtener estos servicios que los hogares de mayor ingreso (Programa de las Naciones Unidad para el Desarrollo [PNUD], 2021).

2.2.3. República Dominicana: alto crecimiento con alta desigualdad

En lo que respecta a la RD, a pesar de las altas tasas de crecimiento económico que el país ha exhibido en las últimas décadas, la desigualdad sigue siendo una tarea pendiente. Según el Banco Mundial (2014): «A diferencia de la experiencia general en la región de América Latina y el Caribe (ALC), el fuerte crecimiento económico en la República Dominicana durante la década pasada no estuvo acompañado de una mejoría equivalente en distintas dimensiones de equidad» (p. 6).

Al igual que en el resto de la región, en la sociedad dominicana también persisten brechas en aspectos que trascienden lo monetario, como la igualdad de oportunidades y el acceso a educación y a servicios de salud de calidad. Según OXFAM International (2016), estas disparidades son posibles y se ven potenciadas por la baja calidad de la democracia, con una

población de baja conciencia de derechos y un clientelismo político que obstaculiza el diálogo democrático. Asimismo, los fenómenos naturales a los que está expuesta la isla, en especial los de carácter climático, impactan de manera desproporcionada a la población de estratos socioeconómicos más bajos.

Esta combinación de escasa redistribución y desigualdad de oportunidades es lo que en López *et al*. (2020) se denomina un «contrato social fracturado», en referencia al acuerdo implícito entre los miembros de una sociedad sobre los derechos y responsabilidades de cada uno de los individuos y/o conglomerados que la componen. Para Latinoamérica, y en específico el caso dominicano, este contrato está fracturado en el sentido de que existen segmentos de la población segregados geográficamente y con acceso a servicios de calidad y en cantidades marcadamente diferentes.

La persistencia y profundización de estos contrastes dentro de la población crean un ambiente de tensión, inestabilidad y resentimiento en los grupos más desfavorecidos. De perpetuarse, pueden conducir al descontento y a la desconfianza en el sistema democrático y político, lo cual puede traer consecuencias para la cohesión social. Además, aparte de su impacto social, algunos estudios empíricos indican que la desigualdad es un obstáculo importante para el crecimiento económico (Ostry *et al*., 2014).

Por estas razones, la distribución del ingreso, la riqueza y el acceso a oportunidades son temas de vital importancia entre hacedores de políticas públicas e investigadores. Con este trabajo se busca aportar a la discusión a través de un análisis histórico de la desigualdad salarial y sus componentes en la RD. Asimismo, pretende cuantificar el impacto de la pandemia por COVID-19 sobre esa distribución y comparar ese impacto con la respuesta del Gobierno a través de los programas de ayudas sociales y de protección del empleo implementados.

2.3. Revisión de la literatura

Históricamente, el ingreso de la población ha sido una variable fundamental del análisis económico, debido a sus implicaciones para el crecimiento de las economías. Este concepto se remonta a Smith (1776), quien afirma que el ingreso es una consecuencia directa del aumento continuo de la riqueza nacional. Esta visión subyace a la revolución estadística que dio lugar a la estandarización de las estimaciones del Ingreso Nacional, formalizados en el Sistema de Cuentas Nacionales (SCN).

En principio, se reconocen cuatro enfoques principales que analizan la asignación del ingreso (Dagum, 1980). El enfoque *funcional*, con origen en los economistas clásicos (entre ellos Ricardo, 1817), examina la renta percibida por los factores productivos (capital, tierra y trabajo) de la economía. La perspectiva *espacial* aborda la desigualdad desde la óptica geográfica, mientras que el enfoque *sectorial* considera la inequidad existente entre las actividades productivas (sectores primario, secundario y terciario) y su contribución al ingreso total de la economía (Cuadrado-Roura *et al*., 2005).

Por último, la distribución *personal* de la renta tiene como objeto de estudio el impacto de la renta a nivel de hogares o individuos, independientemente del factor productivo, locación o sector económico. Esta línea de pensamiento se origina con los aportes de Pareto (1897) sobre la subdivisión y segmentación poblacional en función de los diferentes estratos sociales. Cuadrado-Roura *et al*. (2005) identifica cuatro principales teorías sobre el origen de la desigualdad entre los individuos: factores aleatorios, cualidades personales, ciclo vital y elecciones individuales y colectivas.

Según Milanovic (2006), la desigualdad personal puede analizarse en tres niveles: (i) en el plano agregado como nación; (ii) entre los ciudadanos de un país o (iii), la comparación entre la población mundial indistintamente de la nacionalidad. Cada uno de estos enfoques persigue objetivos distintos y puede arrojar conclusiones disímiles e, incluso, contradictorias. El enfoque

del autor se basa en Kuznets (1955), quien identificó una relación positiva entre el crecimiento económico y la desigualdad salarial en sociedades subdesarrolladas hasta que se llega a un punto de inflexión, relación conocida como la curva U invertida de Kuznets. Sin embargo, usando datos de panel, Barro (1999) encuentra poca relación entre la desigualdad del ingreso y la tasa de crecimiento de los países.

Por otro lado, Bornschier y Ballmer-Cao (1979), identifican una relación entre la participación de las empresas multinacionales (EMN) y la desigualdad del ingreso a lo interno los países. Por un lado, hallan una relación *positiva* entre la penetración de las EMN y la desigualdad en los países periféricos donde estas operan. Este efecto se debe al impacto que tienen las grandes corporaciones en la distribución del poder local. En contraste, esta relación es *negativa* en los países que sirven de sede a las EMN.

En lo que respecta a la forma en que se estiman las brechas en la renta de los individuos, han surgido múltiples aproximaciones (Souma, 2001), entre las cuales se destaca el aporte de Lorenz (1905), sintetizado en la curva que lleva su nombre. Esta adjudica proporciones ascendentes de la riqueza (o el ingreso) en función de la cuantía que es percibida por los distintos percentiles poblacionales.

Partiendo de esta medida propuesta por Lorenz, Gini (1912) deriva el que es probablemente el indicador más utilizado para la estimación de la desigualdad en una distribución, conocido como Coeficiente de Gini. Este estadístico consiste en la diferencia entre la Curva de Lorenz y la asignación completamente igualitaria de la renta. El CG toma valores en un rango entre 0 y 1, donde el 0 corresponde a una distribución perfectamente equitativa y el 1 la situación de máxima concentración.

A partir de la formulación original del CG, en la práctica económica han surgido variaciones que buscan ampliar los tipos de datos que pueden analizarse. Por ejemplo, para mediciones de desigualdad en términos de educación, Holguín (1971) propone una modificación que controla

por la dispersión en los años de estudio. Así, se estiman curvas de Lorenz que determinan la desigualdad mínima, observada y máxima, que luego se contrastan para obtener el CG en cada uno de estos estratos.

Quizá la revisión y modificación más importante al abordaje de Lorenz-Gini viene de Paglin (1975), quien afirma que existe una falla fundamental en la definición de la línea de perfecta equidad de Lorenz. Según el autor, el problema radica en que, tal como está definida, esta línea asume que los individuos tienen necesidades de ingreso invariables a lo largo de sus ciclos de vida. Si se relaja este supuesto, usando los ingresos por cohorte de edad, se obtiene un CG menor al original, que no incluye la desigualdad intergeneracional.

En términos históricos, según Bourguignon y Morrisson (2002), desde inicios del Siglo XIX se tiene un CG elevado entre la población mundial, el cual aumentó de forma sostenida hasta la Segunda Guerra Mundial. En el periodo posguerra, la desigualdad intrapaíses mostró un aumento significativo en aproximadamente dos tercios de las naciones del mundo (Cornia *et al*., 2003).

Asimismo, en Sen (1979, 1999) se encuentra una dimensión más general de la desigualdad, relacionada a lo que el autor denomina capacidades y funcionamientos. Para el autor, la desigualdad debe medirse en términos de la libertad de la que disfrutan los individuos, la cual guarda estrecha relación con, pero no es idéntica al, ingreso económico. Esta libertad efectiva está determinada por la capacidad que gozan los individuos para alcanzar aquellas cosas valoran ser y hacer.

En lo que respecta a AL, varios autores y organismos la catalogan como la región con la mayor desigualdad a nivel global (Medina y Galván, 2008; Kliksberg, 2007; y Milanovic y Muñoz de Bustillo, 2008). Este hecho se remonta hasta la década de 1960, cuando el CG del subcontinente era el más alto de todo el mundo. Debido a esta relación, algunos autores consideran cada vez más utópica la idea de concretar la disminución de la pobreza regional mediante la optimización en la distribución en el ingreso (Batthyány *et al*., 2004).

En las últimas décadas, la desigualdad ha pasado a jugar un rol preponderante en la agenda de investigación de organismos internacionales como el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), el PNUD y la Comisión Económica para Latinoamérica y el Caribe (CEPAL). Para AL, el común denominador de esta agenda es la identificación de un aumento en la desigualdad en las últimas dos décadas del siglo pasado, seguido de una estabilización y posterior caída a partir del 2000. Las principales causas de esta mejora en la distribución de las rentas son: mejores términos de intercambio, producto del súperciclo de las materias primas, mayor inversión en capital humano y, en menor medida, la consolidación de las reformas estructurales puestas en marcha en la década de 1990 (Busso y Messina, 2020).

La desigualdad en la región mostró una tendencia contraria a la observada a nivel global a lo largo del periodo comprendido entre la Primera Guerra Mundial y la década de los setenta. Para este periodo, se estima que el índice de Gini para AL, basado en las cifras de sus seis países más influyentes, aumentó en más de un 50 %, mientras que el ingreso del resto del mundo se distribuía más equitativamente (Williamson, 2014).

De forma puntual, se identifica una atenuación significativa con relación a la desigualdad en el ingreso de la región, en un plano agregado, a lo largo de la primera década del siglo actual. No obstante, esta disminución se había generado a costa de un aumento en las inequidades observadas entre países en materia de los ingresos promedio (Amarante *et al*., 2016).

Cabe destacar el abordaje encontrado en Fundación Konrad Adenauer (2017), que analiza la brecha salarial en el contexto de las inequidades relacionadas al género. Se determina que una de las causas de la desigualdad en el ingreso es el hecho de que muchas mujeres no son remuneradas por la labor que realizan en ambientes distintos a las oficinas convencionales como, por ejemplo, dentro del hogar.

En cuanto a la RD, más allá de las estimaciones realizadas por organismos internacionales, la literatura sobre desigualdad es más bien escasa. Los autores Medina y Galván (2008), con

datos al 2005, identifican a la RD como el país del índice de Gini más elevado de la región después de Honduras y Nicaragua, al alcanzar un valor de 56.9. Luego de analizar la distribución del salario nacional, Guzmán (2010) establece que más del 50 % de los dominicanos pertenece al estrato medio; lo cual los sitúa en una posición desfavorecedora debido a la alta vulnerabilidad en tiempos de incertidumbre que presenta este salario y al limitado poder de compra que les otorga a sus receptores.

En materia de desigualdad salarial, Ramírez (2012) destaca una disminución significativa con relación al salario real por hora durante los once primeros años del siglo actual, lo cual condujo a una reducción en la desigualdad general. Al segmentar la población en percentiles identifica que, aunque la desigualdad se genera principalmente a raíz de las diferencias *dentro* de los grupos analizados, dicha reducción es un reflejo de la caída en la desigualdad *entre* estos en un plano agregado.

Por su parte, el Ministerio de Economía Planificación y Desarrollo (MEPyD) actualiza periódicamente un boletín de pobreza monetaria, en el que calcula la diferencia entre el ingreso de los hogares y el costo promedio de la canasta familiar. Asimismo, en Alonso *et al*. (2021) se encuentra que, a pesar del aumento en la pobreza monetaria generado por la pandemia del COVID-19, la desigualdad en el ingreso de los dominicanos ha disminuido.

Con la finalidad de analizar la pobreza monetaria nacional, Morillo (2008) estudia las líneas presentadas por los datos del BM y de la CEPAL. A través de estas, se pudieron identificar desigualdades en el ingreso tanto a nivel regional como nacional. A pesar de la ralentización paulatina del crecimiento económico de la RD desde inicios esta década, se ha podido identificar una disminución en la pobreza monetaria (Oficina Nacional de Estadística, 2021). No obstante, este avance no ha sido lo suficientemente significativo para contrarrestar la desigualdad existente tanto a nivel económico como en el plano social.

Por otro lado, la descomposición del índice de Theil estimado en Hammill (2005) y en Sojo y Uthoff (2006), donde se segmenta la población en función de la desigualdad en el ingreso percibido por los hogares y del preceptor mayoritario de estos, arroja que entre las causas de la inequidad en el ingreso a inicios del siglo XXI para la RD se destacan las diferencias en el nivel educativo y la participación de los individuos en el mercado laboral informal.

Por último, Pérez y Pascual (2006) estimaron un CG para la población asalariada y encontraron que, entre 1991 y 2006, el quintil más alto de la distribución percibía más de la mitad del ingreso salarial. Asimismo, identificaron una caída oscilatoria de la desigualdad salarial, caracterizada por alzas pronunciadas cada 5 o 6 años. Hallaron que los individuos con ingresos por horas más deprimidos trabajan más horas por semana, lo que parecería indicar la existencia de un mecanismo de compensación ante los bajos salarios.

Esta investigación pretende llenar, al menos parcialmente, las lagunas encontradas en la literatura sobre desigualdad en la RD. Esta tarea consistirá en la identificación de los determinantes de la desigualdad salarial, una estimación hasta la fecha inexistente en la literatura consultada. Asimismo, se pretende analizar la desigualdad salarial desagregando por estratos, otro elemento usualmente ausente en las discusiones sobre distribución del ingreso.

2.4. Datos y aspectos metodológicos

Para los fines de esta investigación, la mayoría de los cálculos y estimaciones provienen de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT) y de la Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo (ENCFT), levantadas por el Banco Central de la República Dominicana (BCRD). El periodo estudiado abarca desde el 1991 hasta 2024.

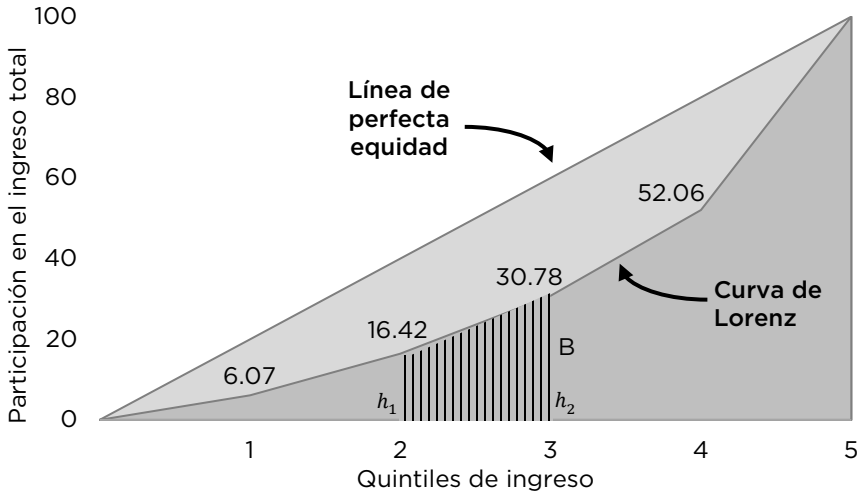
Cabe destacar que, dados los cambios metodológicos entre la ENFT y la ENCFT, las series de tiempo construidas para los índices de Gini no resultan del todo comparables. Asimismo, por la naturaleza de los datos, todos los resultados obtenidos corresponden a desigualdad salarial, es

decir, no se consideran los ingresos no laborales o patrimoniales, los cuales, acorde con su distribución a lo largo de la población, podrían amplificar o atenuar los hallazgos aquí presentados.

Se utilizaron principalmente tres variables de estas encuestas: la población perceptora de ingresos, el salario por horas y las horas trabajadas semanalmente; todas originalmente segmentadas en deciles. Se calcularon los CG para la población completa, así como para las desagregaciones por sectores y por características demográficas.

El gráfico 2.1 ilustra la lógica detrás del CG. Cada estrato de la población (en este caso quintiles) percibe un porcentaje del ingreso, y la acumulación de este ingreso genera una curva ascendente conocida como Curva de Lorenz. En el caso hipotético en que cada quintil percibiese exactamente el 20 % del ingreso, esta curva sería idéntica a la línea de perfecta equidad, una recta con pendiente de 45°.

Gráfico 2.1. Curva hipotética de Lorenz



Fuente: elaboración propia.

Cabe destacar que mientras mayor sea la cantidad de estratos en los que se divide la población, más precisa y cercana a la realidad será la estimación de la curva de Lorenz y, por tanto, del CG. El caso extremo consiste en la distribución de los ingresos para cada individuo de la población, a partir de la cual se obtendría el CG más realista.

Dicho esto, mientras más alejada esté la Curva de Lorenz de la línea de perfecta equidad, más desigual será la distribución del ingreso entre ese conjunto de individuos. Así, el CG se define geométricamente como la diferencia entre el área debajo de ambas curvas como proporción del área bajo la curva de perfecta equidad:

(2.1) $$CG = \frac{A_{PE} - A_{CL}}{A_{PE}} = 1 - \frac{A_{CL}}{A_{PE}}.$$

En esta expresión, A_{PE} es el área bajo la curva de perfecta equidad, que por definición es la de un triángulo rectángulo con catetos unitarios (0.5). A_{CL}, el área bajo la Curva de Lorenz, consiste en la sumatoria de las áreas de los N trapecios rectángulos correspondientes a la cantidad de grupos en los que se divide la población. Dichos trapecios tienen altura $1/N$ (la proporción de la población en cada grupo) y bases equivalentes a las proporciones acumuladas del ingreso que cada grupo percibe. Así, por ejemplo, en el gráfico 2.1, el tercer trapecio (área rayada) tiene bases h_1 y h_2 y altura B, correspondientes a las proporciones acumuladas de ingreso de los quintiles 2 (0.1642) y 3 (0.3078) y a la proporción (fija) de la población del quintil (0.2), respectivamente.

En base a esto, el CG puede calcularse usando la expresión:

(2.2) $$CG = 1 - \frac{A_{CL}}{A_{PE}} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{N}\left(\frac{1}{N} * \frac{h_j + h_{j-1}}{2}\right)}{0.5} = 1 - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\left(h_j + h_{j-1}\right),$$

donde las h_j es la proporción acumulada del ingreso del j-ésimo quintil y h_1 y h_N son, por definición, iguales a 0 y 1, respectivamente**.** Dado que la data original está segmentada en deciles, las áreas de las curvas de Lorenz estimadas corresponden a la suma de las áreas de 10 trapecios.

En el caso de los coeficientes calculados por características demográficas de los individuos y por sector económico, la data disponible no divide la población en deciles de iguales dimensiones (10 % de la población cada uno), sino que cada uno de los 10 grupos contiene una

cantidad n de individuos o, lo que es lo mismo, una proporción n_j/N del total. Debido a esto, la fórmula anterior debe modificarse para calcular lo que se denomina el Coeficiente de Gini Heterogéneo (CGH), que resulta de calcular el área bajo una Curva de Lorenz Heterogénea (CLH), cuyas proporciones de la población (y, por tanto, las alturas de los trapecios que la componen) son distintas (en contraste con el 0.2 fijo de la Curva de Lorenz estándar).

En términos matemáticos, y siguiendo a Pérez y Pascual (2006), esta modificación se resume en las siguientes expresiones:

$$(2.3) \quad CGH = \frac{A_{PE} - A_{CLH}}{A_{PE}} = 1 - \frac{A_{CLH}}{A_{PE}} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{10}\left(\frac{n_j}{N} * \frac{h_j + h_{j-1}}{2}\right)}{0.5} = 1 - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{10}\left[\left(n_j\right)\left(h_j + h_{j-1}\right)\right],$$

donde N corresponde al total de la población y, por tanto, n_j/N es la proporción de la población del j-ésimo grupo, es decir, la altura del trapecio en cuestión.

La metodología adoptada presenta la limitante de que, en los casos en los que la población no se encuentre distribuida de manera homogénea, las comparaciones entre grupos distintos (sectores, grupos etarios, nivel educativo, etc.) no es del todo válida. El ingreso total en cada decil (o grupo n_j) se calculó multiplicando la cantidad de perceptores de ingresos en cada decil por la cantidad de horas trabajadas y por el ingreso por hora ($n \times H \times Ing_H$).

Por otro lado, en Mincer (1974) se expone una estimación por mínimos cuadrados dentro de un modelo semilogarítmico, con el objetivo de comparar la relación del ingreso con los años de estudio de los trabajadores en términos marginales. Esta metodología ha sido implementada en una gran variedad de artículos de investigación en el análisis de la evidencia empírica (Patrinos, 2016).

Si bien la estimación de una ecuación minceriana permite identificar los determinantes del ingreso o salario, no brinda mucha información sobre los efectos de esos determinantes sobre la *desigualdad* de esos salarios. quedado esto, siguiendo a Koenker y Basset (1978), se estima

una regresión cuantílica para identificar las pendientes de los regresores que explican el salario en diferentes puntos (cuantiles) de su distribución.

Esta metodología se hace necesaria ante la posibilidad de que los supuestos de normalidad y homocedasticidad de los residuos no se cumplan en muestras en las que la variable explicada se distribuye de manera desigual entre individuos, como puede ser el caso del salario por horas. Si se tiene interés en describir el comportamiento de los cuantiles distintos a la media, la regresión por cuantiles resulta útil.

El primer paso consiste en estimar una función generadora de ingresos con especificación semilogarítmica, en la cual el salario por hora está explicado por un conjunto de variables identificadas en la literatura (Mincer, 1958, 1974). Este tipo de estimaciones suele llevarse a cabo usando datos de corte transversal de una muestra de individuos u hogares para los cuales se conoce su ingreso y algunas características que podrían influir en ese nivel de ingreso. En este caso, la ecuación a estimar sería:

$$\ln(Y_i) = a' Z_i, \tag{2.4}$$

con $a = [\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j, 1]$ y $Z_i = [1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}, \varepsilon_i]$, para cada individuo i de la muestra y j factores explicativos x_j.

Se cuenta con 7,112 observaciones correspondientes a la ENCFT para 2024. Las variables que serán incluidas en la primera estimación son: nivel educativo, estado civil, rama de la actividad económica, formalidad/informalidad, región geográfica, rango de edad, años de experiencia laboral y cantidad de miembros del hogar. Todas las variables son categóricas, excepto la experiencia y la cantidad de miembros del hogar, y esta última es discreta. En los cuadros A2.1 y A2.2 (en el apéndice) se presentan los principales estadísticos de las variables a considerar, y la codificación usada para las variables categóricas, respectivamente.

Dado que la muestra no es, por definición, aleatoria, si no que contiene un sesgo de autoselección,[19] es necesario utilizar la estimación en dos etapas desarrollada por Heckman (1974). Esta corrección consiste en estimar la probabilidad de muestreo individual de cada observación vía un modelo Probit, transformar esas probabilidades estimadas, e incorporarlas como variable explicativa en el modelo:

$$\text{Prob}(T = 1|Z) = \Psi(\gamma' Z), \tag{2.5}$$

donde $T = 1$ indica que el individuo trabaja y $T = 0$ que está desempleado, Z es un vector de variables explicativas, γ es un vector de parámetros y Ψ es la función de distribución acumulativa de la distribución normal estándar. Esta estimación permite predecir la probabilidad de que cada individuo trabaje o no.

Como la varianza del ingreso por hora a lo largo de los individuos no es uniforme, las estimaciones de la *media* condicional de la variable dependiente vía Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) pueden resultar problemáticas, dado que podría haber pendientes distintas en diferentes puntos de la distribución que relacionen los regresores con el ingreso. Al usar, por ejemplo, la *regresión en mediana*, se encontraría la mediana condicional de la variable dependiente y, generalizando este concepto, se podría estimar el τ-ésimo cuantil condicional de Y dado un conjunto de regresores Z:

$$Q_\tau[\ln(Y_i)] = a'(\tau) Z_i, \tag{2.6}$$

con $a(\tau) = [\alpha(\tau), \beta_1(\tau), \beta_2(\tau), \dots, \beta_j(\tau), 1]$ y $Z_i = [1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}, \varepsilon_i]$, lo que implica que los coeficientes, en vez de ser constantes, son funciones dependientes del cuantil. Esto implica minimizar la *desviación mediana absoluta* (DMA), dada por:

[19] Este sesgo es producto de que los individuos deciden si desean o no participar en la encuesta, dejando fuera a aquellos agentes que en el momento del levantamiento no disponen de ingresos.

(2.7) $$DMA = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \gamma_\tau(\ln(Y_i) - a'(\tau)Z_i),$$

donde γ_τ es una función que asigna pesos asimétricos al error. Al ser esta una estimación no paramétrica, se requiere de la utilización de técnicas de optimización como el algoritmo simplex o soluciones de puntos interiores de tipo Frisch-Newton (Portnoy y Koenker, 1997). De igual forma, esta estimación se llevó a cabo usando procedimiento en dos etapas de Heckman.

2.5. Principales resultados

Como se mencionó, con los datos de la ENFT y ENCFT es posible calcular un CG para toda la población asalariada, así como CGH para al menos tres estratos distintos de la población de acuerdo con los criterios: sector económico, nivel educativo y grupos etarios. La información de la ENFT está disponible con frecuencia anual desde 1991 hasta 2016, mientras que para la ENCFT se tienen datos trimestrales desde el 2014.t3 en adelante.

Primeramente, se analizan los efectos de las horas trabajadas y la inflación, así como las diferencias y similitudes entre los asalariados pertenecientes a distintos grupos, discriminando por los criterios antes mencionados. Luego se procede a estimar una ecuación minceriana generadora de ingreso, que sirve como base para la regresión cuantílica por deciles. Y, por último, se concluye con algunas consideraciones sobre la desigualdad salarial en el marco de la pandemia y el impacto del esfuerzo fiscal llevado a cabo por el Gobierno sobre la distribución del ingreso.

2.5.1. Análisis histórico del Coeficiente de Gini

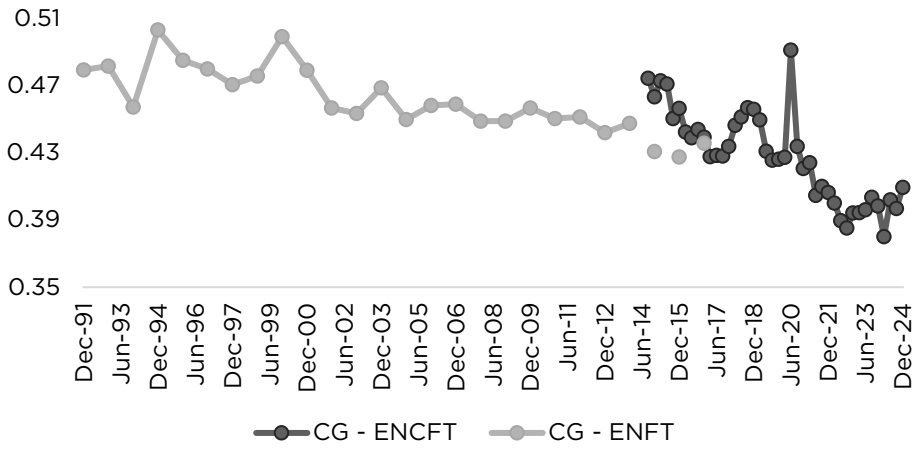
A continuación, se analiza el comportamiento histórico del CG general, y se compara con otras medidas del indicador elaboradas por organismos internacionales. Si bien ambas encuestas cuentan con características comunes, la ENCFT adopta las últimas recomendaciones y lineamientos de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y la Oficina de Estadísticas Laborales (BLS,

en inglés) estadounidense. Las principales diferencias radican en la naturaleza continua de la ENCFT (levantamiento durante 48 de las 52 semanas del año) y el umbral de edad para la Población en Edad de Trabajar (PET), que pasa de 10 a 15 años.

Para corregir parcialmente estas discrepancias, se utilizaron los datos de la ENFT tradicional correspondientes a la PET de más de 15 años, lo que mejora la comparabilidad entre ambas series. De todas formas, las comparaciones históricas de los resultados provenientes de las dos encuestas deben asumirse con cautela.

En el gráfico 2.2 se muestra la serie histórica del CG de los asalariados para el periodo 1991-2024 donde, en general, se percibe una tendencia a la baja de la desigualdad. Puede observarse un primer avance en materia de desigualdad salarial a partir de 1994 y hasta el año 2002, cuando el CG cayó de 0.503 a 0.453 (9.86 %). Esta disminución coincide con (y en algunos casos sucede a) las reformas estructurales vividas en la RD a partir de 1990.

Gráfico 2.2. Coeficiente de Gini de la población asalariada, 1991-2024



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

Estas reformas consistieron en el desmonte casi completo del modelo de sustitución de importaciones a través de la reforma arancelaria y la unificación *de facto* del tipo de cambio en 1990; la aprobación, en 1992, de una reforma tributaria que incluyó reducciones de tasas y ampliación de la base impositiva, así como un código de trabajo que brindaba una mayor

protección a los derechos de los trabajadores. Asimismo, la aprobación en 1997 de la Ley de Reforma de la Empresa Pública, que en 1999 permitió la privatización o participación de capital privado en el sector eléctrico, hasta el momento un monopolio estatal.

En línea con Pérez y Pascual (2006), se percibe un leve incremento en la desigualdad del salario *nominal* producto de la crisis monetaria y financiera de 2003, la cual involucró la quiebra de tres de los principales bancos comerciales del sistema financiero y generó elevados niveles de inflación, depreciación e inestabilidad macroeconómica y financiera. Si bien varios autores encuentran evidencia de que las crisis financieras incrementan significativamente la desigualdad (p. ej., Reinhart y Rogoff, 2009; Bodea *et al*., 2021), estos hallazgos abarcan mediciones del ingreso más allá del salario y en términos *reales*.[20]

A partir de 2006, y durante casi una década, el CG disminuyó ligeramente hasta 0.428, un mínimo histórico para toda la serie hasta ese momento. En contraste, el CG obtenido a partir de la ENCFT, que inicia en 2014.t3, parte de niveles similares a los de la crisis de 2003 (0.474) y desciende rápidamente hasta 2017.t1, cuando alcanzó un valor comparable a la de la ENFT de 0.428, una disminución de 9.85 % en un periodo de dos años y medio.

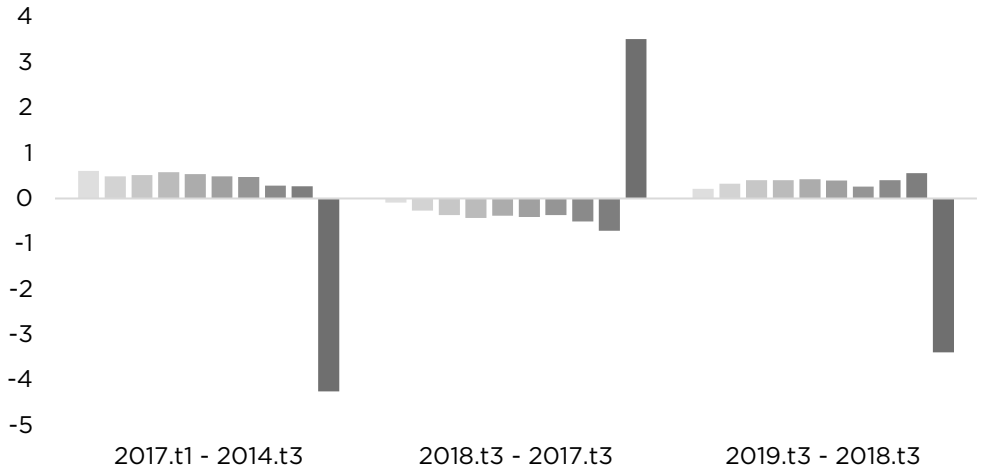
Esta caída en el coeficiente estuvo impulsada principalmente por las ganancias en términos de proporción del ingreso salarial observadas en los deciles más bajos. Durante el periodo en cuestión, los deciles D1 a D4 ganaron un 2.19 % de la participación del ingreso total, en contraste con la caída de 4.25 % del decil D10.

Entre septiembre de 2017 y septiembre 2019 se observa un repunte en la desigualdad salarial, seguida de una caída de magnitud similar. Al igual que en el caso anterior, los cambios en la distribución estuvieron guiados por lo sucedido en el decil 10 respecto a los demás. El gráfico 2.3 muestra las diferencias en las proporciones del ingreso para cada decil para la caída

[20] En el caso dominicano, tal como muestran Pérez y Pascual (2006), se observa un efecto positivo de la crisis de 2003 sobre la desigualdad de los salarios reales.

pronunciada entre 2014 y 2017, el aumento entre 2017 y 2018, y la posterior disminución entre 2018 y 2019. Allí puede notarse que los cambios en la desigualdad se dan exclusivamente por cambios en la participación del decil de mayor ingreso, a favor o en detrimento de los nueve deciles restantes.

Gráfico 2.3. Cambio en la proporción del ingreso por deciles



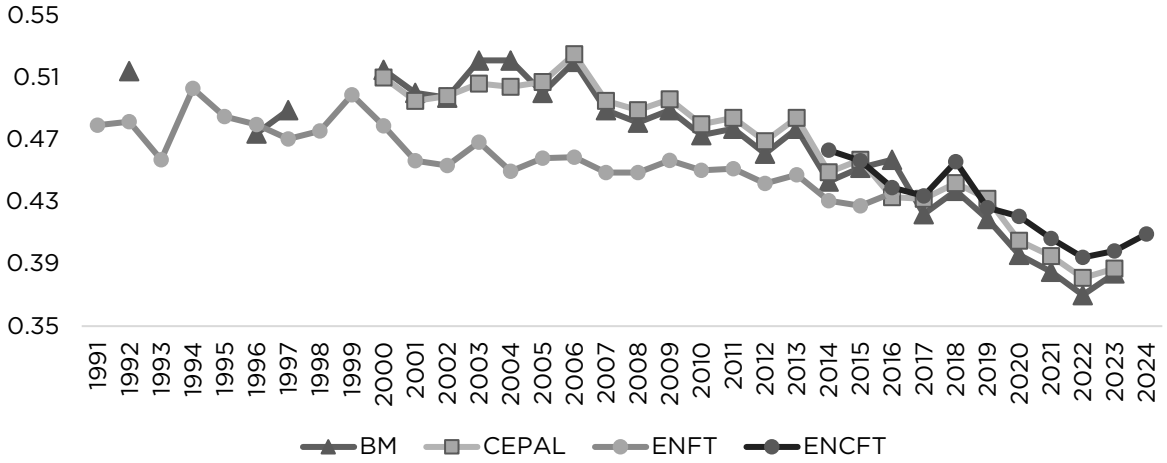
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

2.5.2. Comparación con otros coeficientes de Gini

Con miras a brindar robustez a los resultados antes vistos, estos se comparan con los coeficientes estimados para la RD por el BM y la CEPAL. En ambos casos, los coeficientes calculados provienen de datos de ingresos *por individuos*, y no por deciles, como es el caso de esta investigación, por lo que se esperaría que los niveles de desigualdad estimados por estos organismos sean más elevados que los hallados en esta investigación.

En el gráfico 2.4 puede notarse que el histórico de coeficientes de CEPAL y BM guardan un comportamiento similar y son consistentemente mayores a los estimados en el ejercicio con la ENFT y ENCFT hasta 2016.

Gráfico 2.4. Coeficiente de Gini ENFT, ENCFT, BM y CEPAL, 1991-2024



Fuente: elaboración propia a partir de los datos del Banco Mundial, de la CEPAL y de la ENFT y ENCFT.

Importante notar que, a pesar de esa diferencia en niveles, a grandes rasgos la tendencia es similar a lo largo del periodo observado: en todos los casos se puede concluir que la desigualdad en RD ha disminuido en las últimas dos décadas y que, previo a la pandemia, se encontraba en sus mínimos históricos. Por último, cabe resaltar que tanto CEPAL como BM captan los incrementos en el CG observados en 2013 y 2018, así como el ligero repunte de los últimos dos años.

2.5.3. El efecto de las horas trabajadas y la inflación

La teoría económica y la evidencia empírica indican que no existe una relación clara entre el salario y las horas trabajadas. Ante un aumento en el salario por horas, las horas trabajadas pueden aumentar o disminuir, dependiendo de si las preferencias de los individuos están dominadas por el efecto ingreso o el efecto sustitución (Borjas, 2020). Con datos de los Estados Unidos, Kuhn y Lozano (2008) encuentran que, para los individuos con altos niveles educativos y mejor pagados, el principal factor que explica la mayor cantidad de horas trabajadas es el incremento en beneficios marginales de las horas extra, no necesariamente en el pago de estas.[21]

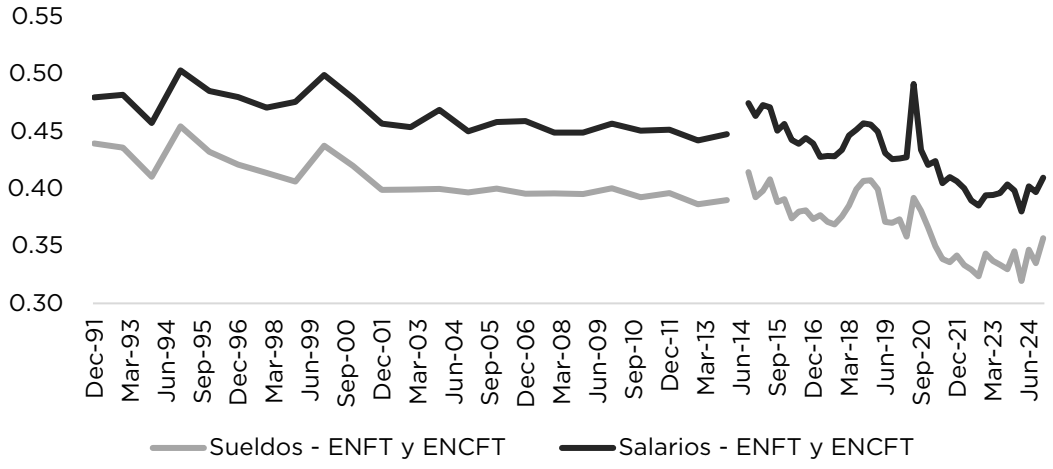
[21] En forma de bonos, posibilidad de aumento o promoción o señalización al mercado con miras a un cambio de empleador.

Con respecto a la relación entre inflación y el ingreso por deciles, dependiendo de cuáles artículos de la canasta de consumo estén aumentando más de precio, la distribución del ingreso real puede tornarse más o menos equitativa. Si los bienes básicos de consumo presentan mayores aumentos, se esperaría un aumento en la desigualdad, dado que estos bienes tienen una mayor ponderación en la canasta de los individuos y hogares de menores ingresos.

Para la RD, los datos indican que los deciles de ingreso más bajos trabajan más horas que los deciles de mayor ingreso. Usando datos de la ENFT, entre 1991 y 2016 los asalariados del decil 10 trabajaron, en promedio, un 16.6 % menos que los del decil 1, lo que equivale a unas 7.03 horas menos a la semana que el trabajador promedio, casi una jornada laboral completa. Para la ENCFT (2014-2024), el resultado es más revelador: un 29.4 % menos, que equivalen a unas 11.74 horas a la semana.

Usando los datos de horas trabajadas, en el gráfico 2.5 se comparan los CG del *sueldo*[22] semanal por deciles y del salario por hora. Puede observarse que las horas trabajadas tienen un efecto negativo sobre el ingreso de los asalariados, lo que evidencia una posible dominancia del efecto ingreso en las preferencias. Este hecho se manifiesta en un desplazamiento hacia abajo de los CG en todos los puntos del tiempo al ajustar por horas trabajadas.

Gráfico 2.5. Coeficientes de Gini para sueldos y salarios por hora, 1991-2024

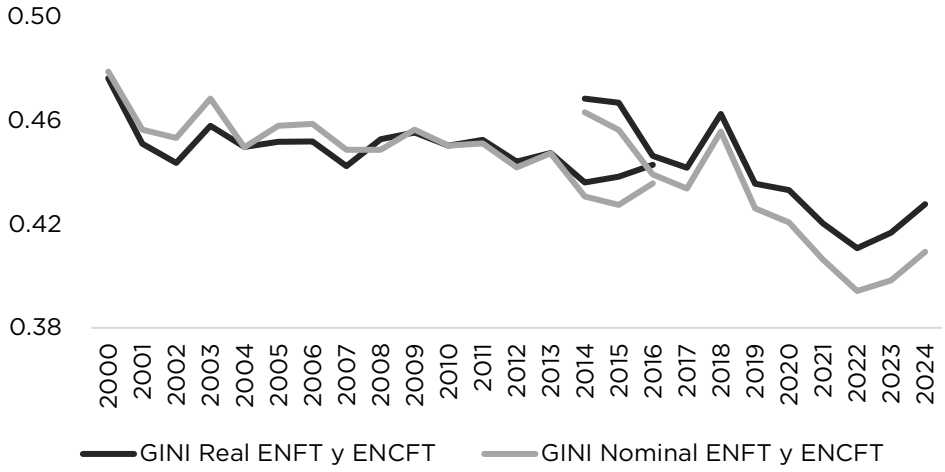


Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

[22] El sueldo es el producto entre las horas trabajadas y el salario por hora.

Para observar el efecto que tiene la inflación en la desigualdad, se debe trabajar con datos a partir del año 2000 debido a la disponibilidad de la serie de inflación por quintiles. Los ingresos por hora de cada decil fueron deflactados usando el índice de precios al consumidor del quintil al que corresponden. Con esos salarios por hora deflactados se construyó un CG real (gráfico 2.6).

Gráfico 2.6. Coeficientes de Gini real y nominal, 2000-2024



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT, ENCFT e IPC.

La incidencia de la inflación sobre la desigualdad es menos marcada y clara, pero puede observarse que, con los datos de la ENCFT, el CG real se encuentra consistentemente por encima del nominal, lo que indicaría que los quintiles de ingreso más bajos fueron más afectados por el aumento de los precios en ese periodo, lo que repercute en pérdidas del poder adquisitivo. Este efecto parece ser más marcado para los últimos años, lo que indicaría un mayor efecto de la inflación sobre el ingreso de los estratos sociales menos favorecidos.

2.5.4. Evaluación de coeficientes de Gini por estratos

A partir de los datos de las encuestas es posible llevar a cabo tres desagregaciones adicionales del CG. Por un lado, la que se conoce como desigualdad *sectorial*, relacionada al sector económico en el que los individuos perciben su salario; la desigualdad *por nivel educativo*, bajo el entendido de que puede haber una menor o mayor dispersión en el ingreso de los individuos

del mismo nivel educativo; y la desigualdad *por rangos de edad*, aquella que se genera dentro de diferentes estratos etarios, en línea con la hipótesis del ciclo vital de Modigliani (1966).

2.5.4.1. Coeficientes de Gini por ramas de actividad económica

En cuanto a los Coeficientes de Gini Heterogéneos (CGH) por sectores, resulta valioso destacar que los sectores manufactura, construcción, transporte y comunicaciones muestran bajos niveles relativos de desigualdad para toda la serie, mientras que el comercio, los otros servicios, el sector de hoteles, bares y restaurantes, y la administración pública presentan un CGH relativo elevado. El primer grupo de sectores representa cerca del 60 % de los perceptores de ingreso y, por tanto, su elevado CGH es el que explica gran parte del comportamiento de la serie agregada. El gráfico 2.7 muestra las tendencias de los coeficientes para los sectores más relevantes.

Gráfico 2.7. Coeficientes de Gini Heterogéneos por sectores

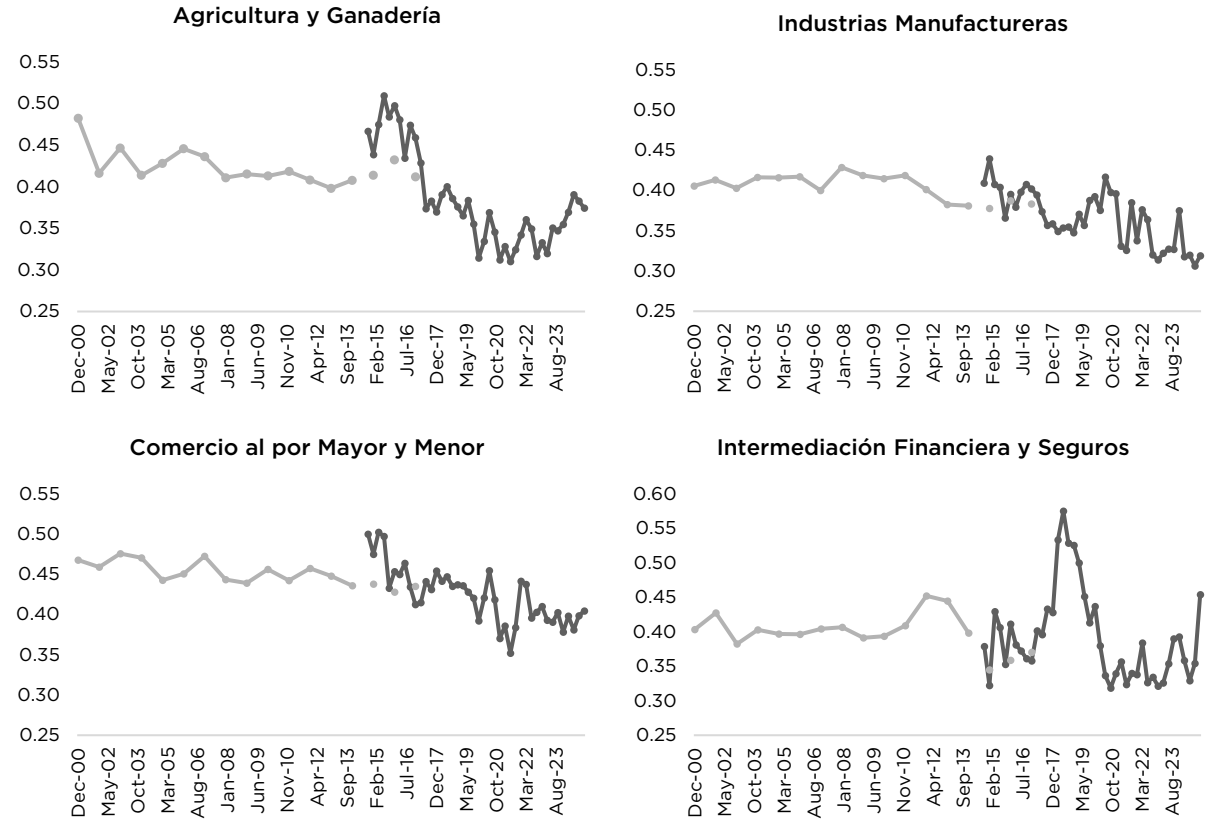
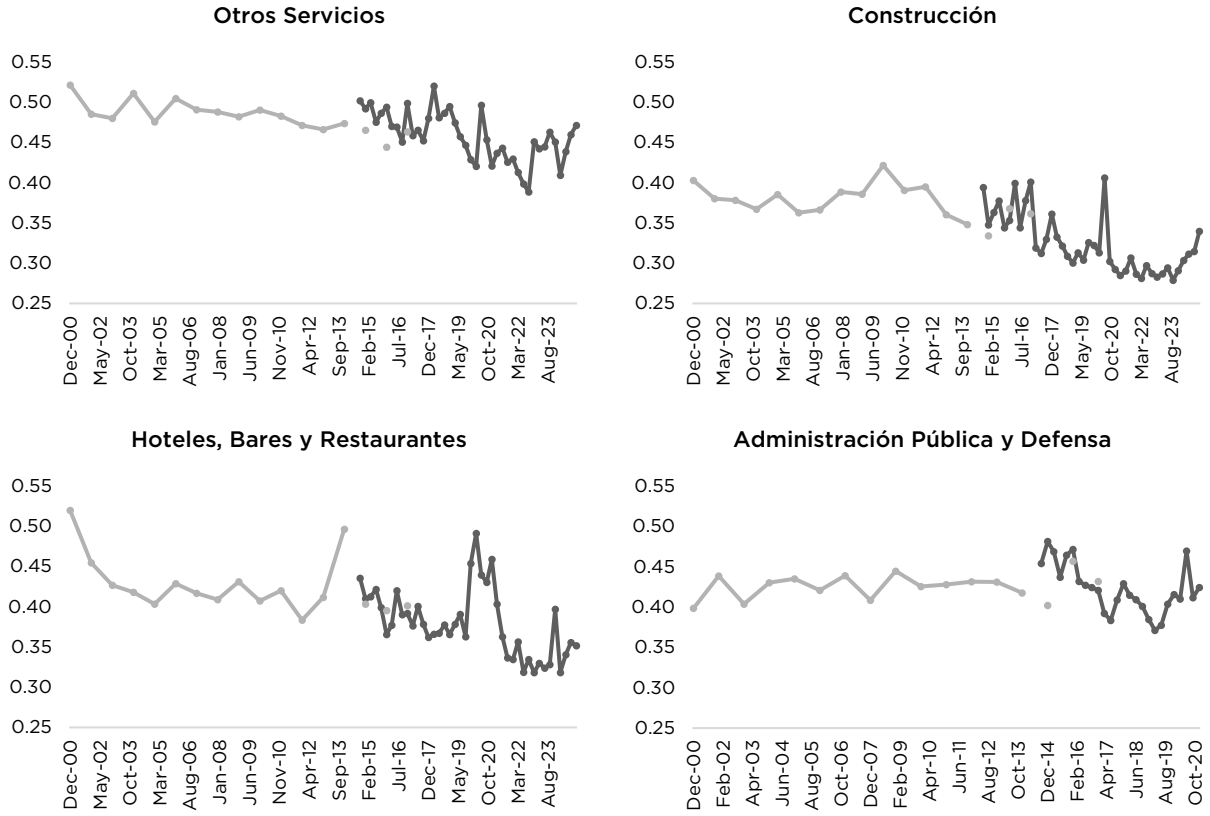


Gráfico 2.7 (cont.). Coeficientes de Gini Heterogéneos por sectores



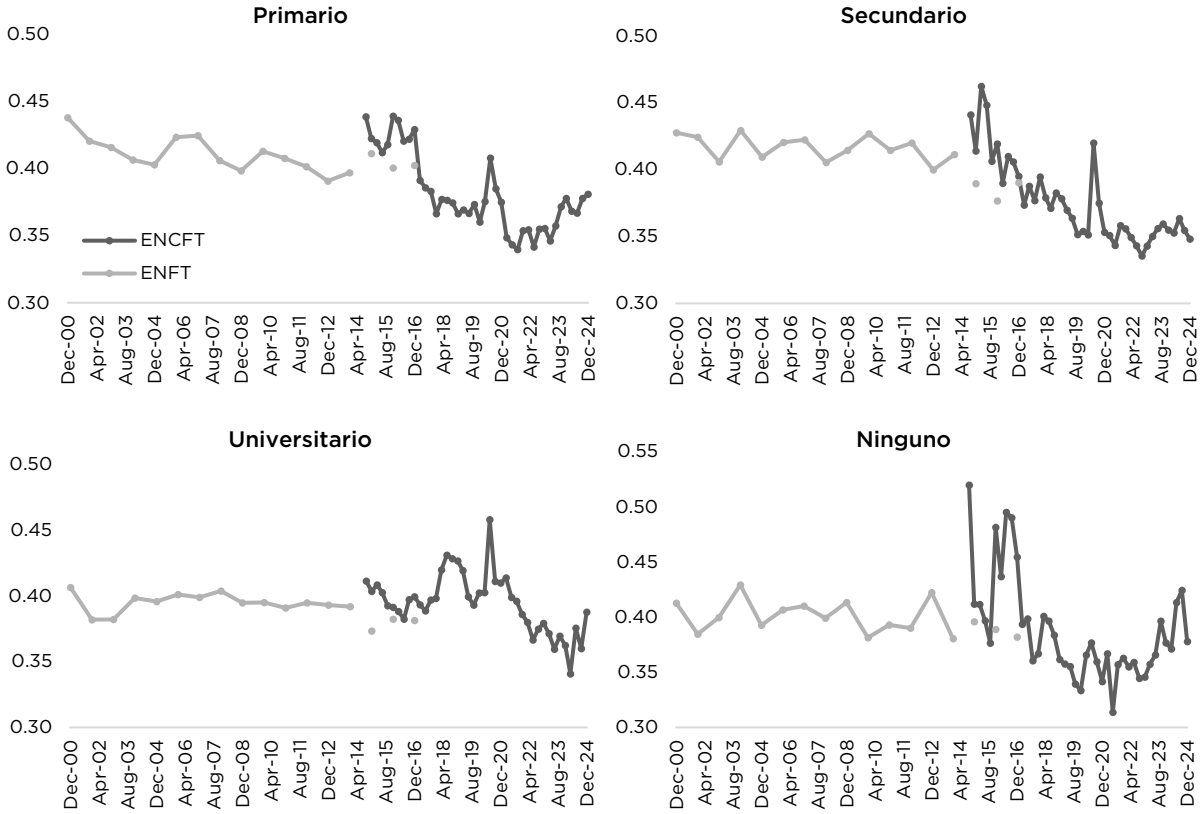
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

Luego de la pandemia por Coronavirus, el sector construcción presenta el CGH más bajo de todos. Este comportamiento podría explicarse por los aumentos salariales aprobados en el sector en 2022 y 2024, así como los incrementos en los precios de los materiales de construcción producto de la disrupción en las cadenas globales de suministro, lo que probablemente representó una reducción en los salarios de los deciles mejor pagados.

2.5.4.2. Coeficientes de Gini por nivel educativo

En el gráfico 2.8 se presentan los CGH para los distintos niveles educativos (primario, secundario, universitario y ninguno). Como puede observarse, los perceptores de ingresos con estudios universitarios presentan el CGH más estable. Si bien es el grupo con niveles de desigualdad salarial más bajos, no comparten la tendencia general a la baja vista hasta ahora y, de hecho, en los últimos años la misma se ha incrementado.

Gráfico 2.8. Coeficientes de Gini Heterogéneos por niveles educativos



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

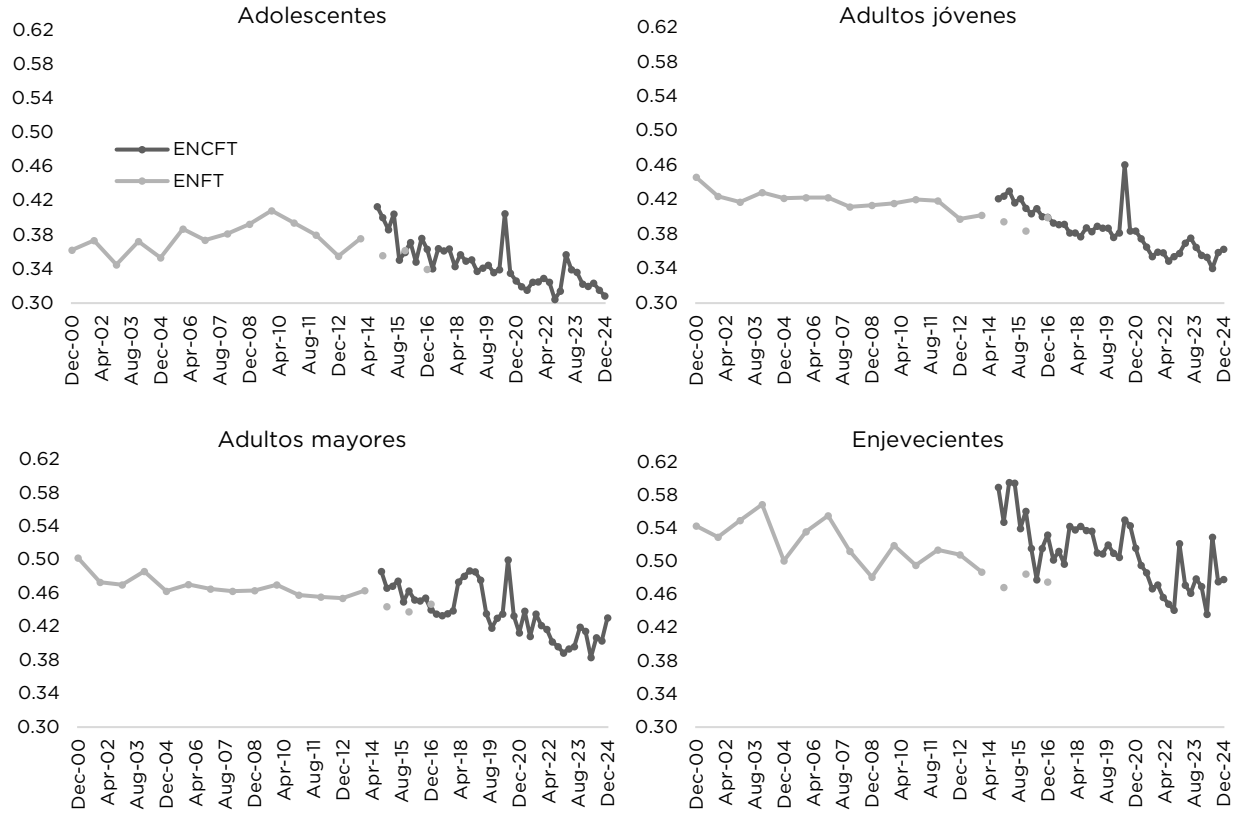
Asimismo, se puede notar que la desigualdad es alta y volátil dentro del grupo de individuos sin ninguna educación formal, probablemente como producto de la naturaleza más vulnerable y disímil de su empleo. A pesar de que se observa una caída importante en la desigualdad salarial a partir de 2016, este estrato no presenta un aumento significativo en el CGH en 2020. Este último resultado responde al hecho de que, para el trimestre 2020.t2, mientras los individuos del decil 1 para todos los grupos con educación formal redujeron sus horas trabajadas entre 4.4 % y 11.7 % respecto al trimestre anterior, aquellos sin ningún tipo de educación incrementaron las horas trabajadas en un 13.1 %.

2.5.4.3. Coeficientes de Gini por tramos de edad

Por último, los CGH se reportan para cuatro grupos de edad definidos por la encuesta: de 15 a 19 años, de 20 a 39, de 40 a 59 y de 60 y más. Para los fines de esta investigación se denominan

estos grupos *adolescentes*, *adultos jóvenes*, *adultos mayores* y *envejecientes*, respectivamente. En general, la desigualdad entre grupos parece aumentar con la edad (gráfico 2.9), lo que pudiera ocurrir debido a que es más probable que los salarios se dispersen (oportunidades y riesgos) a medida que pasa el tiempo.

Gráfico 2.9. Coeficientes de Gini Heterogéneos por grupos de edad



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

En el grupo de envejecientes la desigualdad es considerablemente mayor y mucho más volátil que en los demás grupos. Adicionalmente, se observa que el salto visto en el CG general en el segundo trimestre de 2020 estuvo influenciado de manera importante por el incremento en el CGH de los adultos jóvenes, que representan cerca del 40 % de los asalariados, y es el grupo que mostró el mayor incremento de los cuatro grupos etarios.

2.5.5. Ecuación de Mincer y regresión cuantílica

Si bien el CGH indica cuáles grupos muestran distribuciones del salario más y menos equitativas, no es concluyente en cuanto a cómo contribuye cada uno de esos criterios a la desigualdad general. Por ejemplo, el sector Construcción tiene, en general, un CGH menor que el de Comercio y que los adolescentes perciben ingresos salariales más parecidos entre ellos que los de los envejecientes, pero ¿qué tanto contribuye pertenecer a un sector económico u otro (o a un grupo etario u otro) en la desigualdad total?

Para responder a esta pregunta se estima una ecuación de determinantes del ingreso (a la Mincer) usando MCO con la corrección de Heckman (cuadro 2.1), y se comparan los coeficientes obtenidos con aquellos provenientes de la regresión por cuantiles.

Cuadro 2.1. Modelo. MCO (corrección Heckman), 2024.t4
(variable dependiente: logaritmo de ingresos por hora)

Variable	Coeficientes	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
Intercepto	4.13	0.11	36.32	0.00
Sexo	0.25	0.02	12.95	0.00
Educación secundaria	0.16	0.02	7.25	0.00
Educación universitaria	0.66	0.03	24.47	0.00
Sin educación formal	(0.16)	0.04	(3.70)	0.00
Sector extractivo	0.24	0.09	2.55	0.01
Sector industrial	0.06	0.09	0.64	0.52
Sector público	0.20	0.11	1.84	0.07
Sector formal	0.07	0.02	2.72	0.01
Región Norte	0.07	0.02	2.84	0.00
Región Sur	(0.06)	0.02	(2.80)	0.01
Región Este	(0.07)	0.03	(2.56)	0.01
15 - 24 años	0.14	0.03	5.25	0.00
25 - 39 años	0.15	0.03	5.09	0.00
40 - 59 años	0.01	0.04	0.20	0.84
Estado civil	(0.09)	0.02	(5.58)	0.00
Experiencia	0.02	0.00	9.30	0.00
Experiencia^2	(0.00)	0.00	(4.87)	0.00
Cant. miembros del hogar	(0.04)	0.01	(3.58)	0.00
IMR	0.05	0.17	0.32	0.75
R cuadrado ajustado: 0.2081		**F(15, 7,112): 124.6**		**n = 7,112**

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

Las variables resultan significativas y, en conjunto, explican el 21 % de la varianza del logaritmo del ingreso por horas. Los signos son los esperados: un miembro adicional del hogar está relacionado con un menor ingreso, en línea con la intuición y observación de que los hogares de menores ingresos tienen más hijos. La experiencia laboral está relacionada positivamente con el ingreso, y su forma cuadrática de manera negativa, acorde con la hipótesis de rendimientos decrecientes.

En cuanto a las variables categóricas: un coeficiente positivo implica que el ingreso por horas se ve potenciado por esa categoría respecto a la variable omitida al hacer la codificación y estimación. Por ejemplo, en el caso del sexo, el coeficiente de 0.247 se interpreta como que ser hombre (valor 1 en la codificación) implica un salario por horas aproximadamente un 25 % superior al de una mujer, manteniendo todo lo demás constante.

Las demás variables cumplen con lo esperado:[23] el ingreso en el sector formal es ligeramente mayor al del informal, la educación secundaria y universitaria están asociadas a mayor pago en el mercado laboral, si se compara con la educación primaria y, por el contrario, no tener educación formal juega en contra del salario. El coeficiente de la educación universitaria es de 0.66, el más alto de todos.

Por último, los sectores productivos primario (agricultura, ganadería y minería), secundario (manufactura y construcción) y público pagan mejor que el sector terciario (servicios), mientras que residir en la región norte del país se asocia con un mejor salario, opuesto a lo que sucede con el este y sur, respecto al área metropolitana. Asimismo, los envejecientes (mayores de 60 años) perciben menores salarios que los adolescentes y adultos jóvenes (14 % más), adultos (15 %) y adultos mayores (1 %).

[23] La ratio inversa de Mills resulta no significativa, lo que sugiere la no existencia de sesgo de autoselección. Al llevar a cabo la estimación sin la corrección de Heckman los resultados son prácticamente idénticos.

Una vez estimados los coeficientes, se comparan con el coeficiente de regresión por cuantiles para verificar si los efectos *promedio* obtenidos son estadísticamente diferentes respecto a lo que sucede en distintos puntos de la distribución del ingreso por horas. El cuadro 2.2 muestra un ejemplo de la estimación de los 10 deciles de la variable sexo para 2024.t4.

Cuadro 2.2. Estimación por deciles para la variable Sexo (corrección Heckman), 2024.t4
(variable dependiente: logaritmo de ingresos por hora)

Decil	Coeficiente	Desv. Típica*	Estadístico t	Valor p
0.1	0.2542	0.0239	10.6334	0.0000
0.2	0.2287	0.0191	11.9885	0.0000
0.3	0.2251	0.0177	12.7302	0.0000
0.4	0.2255	0.0172	13.1358	0.0000
0.5	0.2514	0.0162	15.4869	0.0000
0.6	0.2558	0.0180	14.1751	0.0000
0.7	0.2605	0.0237	11.0101	0.0000
0.8	0.1867	0.0234	7.9692	0.0000
0.9	0.1828	0.0275	6.6496	0.0000

Fuente: elaboración propia.
Nota: * desviaciones típicas asintóticas asumiendo IID. n = 7,112.

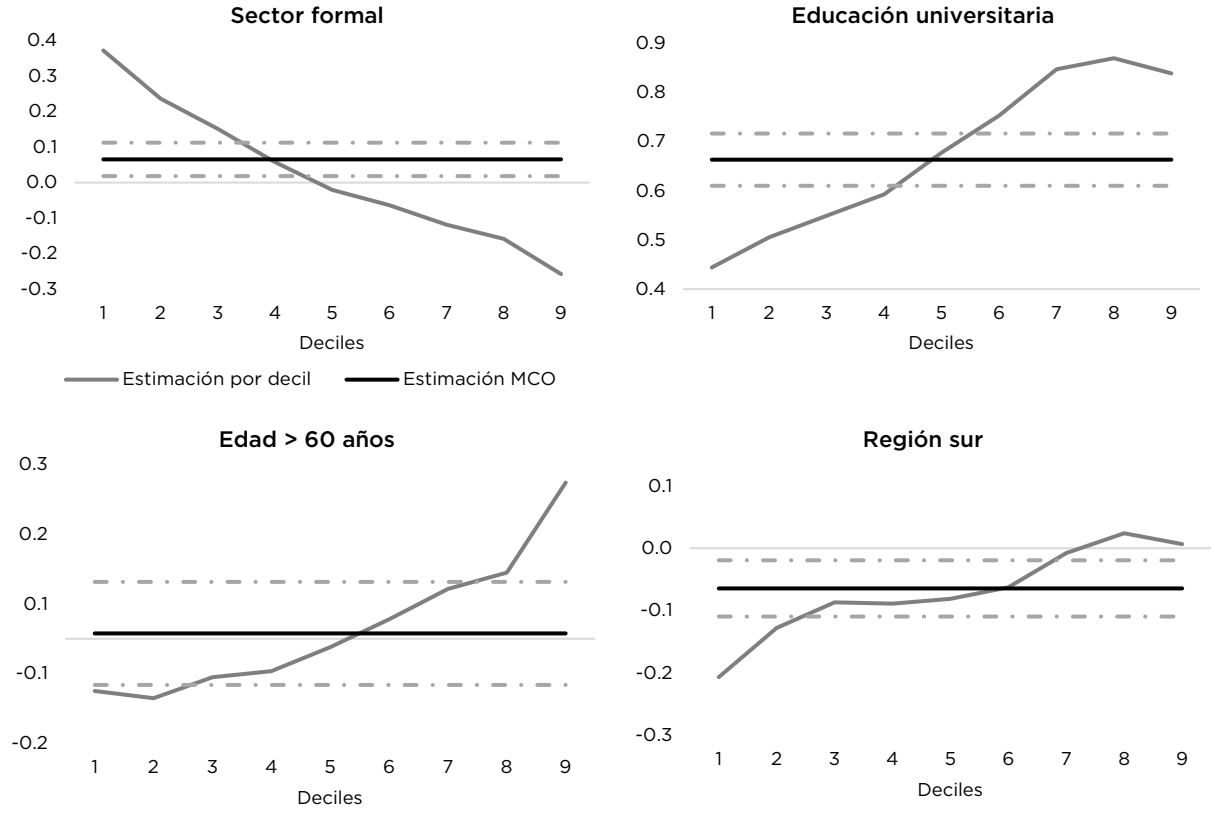
La interpretación de estos coeficientes es la siguiente: para cada uno de los deciles se tiene la pendiente de la regresión del logaritmo del ingreso respecto al sexo, considerando todo lo demás constante y *solo para los perceptores de ingreso de ese decil*. Es decir, en el caso ilustrado, se ve que para el decil 1 la disparidad salarial vista usando MCO (un ingreso de 25 % más para los hombres que para las mujeres) similar (25.42 %), mientras que, para los deciles de mayor ingreso, esta ronda el 18 %.

El cuadro A2.3 del apéndice contiene todos los resultados para todas las variables. A continuación, se analizan las repercusiones de estas estimaciones en términos del aporte a la desigualdad salarial de las variables, así como la significancia de los coeficientes al basarse en los intervalos de confianza.

En el gráfico 2.10, empezando en el cuadrante superior izquierdo y avanzando en sentido horario, se tienen los coeficientes por deciles (junto a su intervalo de confianza al 95 %) contra el coeficiente de la estimación por MCO (representado por una recta horizontal) para las

variables, sector formal, educación universitaria, edad mayor a 60 años y residencia en la región sur del país.

Gráfico 2.10. Coeficientes por deciles, estimación cuantílica. Variables seleccionadas



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENFT y ENCFT.

Los gráficos sugieren que la primera variable (sector formal) contribuye a *disminuir* la desigualdad, dado que la pertenencia a este grupo genera menores retornos en los deciles de mayor ingreso. Las otras tres variables (educación terciaria, pertenecer a la región sur y ser adulto) impactan positivamente en la distribución del ingreso, dado que las brechas son menores en los deciles de menor ingreso.

El sexo, la ausencia de educación formal y, en menor medida, el estado civil, son las únicas variables que parecen influir en que la desigualdad baje aparte de la formalidad, aunque el nivel de significancia de los coeficientes es cuestionable. En particular, llama la atención que para las tres regiones del país no omitidas (Norte, Sur y Este), en los deciles más altos la diferencia con

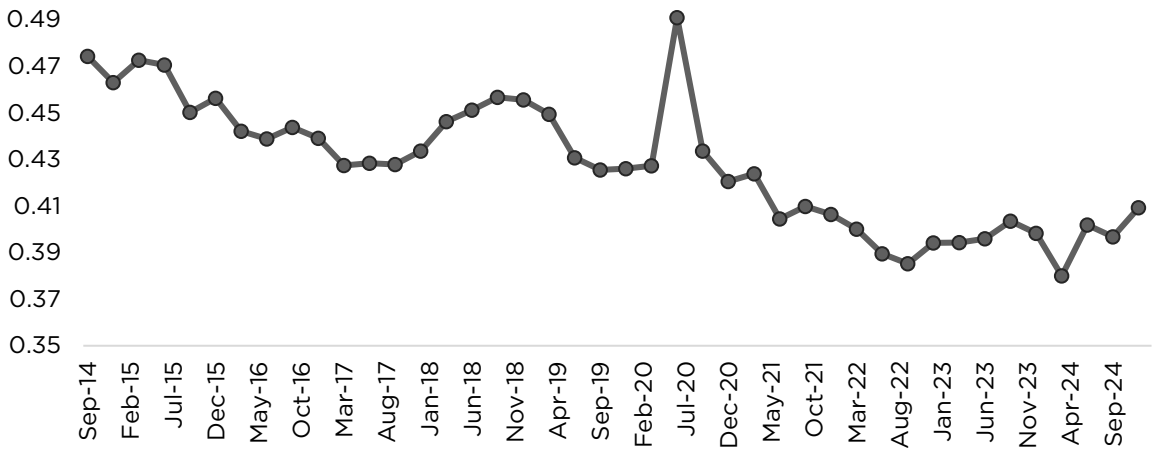
el área Metro es más marcada, lo que implica que la pertenencia a esas regiones es un factor que empuja la desigualdad al alza.

2.5.6. Desigualdad salarial en el marco de la pandemia

Con la paralización casi total de la producción y el consumo en marzo 2020 a causa de la pandemia, cabe preguntarse ¿cuáles grupos de ingreso sufrieron más las consecuencias? ¿en qué dirección se movió la desigualdad salarial? ¿cómo se compara ese cambio con lo visto antes? ¿cuánto cayó el ingreso salarial en general? ¿fueron las políticas de asistencia social y protección del empleo implementadas por el gobierno suficientes para contrarrestar sus efectos?

Para responder a estas interrogantes, se empieza por visualizar el CG estimado usando la ENCFT (2014.t3 en adelante), principalmente en los cuatro trimestres de 2020. Como se puede ver en el gráfico 2.11, el aumento en el coeficiente en junio 2020 no tiene precedentes en la serie, alcanzando un valor de 0.491, para una tasa de crecimiento intertrimestral de 14.93 %.

Gráfico 2.11. Coeficiente de Gini de la población asalariada, 2014-2024

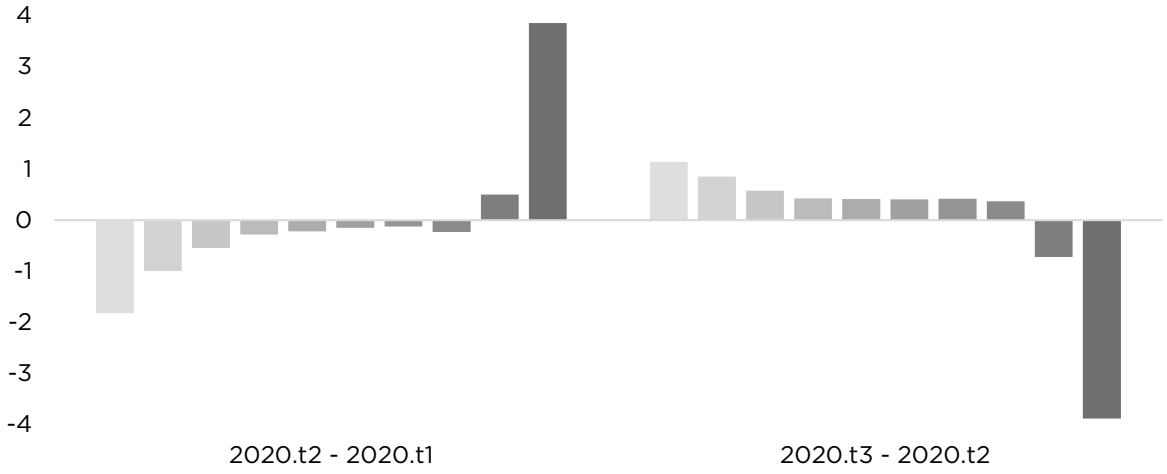


Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENCFT.

En el siguiente trimestre (2020.t3) la desigualdad mostró una caída de magnitud similar, retornando a su nivel de tendencia reciente, e incluso alcanzando un mínimo histórico al cerrar 2020. Esa disminución ocurrió de forma ligeramente distinta a lo sucedido en 2018, cuando el

decil 10 fue el único responsable de los movimientos CG, a favor o detrimento de todos los demás deciles. Este hecho se ilustra en el gráfico 2.12.

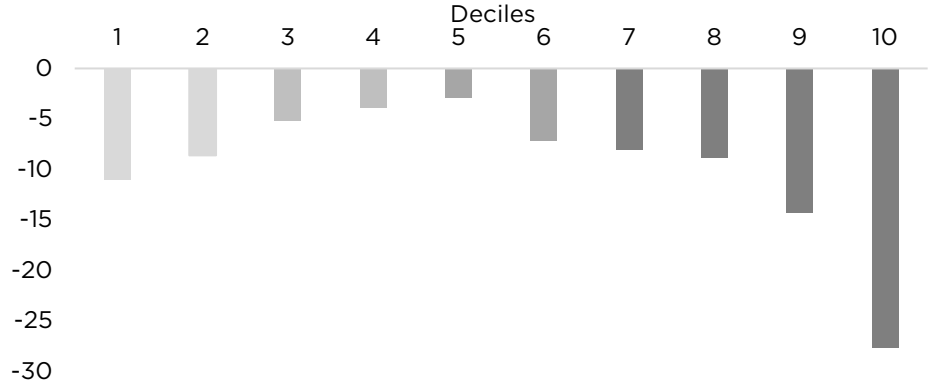
Gráfico 2.12. Cambio en la proporción del ingreso por deciles



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENCFT.

Otro aspecto para resaltar es que el aumento en la desigualdad en 2020.t2 fue parcialmente compensado por un comportamiento progresivo de las horas trabajadas. En general, estas cayeron en promedio a un mínimo histórico en junio 2020, alcanzando las 37.1 horas semanales, un 9.2 % por debajo del promedio 2014-2019. Al replicar este cálculo por deciles, se obtiene el gráfico 2.13.

Gráfico 2.13. Cambio porcentual en las horas trabajadas semanales por deciles
(2020.t2 vs promedio 2014-2019)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENCFT.

Esta diferencia implica que en 2020.t2, el decil 10 trabajó en promedio 23.1 horas a la semana, frente a 39.8 en el D1, una diferencia de 16.7 horas, equivalentes a más de dos jornadas laborales.

Esto generó que, en términos de sueldos, la distribución no haya sufrido cambios tan drásticos como lo vistos en los salarios por hora. Las posibles explicaciones a este hecho van en la línea de que los asalariados del decil mejor remunerado tienden a tener mayor acceso al trabajo remoto y ahorros e ingresos alternativos que les permitieron dejar sus trabajos, de ser necesario.

Así, cabe preguntarse si los programas de asistencia social y protección del empleo implementados por el gobierno, orientados principalmente a la población más vulnerable, representaron un monto suficiente para cubrir la pérdida de ingreso salarial producto de trabajar menos horas, a un salario menor y con menos empleos disponibles.

Para esta estimación se calculó la tasa de crecimiento intertrimestral promedio de las horas trabajadas, ingresos por hora y población asalariada entre 2014 y 2019. Luego se asumió un escenario contrafactual sin pandemia, en el que estas tres variables crecen a esas tasas a lo largo de todo 2020. En base a ese escenario, se estimó cuánto hubiera sido el ingreso de los asalariados y se estima la pérdida de ingresos salariales a causa de la pandemia como la diferencia entre este monto y el ingreso salarial observado. Por último, se compara esa pérdida con los montos canalizados a través de los programas Quédate en Casa, FASE y PA'TI.[24]

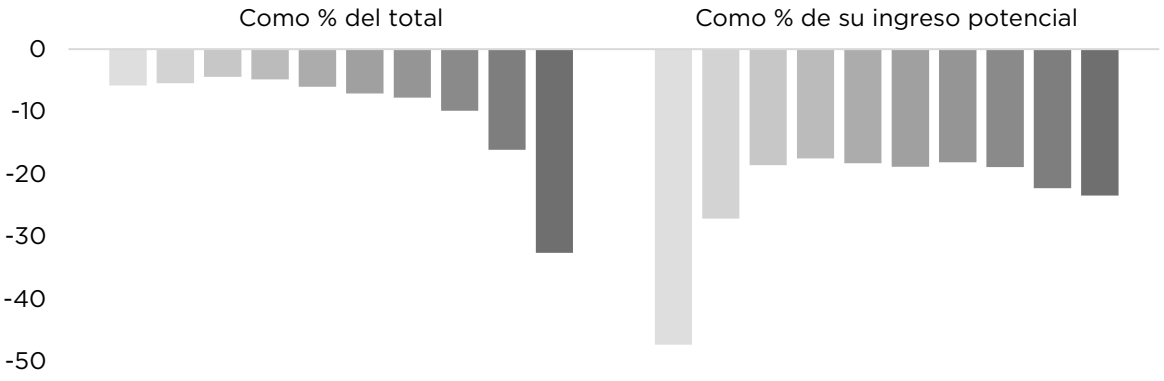
En el cuadro A2.4 del apéndice se puede ver que la pérdida total de ingresos salariales ascendió a aproximadamente DOP 254,000 MM. Esta cifra representa más del doble del monto de DOP 122,632 MM erogado por el gobierno a través del Plan Económico de Emergencia, que engloba los tres programas, según datos oficiales del Ministerio de Hacienda. Asimismo, la suma estimada representa un 21.68 % del total del ingreso salarial potencial de 2020, calculado en el escenario contrafactual.

Este cálculo parece indicar que, a pesar de la magnitud de las ayudas gubernamentales, estas fueron insuficientes para cubrir la totalidad del ingreso no percibido a causa de la pandemia.

[24] Quédate en casa es un programa de transferencias electrónicas directas a los hogares más vulnerables; FASE es el programa de protección del empleo, a través del cual el Gobierno suplía parcial o totalmente el salario de aquellos empleados desvinculados a causa de la pandemia; PA'TI corresponde al programa de asistencia a trabajadores por cuenta propia.

Por último, se replicó este ejercicio por deciles (ver cuadro A2.5) y los resultados indican que el decil uno, a pesar de que su pérdida salarial, solo representa cerca del 6 % del total perdido (unos DOP 15,000 MM de DOP 254,000 MM); su pérdida es la mayor (47.3 %) como proporción de su ingreso potencial para 2020 (DOP 31,600 MM). Estos resultados se ilustran en el gráfico 2.14.

Gráfico 2.14. Pérdida de ingreso salarial por deciles



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ENCFT.

2.6. Conclusiones

A partir de los resultados obtenidos se derivan una serie de conclusiones que podrían servir de base para el diseño e implementación de políticas públicas que busquen estrechar las brechas salariales existentes. Asimismo, abre las puertas a una agenda más amplia de investigación.

El primer hallazgo es que, para el periodo 1991 - 2024, la desigualdad salarial en la República Dominicana ha mostrado una tendencia a la baja, en consonancia con lo encontrado por organismos internacionales como la CEPAL y Banco Mundial.

Si se incorpora el efecto de las horas trabajadas, la distribución de los salarios mejora, verificándose que los deciles de menor ingreso trabajan significativamente más horas a la semana que sus pares mejor remunerados. Asimismo, la evidencia parece indicar que la inflación afecta más a los individuos peor remunerados, aunque este efecto es menos marcado que el de las horas. Esta evidencia es de suma importancia si se busca proteger el salario real de la población.

Al desagregar la desigualdad salarial por sectores, niveles de educación y tramos de edad, se encontraron diferencias importantes entre los estratos de la mano de obra. Se evidencia un mayor nivel de desigualdad salarial dentro de los sectores administración pública, comercio, turismo y otros servicios. Por nivel educativo y tramos de edad, existe una mayor dispersión de los salarios entre los profesionales y mayores de 60 años.

En la estimación de los determinantes del salario por horas para 2024 se obtuvieron mayores retornos para la educación universitaria, trabajar en los sectores primario y público, y el sexo. La reestimación por deciles de esta ecuación confirma que los factores que tienen un efecto positivo mayor sobre la desigualdad son la formación universitaria y la adultez, dado que para los deciles mejor remunerados estos dos estratos tienen coeficientes significativamente mayores que para el promedio de la población asalariada. En contraste, En la estimación de los determinantes del salario por horas para 2024 se obtuvieron mayores retornos para la educación universitaria, trabajar en los sectores primario y público, y el sexo.

Por último, al inicio de la pandemia por COVID-19, la desigualdad mostró un significativo aumento de naturaleza transitoria, retornando a sus niveles históricos en el trimestre siguiente, pero dejando un par de lecciones a considerar. El aumento en el desempleo, la menor cantidad de horas trabajadas y la contracción de los salarios implicaron una pérdida importante en el ingreso de los hogares, estimada en unos DOP 254,000 MM (≈ 5.72 % del PIB). Este monto supera las ayudas otorgadas por el gobierno para contrarrestar la crisis. Adicionalmente, la mayor pérdida de ingresos como proporción del potencial para 2020 se dio en el decil más bajo.

Se recomienda enfocar los esfuerzos en nivelar el terreno en los estratos que empujan la desigualdad al alza, y potenciar aquellos que mantienen una dinámica que fomenta una mayor equidad. De cara al futuro, la parte baja de la distribución tiene un largo camino por recorrer hasta recuperar sus niveles de ingreso prepandemia, por lo que la participación proactiva del estado es crucial para lograr una recuperación económica inclusiva.

Referencias

Aghion, P. y Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, *60*(2), 323–351. https://doi.org/10.2307/2951599

Alonso, R. C., Alcántara, Y., Fernández, A. M., García, M., Yeb, M. M., Mancebo, R. y Mercado, V. A. (2021). *COVID-19 bajo la lupa. Efectos de la COVID-19 en la pobreza monetaria, la desigualdad y el mercado de trabajo. Análisis de los programas de mitigación*. Ministerio de Economía, Planificacion y Desarrollo, Santo Domingo. https://mepyd.gob.do/covid-19-bajo-la-lupa

Amarante, V., Galván, M. y Mancero, X. (abril 2016). Desigualdad en América Latina: una medición global. *Revista CEPAL*, *2016*(118), Comisión Económica para América Latina y el Caribe. https://hdl.handle.net/11362/40008

Banco Mundial. (enero 2014). *Cuando la Prosperidad no es Compartida Los Vínculos Débiles entre el Crecimiento y la Equidad en la República Dominicana*. https://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank/document/LAC/reporte_DR.pdf

Barro, R. (1999). Inequality, growth and investment. *NBER Working Paper Series*, (7038), National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w7038

Batthyány, K., Cabrera, M. y Macadar, D. (2004). La pobreza y la desigualdad en América Latina. *Cuadernos Ocasionales*, (04), Social Watch. https://archivo.mides.gub.uy/innovaportal/file/21597/1/24_pobreza_y_desigualdad_en_america_latina.pdf

Bodea, C., Houle, C. y Hyunwoo, K. (2021). Do financial crises increase income inequality? *World Development*, *147*. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105635

Borjas, G. J. (2020). *Labor economics* (8.ª ed.). McGraw-Hill Education. https://www.mheducation.com/highered/product/Labor-Economics-Borjas.html

Bornschier, V. y Ballmer-Cao, T.-H. (1979). Income inequality: a cross-national study of the relationships between mnc-penetration, dimensions of the power structure and income distribution. *American Sociological Review*, *44*(3), 487–506. https://doi.org/10.2307/2094889

Bourguignon, F. y Morrisson, C. (2002). Inequality Among World Citizens: 1820-1992. *The American Economic Review*, *92*(4), 727–744. https://doi.org/10.1257/00028280260344443

Busso, M. y Messina, J. (2020). The inequality crisis Latin America and the Caribbean at the Crossroads. Inter-American Development Bank http://dx.doi.org/10.18235/0002629

Cornia, G. A., Addison, T. y Kiiski, S. (marzo 2003). *Income Distribution Changes and their Impact in the Post-World War II Period*. Discussion Paper 2003/28, World Institute for Development Economics Research. https://digitallibrary.un.org/record/536478?v=pdf

Cuadrado-Roura, J. R., Mancha, T., Villena, J. E., Casares, J., González, M., Marín, J. M. y Peinado, M. L. (2005). La distribución de la renta: conceptos básicos y causas de desigualdad. En *Política económica: objetivos e instrumentos* (4.ª ed., pp. 244–247). McGraw-Hill.

Dagum, C. (1980). Sistemas generadores de distribución del ingreso y la ley de Pareto. *El Trimestre Económico*, *47*(188), Fondo de Cultura Económica, 877–917. https://www.jstor.org/stable/23395018

Danziger, S., Haveman, R. y Smolensky, E. (1976). The Measurement and Trend of Inequality: Comment. *The American Economic Review*, *67*(3), 505–512. http://www.jstor.org/stable/1831424

Fundación Konrad Adenauer. (2017). *Salarios, desigualdad y crecimiento*. Instituto Idies, Universidad Rafael Landívar. https://www.kas.de/documents/252038/253252/7_dokument_dok_pdf_51082_4.pdf/fbc2b57f-3080-e1ef-62c0-802f200bf97e?version=1.0

Gini, C. (1912). *Variabilità e mutabilità: contributo allo studio delle distribuzioni e delle relazioni statistiche*. Bologna.

Guzmán, R. M. (2010). *Composición Económica Dominicana. El Estrato de Ingreso Medios en el Umbral del Siglo XXI*. Santo Domingo: Ministerio de Economía, Planificación y Desarrollo, Editora Corripio.

Hadavand, A. (2016). *Anatomy of Income Inequality in the United States: 1979-2013*. City University of New York, The Graduate Center, Department of Economic, New York. https://web.gc.cuny.edu/sites/default/files/2021-07/Anatomy_of_Income_Inequality_in_the_US-7%28AH%29.pdf

Hammill, M. (2005). Income Inequality in Central America, Dominican Republic and Mexico: Assessing the Importance of Individual and Household Characteristics. *Serie Estudios y Perspectivas*, (43), Comisión Económica para América Latina. https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/fa9d0503-57c5-4fa3-bd93-3bd309c259e0/content

Heckman, J. (1974). Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, *42*(4), 679–694. https://doi.org/10.2307/1913937

Holguín, F. (1971). Índice de Gini modificado para medir la desigualdad de estudios en la población. *Revista Mexicana de Sociología*, *33*(1). https://revistamexicanadesociologia.unam.mx/index.php/rms/article/view/58180

Kliksberg, B. (2007). ¿Cómo avanzar la participación en América Latina, el continente más desigual? Anotaciones estratégicas. *Revista del CLAD Reforma y Democracia*, (37), 1–27. https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=357533669002

Koenker, R. y Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, *46*(1), 33–50. https://doi.org/10.2307/1913643

Kuhn, P. y Lozano, F. (diciembre 2005). The Expanding Workweek? Understanding Trends in Long Work Hours Among U.S. Men, 1979-2004. *NBER Working Paper Series*, (11895). https://doi.org/10.3386/w11895

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, *45*(1), 1–28. http://www.jstor.org/stable/1811581

Lakner, C. y Milanovic, B. (2013). Global Income Distribution: From the Fall of the Berlin Wall to the Great Recession. *Policy Research Working Paper*, (6719). http://documents.worldbank.org/curated/en/914431468162277879

Londoño, J. L. y Székely, M. (2019). Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970–1995. *Journal of Applied Economics*, *3*(1), 93–134. https://doi.org/10.1080/15140326.2000.12040547

López, A., Ruiz-Arranz, M., Eggers Prieto, C., Barrios, J. J., Laloum, M., Prat, J., Leslie, J., Martin, L., Gutiérrez Juárez, P., Monge, J. M., Escobar, J., Teixeira, G., Linares, J., Anglade, B., Zelaya, R., Jiménez, S., Díaz, K., Filippo, A., Martínez, A., … Zentner, J. (2020). *Desigualdad y descontento social: Cómo abordarlos desde la política pública Informe económico sobre Centroamérica, Haití, México, Panamá y República Dominicana*. Inter-American Development Bank. http://dx.doi.org/10.18235/0002965

Lorenz, M. O. (1905). Methods of Measuring the Concentration of Wealth. *Publications of the American Statistical Association*, *9*(70), 209–219. https://doi.org/10.1080/15225437.1905.10503443

Marquillas, J. M. (1980). Algunos resultados sobre la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini. *Cuadernos de Economía*, *8*(22), 191–224. http://hdl.handle.net/10486/5808

Medina, F. (2001). Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso. *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, (43), Comisión Económica para América Latina. https://hdl.handle.net/11362/4788

Medina, F. y Galván, M. (2008). Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005. *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, (33), Comisión Económica para América Latina. https://hdl.handle.net/11362/4767

Milanovic, B. (2006). Global income inequality: what it is and why it matters. *Policy Research Working Paper*, (3865). http://documents.worldbank.org/curated/en/543861468138858203

Milanovic, B. y Muñoz de Bustillo, R. (2008). La desigualdad de la distribución de la renta en América Latina: situación, evolución y factores explicativos. *América Latina Hoy*, *48*, 15–42. https://doi.org/10.14201/alh.1357

Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, *66*(4), 281–302. https://doi.org/10.1086/258055

Mincer, J. A. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research.

Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, *33*(2), 160–217. http://www.jstor.org/stable/40969831

Morillo, A. (2008). Medición de la pobreza monetaria mediante las Encuestas de Fuerza de Trabajo (EFT) del Banco Central de la República Dominicana: propuesta metodológica y resultados 2000-2008. *Texto de Discusión*, (12). https://mepyd.gob.do/publicaciones/medicion-de-la-pobreza-monetaria-mediante-las-encuestas-de-fuerza-de-trabajo-eft-del-banco-central

Oficina Nacional de Estadística. (2021). *Perfiles de pobreza monetaria en República Dominicana 2010-2019*. https://www.one.gob.do/publicaciones/2021/perfiles-de-pobreza-monetaria-en-republica-dominicana-2010-2019/

Olis, I. M. (2018). *Índices de Gini en Latinoamérica y el Caribe 1990-2010*. Universidad del Rosario, Bogotá. https://www.researchgate.net/publication/328511978_Indices_de_Gini_en_Latinoamerica_y_el_Caribe_1990-2010

Ostry, J. D., Berg, A. y Tsangarides, C. G. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth. *Staff Discussion Notes*, *2014*(002). https://doi.org/10.5089/9781484352076.006

OXFAM International. (2016). *Privilegios que niegan derechos*. Editora Búho. https://www.oxfam.org/es/informes/privilegios-que-niegan-derechos

Paglin, M. (septiembre 1975). The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision. *The American Economic Review*, *65*(4), 598–609. http://www.jstor.org/stable/1806537

Pareto, V. (1897). *Cours d'économie politique* (Vol. 2). Lausanne.

Patrinos, H. A. (2016). *Estimating the return to schooling using the Mincer equation*. IZA World of Labor. https://doi.org/10.15185/izawol.278

Portnoy, S. y Koenker, R. (1997). The Gaussian Hare and the Laplacian Tortoise: Computability of Squared-Error versus Absolute-Error Estimators. *Statistical Science*, *12*(4), 279–296. http://www.jstor.org/stable/2246216

Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2021). *Atrapados: Alta desigualdad y bajo crecimiento en América Latina y el Caribe*. Informe Regional de Desarrollo Humano. https://www.latinamerica.undp.org/content/rblac/es/home/library/human_development/regional-human-development-report-2021.html

Qureshi, Z. (2017). Trends in income inequality: Global, inter-country, and within countries. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2017/12/global-inequality.pdf

Ramirez, F. A. (2012). Descomponiendo la Desigualdad Salarial en la República Dominicana: Análisis Empírico para el Periodo 2000-2011. *MPRA Paper*, (51993). https://mpra.ub.uni-muenchen.de/51993/

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2009). *This time is different: Eight centuries of financial folly*. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400831722

Ricardo, D. (1817). *Principles of Political Economy and Taxation*. John Murray.

Sen, A. K. (1979). Equality of what? En *The Tanner lectures on human values* (Vol. 1, pp. 195–220). Eds. Cambridge University Press. https://tannerlectures.org/lectures/equality-of-what/

Sen, A. K. (1999). *Development As Freedom*. Oxford University Press.

Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London.

Sojo, A. y Uthoff, A. (2006). *Desempeño económico y política social en América Latina y el Caribe*. Distribuciones Fontamara. https://hdl.handle.net/11362/1953

Souma, W. (2001). *Universal Structure of the Personal Income Distribution*. Kyoto University. https://doi.org/10.48550/arXiv.cond-mat/0011373

Stiglitz, J. E. (2012). *El Precio de la Desigualdad*. Taurus.

Williamson, J. G. (abril-junio 2014). La desigualdad de América Latina: ¿orígenes de la colonia, auges de productos básicos o una igualación perdida del siglo XX? *Boletín*, *LX*(2), 136–160. https://www.cemla.org/boletin.html

Apéndice

Cuadro A2.1. Principales estadísticos

	Media	Mediana	Mínimo	Máximo
# Miembros del hogar	1.736	1	1	12
Sexo	0.621	1	0	1
Nivel educativo	1.939	2	1	4
Rama de la actividad	2.596	3	1	4
Formalidad	0.446	0	0	1
Región	2.195	2	1	4
Estado Civil	0.550	1	0	1
Grupo etario	2.486	3	1	4
Experiencia	7.900	4	0	64
log(Ingresos por hora)	4.364	4.325	0.133	7.607
	Desv. Típica	**Coef. Variación**	**Asimetría**	**Exceso de curtosis**
# Miembros del hogar	1.104	0.636	2.225	7.132
Sexo	0.485	0.781	-0.500	-1.750
Nivel educativo	0.892	0.460	0.598	-0.528
Rama de la actividad	0.778	0.300	-0.820	-0.027
Formalidad	0.497	1.115	0.218	-1.953
Región	1.030	0.469	0.441	-0.947
Estado Civil	0.498	0.904	-0.202	-1.959
Grupo etario	0.879	0.354	-0.030	-0.709
Experiencia	9.742	1.233	2.005	4.611
log(Ingresos por hora)	0.759	0.174	0.055	1.618
	Percentil 5	**Percentil 95**	**Rango IQ**	**Obs. ausentes**
# Miembros del hogar	1	4	1	0
Sexo	0	1	1	0
Nivel educativo	1	4	2	0
Rama de la actividad	1	4	1	0
Formalidad	0	1	1	0
Región	1	4	2	0
Estado Civil	0	1	1	0
Grupo etario	1	4	1	0
Experiencia	0.10	30.000	9.900	0
log(Ingresos por hora)	3.187	5.703	0.875	0

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2.2. Codificación de variables categóricas

Sexo:	**Formalidad:**
Masculino = 1	Formal = 1
Femenino = 0	Informal = 0
Nivel educativo:	**Rama de la actividad:**
Primario = 1	Extractivo = 1
Secundario = 2	Industrial = 2
Universitario = 3	Servicios = 3
Ninguno = 4	Público = 4
Región:	**Grupo etario:**
Metro = 1	15 - 24 = 1
Norte = 2	25 - 39 = 2
Sur = 3	40 - 59 = 3
Este = 4	60 y más = 4
Estado civil:	
Casado/Unión libre = 1	
Soltero/Viudo/Separado/Divorciado = 0	

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2.3 (in extenso). Estimaciones de deciles para variable Sexo; 2020.t4
(variable dependiente: logaritmo del ingreso por hora)

Decil	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Decil	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t
	Constante				**Sector Industrial**		
0.1	2.829	0.077	36.644	0.1	0.161	0.046	3.516
0.2	3.151	0.062	51.136	0.2	0.187	0.037	5.109
0.3	3.300	0.054	61.513	0.3	0.202	0.032	6.330
0.4	3.380	0.053	63.514	0.4	0.236	0.032	7.451
0.5	3.479	0.044	78.303	0.5	0.246	0.026	9.310
0.6	3.593	0.050	72.416	0.6	0.276	0.029	9.365
0.7	3.722	0.051	73.298	0.7	0.318	0.030	10.555
0.8	3.921	0.062	63.734	0.8	0.336	0.037	9.209
0.9	4.065	0.074	54.660	0.9	0.403	0.044	9.120
	Cantidad miembros del hogar				**Sector Público**		
0.1	-0.047	0.013	-3.617	0.1	0.344	0.073	4.704
0.2	-0.040	0.010	-3.863	0.2	0.352	0.058	6.027
0.3	-0.013	0.009	-1.403	0.3	0.371	0.051	7.296
0.4	-0.004	0.009	-0.428	0.4	0.402	0.050	7.968
0.5	-0.002	0.008	-0.291	0.5	0.405	0.042	9.610
0.6	-0.005	0.008	-0.599	0.6	0.396	0.047	8.427
0.7	-0.009	0.009	-1.099	0.7	0.486	0.048	10.109
0.8	-0.017	0.010	-1.601	0.8	0.561	0.058	9.626
0.9	-0.013	0.013	-1.058	0.9	0.625	0.070	8.868
	Sexo				**Región Norte**		
0.1	0.353	0.029	12.025	0.1	0.081	0.033	2.503
0.2	0.294	0.023	12.520	0.2	0.045	0.026	1.728
0.3	0.265	0.020	12.985	0.3	0.030	0.023	1.313
0.4	0.275	0.020	13.551	0.4	0.022	0.022	0.986
0.5	0.274	0.017	16.171	0.5	0.035	0.019	1.880
0.6	0.281	0.019	14.877	0.6	0.021	0.021	1.009
0.7	0.261	0.019	13.489	0.7	0.062	0.021	2.910
0.8	0.204	0.023	8.724	0.8	0.097	0.026	3.762
0.9	0.209	0.028	7.382	0.9	0.157	0.031	5.002
	Sector Formal				**Región Sur**		
0.1	0.186	0.030	6.313	0.1	-0.135	0.039	-3.452
0.2	0.137	0.024	5.821	0.2	-0.161	0.031	-5.146
0.3	0.096	0.021	4.679	0.3	-0.182	0.027	-6.667
0.4	0.076	0.020	3.723	0.4	-0.180	0.027	-6.639
0.5	0.055	0.017	3.253	0.5	-0.156	0.023	-6.908
0.6	0.032	0.019	1.679	0.6	-0.140	0.025	-5.543
0.7	-0.005	0.019	-0.257	0.7	-0.105	0.026	-4.086

Decil	Coefi-ciente	Desv. Típica	Estadístico t	Decil	Coefi-ciente	Desv. Típica	Estadístico t
0.8	-0.053	0.024	-2.239	0.8	-0.061	0.031	-1.947
0.9	-0.078	0.028	-2.730	0.9	-0.024	0.038	-0.635
	Estado Civil				**Región Este**		
0.1	0.062	0.027	2.262	0.1	-0.193	0.041	-4.681
0.2	0.044	0.022	1.994	0.2	-0.131	0.033	-3.968
0.3	0.062	0.019	3.241	0.3	-0.131	0.029	-4.578
0.4	0.088	0.019	4.622	0.4	-0.089	0.028	-3.119
0.5	0.078	0.016	4.934	0.5	-0.081	0.024	-3.409
0.6	0.068	0.018	3.848	0.6	-0.100	0.027	-3.764
0.7	0.078	0.018	4.305	0.7	-0.078	0.027	-2.861
0.8	0.093	0.022	4.247	0.8	-0.062	0.033	-1.887
0.9	0.064	0.026	2.405	0.9	-0.023	0.040	-0.580
	Experiencia				**15 – 24 años**		
0.1	0.024	0.004	6.690	0.1	0.219	0.044	4.952
0.2	0.027	0.003	9.375	0.2	0.142	0.035	4.033
0.3	0.026	0.002	10.435	0.3	0.141	0.031	4.591
0.4	0.023	0.002	9.374	0.4	0.142	0.030	4.668
0.5	0.024	0.002	11.761	0.5	0.144	0.025	5.683
0.6	0.025	0.002	10.672	0.6	0.139	0.028	4.893
0.7	0.024	0.002	10.091	0.7	0.127	0.029	4.384
0.8	0.023	0.003	8.116	0.8	0.121	0.035	3.437
0.9	0.020	0.003	5.797	0.9	0.136	0.043	3.205
	Educación secundaria				**25 – 39 años**		
0.1	0.056	0.032	1.741	0.1	0.199	0.049	4.103
0.2	0.094	0.026	3.633	0.2	0.152	0.039	3.932
0.3	0.089	0.022	3.974	0.3	0.164	0.034	4.853
0.4	0.085	0.022	3.836	0.4	0.186	0.033	5.545
0.5	0.090	0.019	4.829	0.5	0.205	0.028	7.347
0.6	0.099	0.021	4.783	0.6	0.226	0.031	7.234
0.7	0.091	0.021	4.274	0.7	0.224	0.032	7.007
0.8	0.068	0.026	2.630	0.8	0.244	0.039	6.321
0.9	0.108	0.031	3.484	0.9	0.302	0.047	6.450
	Educación universitaria				**40 – 59 años**		
0.1	0.286	0.041	7.051	0.1	-0.052	0.061	-0.853
0.2	0.388	0.032	11.986	0.2	0.027	0.049	0.557
0.3	0.460	0.028	16.309	0.3	0.053	0.043	1.244
0.4	0.510	0.028	18.239	0.4	0.120	0.042	2.831
0.5	0.589	0.023	25.228	0.5	0.154	0.035	4.358
0.6	0.705	0.026	27.036	0.6	0.173	0.040	4.367

Decil	Coefi-ciente	Desv. Típica	Estadístico t	Decil	Coefi-ciente	Desv. Típica	Estadístico t
0.7	0.804	0.027	30.121	0.7	0.180	0.040	4.439
0.8	0.894	0.032	27.642	0.8	0.241	0.049	4.921
0.9	1.010	0.039	25.828	0.9	0.368	0.059	6.205
	Sin educación formal				**(Experiencia)^2**		
0.1	-0.018	0.059	-0.309	0.1	-0.0003	0.0001	-3.2097
0.2	-0.025	0.047	-0.535	0.2	-0.0004	0.0001	-5.7169
0.3	-0.043	0.041	-1.055	0.3	-0.0004	0.0001	-6.4399
0.4	-0.059	0.041	-1.448	0.4	-0.0003	0.0001	-5.4136
0.5	-0.056	0.034	-1.646	0.5	-0.0004	0.0001	-7.1628
0.6	-0.076	0.038	-1.999	0.6	-0.0004	0.0001	-6.7969
0.7	-0.111	0.039	-2.865	0.7	-0.0004	0.0001	-6.2652
0.8	-0.133	0.047	-2.840	0.8	-0.0004	0.0001	-5.0279
0.9	-0.173	0.057	-3.037	0.9	-0.0002	0.0001	-2.8249
	Sector Extractivo						
0.1	0.305	0.050	6.105				
0.2	0.345	0.040	8.652				
0.3	0.361	0.035	10.394				
0.4	0.365	0.034	10.574				
0.5	0.377	0.029	13.097				
0.6	0.391	0.032	12.154				
0.7	0.395	0.033	12.006				
0.8	0.409	0.040	10.261				
0.9	0.412	0.048	8.558				

Fuente: elaboración propia.
Nota: * Desviaciones típicas asintóticas asumiendo IID. n = 7,112. La desviación típica y la mediana de la variable dependiente son 0.759 y 4.325, respectivamente.

Cuadro A2.4. Pérdida de ingresos salariales a causa de la pandemia

		i. A diciembre 2019	ii. Crecimiento promedio % inter-trimestral 2014-2019	
	Perceptores de ingreso	4,649,687.99	0.86%	
	Horas trabajadas	40.56	-0.14%	
	Salario por horas	113.77	1.69%	
	Valores observados y estimados usando i y ii:			
		Estimado	**Observado**	**Diferencias**
	Perceptores de ingreso	4,689,803.66	4,544,511.40	
2020.t1	Horas trabajadas	40.50	39.19	
	Salario por horas	115.69	115.80	
	Ingreso total (MM)	**21,975.51**	**20,623.91**	**-1,351.60**
	Perceptores de ingreso	4,730,265.42	4,190,854.35	
2020.t2	Horas trabajadas	40.45	37.09	
	Salario por horas	117.64	98.77	
	Ingreso total (MM)	**22,507.55**	**15,352.69**	**-7,154.86**
	Perceptores de ingreso	4,771,076.28	4,231,530.36	
2020.t3	Horas trabajadas	40.39	39.81	
	Salario por horas	119.62	103.24	
	Ingreso total (MM)	**23,052.48**	**17,391.52**	**-5,660.96**
	Perceptores de ingreso	4,812,239.23	4,346,295.13	
2020.t4	Horas trabajadas	40.34	40.10	
	Salario por horas	121.64	104.33	
	Ingreso total (MM)	**23,610.60**	**18,183.30**	**-5,427.30**
			TOTAL (semanal, MM):	**-19,594.71**
			TOTAL (trimestral, MM):	**-254,731.25**

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2.5. Pérdida de ingresos salariales por deciles

		D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
Valores a diciembre 2019	Perceptores de ingreso	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969	464,969
	Horas trabajadas	43.28	44.73	42.68	41.98	42.75	41.81	40.11	38.57	37.14	32.55
	Salario por horas	27.14	44.52	55.60	65.67	76.69	89.37	106.89	135.98	194.29	432.69
Tasa promedio 2014-2019 (%)	Perceptores de ingreso	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86
	Horas trabajadas	-0.22	-0.40	-0.31	-0.30	-0.02	0.10	-0.06	-0.13	0.29	0.01
	Salario por horas	3.68	2.53	2.27	2.11	1.94	1.80	1.68	1.56	1.52	1.19
Ingresos estimados (MM)	2020.t1	570	954	1,135	1,316	1,567	1,786	2,043	2,495	3,445	6,684
	2020.t2	595	982	1,167	1,352	1,611	1,835	2,094	2,552	3,538	6,823
	2020.t3	621	1,012	1,200	1,388	1,656	1,887	2,146	2,611	3,633	6,964
	2020.t4	648	1,042	1,234	1,425	1,703	1,939	2,200	2,671	3,731	7,108
	Total	**2,433**	**3,990**	**4,735**	**5,481**	**6,537**	**7,447**	**8,483**	**10,328**	**14,347**	**27,579**
Ingresos Observados (MM)	2020.t1	536	896	1,135	1,308	1,501	1,691	1,972	2,371	3,157	6,057
	2020.t2	64	521	811	1,019	1,209	1,349	1,570	1,905	2,513	4,391
	2020.t3	285	714	912	1,085	1,285	1,460	1,677	2,001	2,705	5,269
	2020.t4	398	777	997	1,111	1,349	1,547	1,727	2,101	2,778	5,399
Diferencias (trimestres, MM)	2020.t1	439	748	(8)	111	862	1,231	927	1,608	3,743	8,160
	2020.t2	6,905	5,995	4,628	4,326	5,224	6,328	6,812	8,407	13,322	31,609
	2020.t3	4,365	3,876	3,745	3,943	4,832	5,549	6,101	7,932	12,063	22,035
	2020.t4	3,252	3,449	3,072	4,083	4,600	5,097	6,139	7,405	12,385	22,215
	Total (MM)	**14,960**	**14,067**	**11,437**	**12,463**	**15,518**	**18,206**	**19,979**	**25,351**	**41,514**	**84,019**
Total estimado (MM)		**31,629**	**51,870**	**61,554**	**71,259**	**84,986**	**96,810**	**110,281**	**134,269**	**186,508**	**358,521**
Pérdida (% potencial)		**47.30**	**27.12**	**18.58**	**17.49**	**18.26**	**18.81**	**18.12**	**18.88**	**22.26**	**23.43**

Fuente: elaboración propia.

3. ESTIMACIÓN DE LA NAIRU, LA INFLACIÓN DE LARGO PLAZO Y EL PRODUCTO POTENCIAL: IMPLICACIONES PARA LA POLÍTICA MONETARIA EN LA REPÚBLICA DOMINICANA

Estimación de la NAIRU, la inflación de largo plazo y el producto potencial: implicaciones para la política monetaria en la República Dominicana

Fidel E. Morla[1] Paola E. Pérez[2]

Resumen*

Este estudio tiene como objetivo estimar la tasa de desempleo que no acelera la inflación (NAIRU) para la República Dominicana, considerando las particularidades de su mercado laboral, marcado por rigideces y la existencia de un salario mínimo. Utilizando la técnica del filtro de Kalman multivariado con variables exógenas explícitas, se sigue el enfoque metodológico de Logeay y Tober (2003), Doménech y Gómez (2006) y Rodríguez (2009). Los resultados sitúan el promedio de la NAIRU en torno al 4.79 %, y una tasa de desempleo consistentemente por debajo de este se asocia a presiones inflacionarias, lo que requiere atención por parte de las autoridades monetarias. Además, se estima un crecimiento del producto potencial promedio de 4.97 % y una inflación de largo plazo de 3.97 %, alineada con la meta de inflación del Banco Central. El estudio subraya la importancia de implementar reformas estructurales que mejoren la flexibilidad laboral, promuevan la inversión y mantengan el anclaje de las expectativas de inflación. También destaca la necesidad de un monitoreo constante del crecimiento del crédito para evitar riesgos financieros que puedan comprometer la estabilidad macroeconómica. Las conclusiones apuntan a la necesidad de políticas que fortalezcan la capacidad de la economía dominicana para crecer de manera sostenible en un entorno global cada vez más complejo.

Palabras clave: NAIRU, República Dominicana, filtro de Kalman, política monetaria, mercado laboral

Clasificación JEL: E24, E31, E52, C32

[1] Departamento de Regulación y Estabilidad Financiera.
[2] Departamento de Programación Monetaria y Estudios y Económicos.
Para preguntas y comentarios escribir a *f.morla@bancentral.gov.do* o *pe.perez@bancentral.gov.do*.
* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Estimating the NAIRU, Long-Term Inflation, and Potential Output: implications for the Dominican Republic's Monetary Policy

Fidel E. Morla[3] *Paola E. Pérez*[4]

Abstract[**]

This study estimates the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) for the Dominican Republic, considering the particularities of its labor market, such as rigidity and the presence of a minimum wage. A model of unobserved components and the multivariate Kalman filter technique are employed, following the approaches of Logeay and Tober (2003), Doménech and Gómez (2006), and Rodríguez (2009). The average NAIRU is estimated at 4.79 % and unemployment rates consistently below it are associated with inflationary pressures, which warrants attention from monetary authorities. Potential GDP growth is estimated at 4.97 %, and long-term inflation at 3.97 %, consistent with the Central Bank's inflation target. The study underscores the importance of implementing structural reforms that improve labor flexibility, promote investment, and maintain well-anchored inflation expectations. It also highlights the need for constant monitoring of credit growth to avoid financial risks that could compromise macroeconomic stability. Conclusions point to the need for policies that strengthen the economy's capacity to grow sustainably in an increasingly complex global environment.

Keywords: NAIRU, Dominican Republic, Kalman filter, monetary policy, labor market

JEL Classification: E24, E31, E52, C32

[3] *Department of Financial Regulation and Stability.*

[4] *Department of Monetary Programming and Economic Studies.*
For questions and comments write to f.morla@bancentral.gov.do or pe.perez@bancentral.gov.do.

[**] *The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.*

3.1. Introducción

La política monetaria se centra habitualmente en el análisis de las discrepancias entre las principales variables económicas y sus respectivos niveles neutrales. Un valor neutral no observable de estas variables se asocia con una inflación estable y al cierre de la brecha de producto a mediano plazo. Por ejemplo, las variaciones en la tasa de interés de corto plazo respecto a su nivel neutral (conocida en la literatura como la tasa de interés real neutral, TIRN) indican si la política monetaria es expansiva o contractiva.

Del mismo modo, al evaluar la producción y el desempleo, las diferencias con respecto a sus valores de largo plazo pueden revelar el estado actual de la economía. La tasa de desempleo que no acelera la inflación (NAIRU, por sus siglas en inglés) es una variable que representa un nivel de desempleo consistente con una inflación estable en el corto-mediano plazo, sujeta a las condiciones actuales de la economía, y de alta relevancia para los hacedores de política y la implementación de la política monetaria (Gordon, 1997).

La insuficiencia de la curva de Phillips para explicar la simultaneidad de inflación creciente y desempleo elevado condujo a un renovado interés en la teoría clásica sobre estas variables. En este contexto, Friedman (1968) introdujo el concepto de «tasa natural de desempleo», que eventualmente por el trabajo de Modigliani y Papademos (1975), seguido de los aportes realizados por Tobin (1980), se le reconoció como la NAIRU, con la característica de ser una variable no observable o latente.

La discrepancia entre la tasa de desempleo efectiva y la NAIRU indica la necesidad de un cambio en la política económica, que varía dependiendo de si la NAIRU es inferior o superior a la tasa de desempleo observada (El Ouardani y Soussi, 2020; Fabiani y Mestre, 2000; Arango y Posada, 2006). Un desempleo que se encuentra por debajo de la NAIRU señala un mercado laboral tenso, reflejando posibles dificultades de las empresas para reclutar trabajadores cualificados bajo condiciones cada vez más exigentes, lo que puede generar presiones

salariales al alza y, en consecuencia, un incremento en los precios al productor y al consumidor, lo que demanda la implementación de medidas antiinflacionarias. En contraste, el marco neokeynesiano sugiere que, si la tasa de desempleo supera la NAIRU, se puede adoptar una política monetaria expansiva sin generar presiones inflacionarias desde ese sector.

Una distinción clave respecto a la «tasa natural de desempleo» es que se asocia con el equilibrio Wickselliano[5] en el mercado laboral, mientras que la NAIRU incorpora, además, las condiciones estructurales de este mercado, factores de inercia que afectan las fluctuaciones económicas (King, 1998), y por lo tanto, se puede describir como la tasa de desempleo a la cual la inflación se estabiliza sin necesidad de ajustes en los salarios y precios (Ball y Mankiw, 2002; Fabiani y Mestre, 2001). En este contexto, se puede concluir que, la NAIRU corresponde a aquel componente del desempleo determinado por factores estructurales, institucionales y comportamentales de la economía que no se ve afectado directamente por elementos cíclicos de corto plazo.

Sin embargo, Restrepo (2006) explica que la NAIRU experimenta cambios a lo largo del tiempo, que pueden deberse tanto a las condiciones estructurales del mercado laboral (tales como competitividad, flexibilidad y movilidad), como a factores cíclicos de menor frecuencia, incluyendo choques macroeconómicos. En línea con Blanchard y Katz (1997), estos demuestran que la NAIRU se ve influenciada por el desempleo friccional y por los métodos de fijación de salarios; depende del nivel de productividad, que a su vez influye en el salario que las empresas están dispuestas a ofrecer frente al salario mínimo aceptable por los trabajadores; así como de otros factores que impactan la oferta y demanda de trabajo, incluyendo la carga impositiva.

Con estos antecedentes, el principal objetivo de este estudio es establecer una medida de la NAIRU para la República Dominicana, considerando las particularidades de su mercado laboral, como la falta de flexibilidad y la presencia de un salario mínimo. Para ello, se empleó la técnica

[5] En equilibrio Wickselliano, con una brecha de producto neutra y un desempleo que se sitúa en torno a su «tasa natural»; no hay presiones sistemáticas para que los salarios y los precios experimenten una aceleración o desaceleración.

del Filtro de Kalman (FK)[6] multivariado con variables exógenas explícitas, siguiendo los enfoques de Logeay y Tober (2003), Doménech y Gómez (2006), y Rodríguez (2009).

Existe una amplia gama de estudios que ha aplicado distintas metodologías para estimar y entender la NAIRU y su evolución temporal (Gordon, 1997; Irac, 2000; Logeay y Tober, 2003; Arango y Posada, 2006; Ball y Mankiw, 2002). Dentro de la literatura, se identifican razones que pueden explicar los cambios en la NAIRU a lo largo del tiempo, entre ellas: adaptaciones en el mercado laboral que permiten reducciones del desempleo a largo plazo sin generar presión inflacionaria; cambios en las políticas económicas; ajustes en la tasa natural de desempleo debido a transformaciones estructurales en la economía; variaciones en las expectativas de inflación entre trabajadores y empleadores; y la demografía y las fluctuaciones en la productividad.

Por otro lado, Ball y Mankiw (2002) señalan que la NAIRU posee una utilidad limitada dentro del ciclo económico, basados en que, cualquier teoría que sostenga que las variaciones en la política monetaria y en la demanda agregada, generan movimientos opuestos en la inflación y el desempleo a corto plazo, son cuestionables. Esas interacciones producen una compensación a corto plazo, permitiendo la existencia de un nivel de desempleo que coexista con una inflación estable, por lo que un incremento en la inflación no puede disminuir de manera sostenida el desempleo, del mismo modo que una reducción de la inflación no implica costos permanentes en términos de un aumento en la tasa de desempleo (Arango y Posada, 2006).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: en la siguiente sección se realiza una revisión de la literatura, que explora la evolución histórica del concepto de NAIRU y su relevancia en la política macroeconómica. Posteriormente, en el desarrollo metodológico se discuten los avances en las técnicas de estimación de variables macroeconómicas no observables, con énfasis en el uso del FK multivariado. A continuación, se presenta evidencia

[6] Este filtro fue propuesto inicialmente por Kalman (1960).

empírica sobre la NAIRU al analizar estudios previos y sus hallazgos significativos. Se incorpora también un análisis sobre el impacto de la pandemia COVID-19 en la economía dominicana y en la estimación de la NAIRU. En el marco teórico y metodología, se detalla el modelo adoptado en este estudio, incluyendo las especificaciones técnicas y las ecuaciones fundamentales. Le siguen los resultados de la estimación del modelo aplicado a la República Dominicana y se analizan sus implicaciones económicas. Finalmente, se presentan las conclusiones y se discuten las implicaciones para la política monetaria, incluyendo una reflexión sobre el uso de políticas monetarias no convencionales, así como posibles direcciones para investigaciones futuras.

3.2. Revisión de literatura

3.2.1. Evolución histórica del concepto NAIRU

La idea de una NAIRU emergió en la década de 1970, en un contexto donde los economistas buscaban comprender la dinámica entre el desempleo y la inflación. Este periodo fue marcado por el fenómeno de la estanflación, caracterizado por altos niveles de inflación y desempleo simultáneos, lo cual contradecía la relación inversa sugerida por la curva de Phillips. Fue en este entorno que economistas como Phelps (1967) y Friedman (1968) introdujeron la hipótesis de la «tasa natural de desempleo», precursora del concepto de la NAIRU. Según esta hipótesis, existe un nivel específico de desempleo en el cual la inflación no se acelera, un concepto que se convertiría en un pilar fundamental para el desarrollo de políticas macroeconómicas futuras.

De forma paralela, el concepto de la brecha de producción —definida como la diferencia entre el producto real y su potencial— comenzó a adquirir relevancia. Esta brecha se considera un indicador esencial de la fluctuación económica cíclica, con un impacto significativo en la inflación y como guía para la implementación de políticas económicas.

Gordon (1997) argumenta que la NAIRU, entendida como la tasa de desempleo que coincide con una inflación estable, puede variar con el tiempo debido a factores de largo plazo, como los choques de demanda y cambios en las condiciones de oferta. A través de su análisis, Gordon

demostró que la NAIRU en los Estados Unidos de América (EUA) ha mantenido fluctuaciones dentro de un margen relativamente estrecho a lo largo de los últimos cuarenta años. Sus hallazgos desafían la idea de una amplia incertidumbre en torno a las estimaciones de la NAIRU, proponiendo en cambio una relación más estable y predecible entre desempleo e inflación de lo previamente considerado. Este estudio subraya la importancia de reconocer la variabilidad de la NAIRU para formular una política monetaria efectiva.

Posteriormente, Gordon (1998) aborda la notable estabilidad de las tasas de inflación a mediados de los años 90, a pesar de los bajos niveles de desempleo, fenómeno conocido como *«Goldilocks economy»*. Este análisis sugiere que la estabilidad inflacionaria se debió a una mezcla de choques de oferta y una NAIRU que varía a lo largo del tiempo. Gordon critica las explicaciones predominantes de este fenómeno, incluida la teoría de la «nueva economía» y las objeciones a la curva de Phillips, ofreciendo una visión más matizada de cómo contribuyeron ciertos factores a un periodo de crecimiento económico sin presiones inflacionarias. Este enfoque desafía los modelos macroeconómicos convencionales, sugiriendo una complejidad y adaptabilidad mayor de lo previamente reconocido.

El estudio comparativo de Fabiani y Mestre (2000) sobre diversas medidas de la NAIRU en la zona euro complementa esta discusión al examinar las fortalezas y debilidades de distintas metodologías de estimación. Su investigación se destaca en la variedad metodológica y enriquece la comprensión del vínculo entre inflación y desempleo, resaltando la importancia de adaptar los enfoques de estimación a las condiciones económicas dadas de cada región.

Profundizar en el análisis con una revisión crítica de los principios teóricos y las consecuencias prácticas de la NAIRU, es lo que hacen Ball y Mankiw (2002), destacando cómo ha evolucionado desde su concepción y cuáles han sido los retos empíricos asociados a su estimación. Ellos señalan que cambios en la dinámica del mercado laboral, la productividad y las tendencias demográficas tiendes a influir significativamente en la NAIRU, afectando el equilibrio entre las políticas enfocadas a inflación y desempleo. Esta perspectiva es vital para

entender las metodologías empíricas desarrolladas posteriormente, que buscan abordar las complejidades de estimar la NAIRU y otras variables macroeconómicas clave.

Es crucial subrayar que el desarrollo conceptual de la NAIRU ha ido de la mano con la evolución teórica de conceptos fundamentales como la brecha de producción y la inflación de largo plazo. Por un lado, el concepto de producto potencial, que Okun (1962) interpreta como el nivel máximo de producción que una economía puede sostener sin generar presiones inflacionarias. Aunque esta definición sigue siendo una referencia clave, con los años diversos estudios han buscado expandir o revisar este concepto para abarcar de manera más amplia los desequilibrios macroeconómicos (Alberola *et al*., 2013; Alichi, 2015) y los desequilibrios financieros (Borio *et al*., 2013). Estas aproximaciones modernas tienden a conceptualizar el producto potencial más bien como una evaluación de la trayectoria futura sostenible de la producción, en lugar de solo como una medida de la capacidad productiva actual, enfatizando el *trade-off* entre inflación y producción. La brecha de producción evidencia la estrecha relación entre la producción y el desempleo, subrayando su relevancia en la comprensión de la dinámica económica.

Por otro lado, las expectativas de inflación a largo plazo se han convertido en un elemento esencial para comprender la dinámica inflacionaria y su influencia en la toma de decisiones económicas. La inflación de largo plazo, entendida como las expectativas y proyecciones sobre las tasas de inflación a lo largo del tiempo, refleja cómo individuos y agentes del mercado anticipan la evolución futura de la inflación. Phillips (1958) fue pionero en relacionar estas expectativas con la dinámica del mercado laboral, argumentando que la variación en las tasas salariales puede explicarse a través del nivel de desempleo y sus cambios, lo que proporciona un marco inicial para entender la interacción entre inflación, expectativas de inflación y desempleo.

3.2.2. Desarrollo metodológico

Los avances en las metodologías de estimación de variables macroeconómicas como la NAIRU, las expectativas de inflación a largo plazo y la brecha de producción, han sido extensos y

significativos, ayudando a capturar la complejidad y el dinamismo de las economías actuales. Estas innovaciones han contribuido no solo a una mejor comprensión de los fenómenos económicos, sino también a una mayor precisión en la implementación de políticas macroeconómicas.

Inicialmente, las metodologías para estimar la NAIRU y el producto potencial se basaban en gran medida en el uso de filtros estadísticos, entre los cuales el filtro de Hodrick-Prescott (HP), propuesto por Hodrick y Prescott (1997), destacó como una herramienta predilecta para suavizar los datos de series temporales, diferenciando el componente tendencial de sus fluctuaciones cíclicas. Sin embargo, este filtro ha sido objeto de críticas, especialmente por la arbitrariedad en la selección de su parámetro de suavizado y por su susceptibilidad al sesgo situado en las colas del periodo temporal (inicio y final de la serie de tiempo), problemas que Hamilton (2018) destacó como fuentes de potenciales distorsiones en el análisis de políticas en tiempo real.

Ante estas limitaciones, los economistas han avanzado hacia el desarrollo de modelos económicos de carácter estructural que aprovechan las relaciones teóricas entre variables. Estos modelos, al incorporar explícitamente la estructura económica en el análisis, ofrecen una visión más detallada y precisa de cómo interactúan las variables entre sí. Un ejemplo notable es la aplicación del FK para la estimación de la NAIRU como un parámetro dinámico, capaz de ajustarse a lo largo del tiempo en respuesta a políticas económicas y cambios estructurales en la economía. Apel y Jansson (1999a, 1999b) confirman la utilidad del FK para adaptar las estimaciones de la NAIRU con base en nueva información, incrementando así la pertinencia y la actualidad de las recomendaciones de política.

El desarrollo y aplicación de modelos de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) han representado un avance metodológico notable en la estimación de variables no observables. Estos modelos, al fusionar los fundamentos microeconómicos con el análisis macroeconómico, proporcionan un enfoque comprensivo para examinar la compleja dinámica económica. La adopción de expectativas racionales y el modelado detallado de choques económicos y fricciones han enriquecido nuestra comprensión sobre cómo se forman las expectativas de

inflación a largo plazo y cómo se determina la tasa natural de desempleo, tal como demuestran Smets y Wouters (2003). Los modelos DSGE se han convertido en herramientas esenciales para la simulación de políticas y la elaboración de pronósticos, ofreciendo a los formuladores de políticas la capacidad de anticipar los efectos de distintas estrategias políticas en el tejido económico.

Además, la integración de técnicas de estimación bayesianas en el análisis de modelos estructurales ha perfeccionado la metodología para investigar variables no observables. Estos métodos bayesianos, al incorporar conocimientos previos en el proceso de estimación, aumentan la precisión y robustez de las estimaciones del modelo, resultando particularmente valiosos en situaciones de datos escasos o ambiguos. Del Negro y Schorfheide (2002) ilustran la efectividad de estas técnicas bayesianas aplicadas a los modelos DSGE, resaltando su capacidad para manejar la incertidumbre del modelo y ofrecer evaluaciones probabilísticas acerca de las condiciones económicas futuras.

3.2.3. Evidencia empírica sobre la NAIRU

La estimación de la NAIRU ha sido crucial para los responsables de políticas enfocados en estabilizar la inflación sin perjudicar el empleo. La literatura es congruente en torno a la dificultad de estimar la NAIRU con precisión y las implicaciones para la política monetaria. Orphanides y Williams (2002) subrayan los desafíos de los bancos centrales al trabajar con datos en tiempo real, sugiriendo que políticas menos dependientes de estimaciones precisas de la NAIRU pueden reducir errores de ejecución de política, lo que aboga por un enfoque más cauteloso debido a las revisiones significativas que suelen sufrir los datos. En la misma línea, Staiger *et al.* (1997) resaltan la incertidumbre alrededor de las estimaciones con amplios intervalos de confianza, por lo que recomiendan que la política monetaria debe adaptarse a esta, buscando estrategias alternativas para el manejo de la inflación que no se basen exclusivamente en el desempleo.[7]

[7] Ver cuadro A3.1 del apéndice para un resumen de las referencias bibliográficas.

Desde la perspectiva del diseño de reglas y la incorporación de la transmisión de expectativas, Clarida *et al.* (1999) resaltan la relevancia de la brecha de producción en la estrategia de política, mientras Bernanke (2007) coincide con Blinder (2000), y enfatizan el papel central de la credibilidad del banco central para anclar las expectativas de inflación mediante una comunicación clara y coherente como herramienta para reforzar la efectividad de la política y contribuir a la estabilidad económica.

En el plano empírico, una amplia literatura estima variables latentes como la NAIRU, mediante FK, utilizando un sistema de ecuaciones que incluyen la curva de Phillips (prospectiva) y la ley de Okun. Irac (2000) adopta un enfoque semiestructural para Francia, empleando el FK dentro de un modelo espacio-estado para abordar su naturaleza dinámica. Este enfoque subraya la complejidad de determinar la NAIRU, evidenciando fluctuaciones a lo largo del tiempo que presentan desafíos significativos para la formulación de políticas. En línea, Fabiani y Mestre (2001) proponen un modelo integrador para la zona euro, que combina la curva de Phillips y la ley de Okun en un análisis comprensivo, para obtener estimaciones robustas de la NAIRU, enfatizando la incertidumbre en torno a las estimaciones, sus implicaciones de política y el análisis económico en un contexto de condiciones económicas fluctuantes.[8] Para el Reino Unido, Greenslade *et al*. (2003) estiman la NAIRU y encuentran un pico en la década de 1980 seguido de un descenso, asociado a cambios estructurales en el mercado laboral y factores cíclicos, como los precios del petróleo y de importaciones, afectando la inflación a fines de los noventa; el hallazgo refuerza la conveniencia de emplear múltiples modelos para captar mejor las presiones inflacionarias y ponen de relieve la incertidumbre que rodean a las estimaciones.

Siguiendo el mismo esquema, Logeay y Tober (2003), para la zona euro, incorporan tasas de interés reales como variables exógenas, mostrando una relación significativa entre la política monetaria y la NAIRU, lo que sugiere que las decisiones de política monetaria a largo plazo pueden tener un impacto profundo en el mercado laboral y el nivel de desempleo natural.

[8] A partir de la evaluación de metodologías alternativas en Fabiani y Mestre (2000), sección 3.2.1.

Además, Doménech y Gómez (2006) avanzaron dentro del esquema de un sistema multiecuacional, incluyendo la inflación subyacente y la tendencia de la tasa de inversión en los EUA mediante un modelo de componentes no observados. En el mismo, incorporan la ley de Okun, una curva de Phillips (prospectiva) y una ecuación de inversión, descomponiendo el producto interno bruto (PIB) real en tendencia y ciclo, y revelando la correlación significativa entre brecha de producción, inversión e inflación respecto de sus tendencias, lo que proporciona perspectiva sobre el impacto de la política macroeconómica en las tasas de inflación y desempleo.

Sobre la base de Doménech y Gómez (2006) y Rodríguez (2009), para el Perú, subraya el reto que representa la calidad de los datos (especialmente en desempleo e inversión), destacando la utilidad de los datos de inflación para la identificación de su dinámica subyacente; el hallazgo sugiere que métodos alternativos para estimar la brecha de producción podrían ofrecer resultados más confiables. Con datos agregados de la zona euro, Berger (2008) integra una curva de Phillips prospectiva para estimar las tasas naturales, destacando que una relación entre la inflación y el desempleo, así como entre la brecha de producción y el desempleo cíclico, refleja los principios de la economía keynesiana moderna. Asimismo, enfatiza el progreso en modelos de componentes no observados que permiten identificar correlaciones entre choques de tendencia y ciclo, y contemplar quiebres estructurales en la tendencia del producto potencial.

Con el fin de mejorar la precisión de los métodos univariados (como el filtro HP), Benes y N'Diaye (2004) emplean una metodología multivariada (MV) para estimar producción potencial y NAIRU para la República Checa, aprovechando un conjunto más amplio de información y resultando especialmente útil en contextos de cambios estructurales significativos, para tomar decisiones de política macroeconómica más precisas.

Por otro lado, Hogan y Zhao (2006) proponen un VAR estructural que trata la NAIRU como componente no observable influenciado por choques macroeconómicos, el enfoque destaca la complejidad y variabilidad de la NAIRU y los retos para alcanzar una mayor precisión en su

estimación; encuentran una reducción notable de la NAIRU hacia finales de los años noventa para el caso de los EUA.

Para abordar la variabilidad en el tiempo de la NAIRU, Hirose y Kamada (2002) estiman esta tasa cambiante en el tiempo, junto con el crecimiento potencial para Japón. Destacan el papel clave del progreso tecnológico, el mercado laboral y el capital, sobre el crecimiento potencial, específicamente en su descenso a principios de la década de 1990. Señalan las reformas estructurales y la competencia internacional como elementos que han afectado la NAIRU, aportando una perspectiva profunda sobre los ajustes macroeconómicos al explorar la relación entre la NAIRU, la inflación y el crecimiento económico.

En el periodo de poscrisis, Guichard y Rusticelli (2011) reevaluaron la NAIRU y observan como el incremento en el desempleo dentro de los países de la OCDE contrarrestó las tendencias de reducción del desempleo estructural observadas hacia finales de los años noventa; utilizaron una curva de Phillips simplificada y el FK para obtener estimaciones históricas robustas, incluso frente a choques adversos en el mercado laboral, lo que enfatiza la importancia del desempleo estructural en las dinámicas inflacionarias y en la formulación de políticas económicas.

La discusión sobre la variabilidad histórica de la NAIRU se enriquece aún más con los estudios de Shannon y Moazzami (2015), Amador-Torres (2018) y Jacob y Wong (2018), pues cada uno aporta perspectivas únicas desde diferentes contextos geográficos y metodológicos. El primero aplica el método de Bai-Perron para identificar quiebres estructurales en las tasas de desempleo a nivel regional en Canadá en el periodo 1946-2011; encontrando heterogeneidad espacial y temporal en la NAIRU. Por su parte, Amador-Torres (2018), para el caso de Colombia, utilizando datos mensuales en 2001-2017, encuentran que los resultados mantienen coherencia con el comportamiento de las dinámicas del ciclo económico observadas, y por medio de la descomposición de los efectos de choques macroeconómicos destacan la importancia de la evaluación de políticas monetarias y su efecto sobre el mercado laboral. En el último, para Nueva Zelanda, distinguen entre los conceptos de corto y largo plazo, a raíz de un modelo

keynesiano de pequeña escala combinado con un marco de curva de Phillips, señalando las dificultades de encontrar niveles de desempleo consistentes con una inflación estable, relevante para la formulación de políticas monetarias efectivas.

Se incrementa la solidez de la estructura económica de las estimaciones cuando Radovan (2020) integra una función de producción, que mediante un modelo de componentes no observados (UCM) estima la producción potencial y la brecha de producción para Eslovenia; este enfoque demuestra ser efectivo para capturar las tendencias y ciclos macroeconómicos. De la misma forma, Gokcu (2021) incorpora una concepción más amplia del desempleo y un bloque de utilización de la capacidad en un modelo de filtro multivariado; busca reflejar las condiciones del mercado laboral en largas recesiones, y resalta la importancia de los choques macroeconómicos en la dinámica del mercado laboral y el potencial de la economía para Turquía.

Hay que mencionar la crítica de Sawyer (1997), para la estimación empírica de la NAIRU, argumentando que la existencia de la NAIRU se asume más de lo que se demuestra, lo que convierte el concepto más en un acto de fe que en una hipótesis empíricamente validada. Esta crítica llama la atención sobre las metodologías empleadas, y sus implicaciones para la validación empírica de teorías económicas y la formulación de políticas. No obstante, reconociendo esta crítica, la ejecución de políticas exige medidas operativas sustentadas; de ahí el uso prudente de estimaciones de NAIRU bajo distintos modelos y análisis de robustez.

En resumen, la evidencia empírica sobre la NAIRU, las expectativas de inflación a largo plazo y la brecha de producción proporciona información valiosa. En este sentido, esta investigación busca ampliar la literatura económica dominicana en la estimación de estas variables no observables. Ya bien conocidos los desafíos de estimar variables latentes, hacer aproximaciones tiene implicaciones para la efectividad de las políticas macroeconómicas.

3.3. Marco teórico y metodología

Como se define anteriormente, la NAIRU se conceptualiza como la tasa de desempleo consistente con una inflación estable. No obstante, esta consistencia depende de un conjunto específico de condiciones. Más aun, Gordon (1997) indica que solo tiene sentido dentro de un modelo bien especificado del proceso inflacionario. Por otro lado, para evitar las debilidades de los modelos estructurales y proporcionar una estimación robusta de la NAIRU, el presente estudio adopta un enfoque semiestructural basado en una combinación de enfoques económicos y estadísticos.

Según se detalla en Morla (2013), los modelos de componentes no observados son herramientas fundamentales para estimar variables no observables, como la NAIRU, el producto potencial o la TIRN. A diferencia de los enfoques más tradicionales, estos modelos ofrecen una ventaja significativa al permitir la estimación simultánea de múltiples variables no observables. Esto se logra mediante la implementación de un sistema de ecuaciones, superando así las limitaciones asociadas con filtros más antiguos (Greenslade *et al*., 2003).

Además, estos modelos ofrecen la flexibilidad de incorporar choques exógenos que causan fluctuaciones en las variables del sistema, como describen Emmanuelle *et al*. (2011). Esta característica es particularmente valiosa para analizar la NAIRU en contextos de economías pequeñas y abiertas, como de la República Dominicana, donde los choques externos pueden jugar un papel preponderante en la dinámica económica. La capacidad de estos modelos para adaptarse a tales especificidades los convierte en una herramienta indispensable para la estimación de la NAIRU en dicho contexto.

En esta línea, el uso de una especificación estado-espacio del FK —desde un enfoque productivo— permite estimar la NAIRU como una variable no observable o latente. Esta estimación se desarrolla dentro de un modelo semiestructural que combina la curva de Phillips y la ley de Okun con supuestos sobre las propiedades econométricas de la misma y la

interrelación de la dinámica económica entre esta y otras variables observables. De esta forma, dicha estimación alternativa a través del FK orienta la NAIRU hacia el mediano plazo, cuando los efectos de choques transitorios en la brecha del producto y la inflación han desaparecido.

Al considerar lo anterior, este documento utiliza como base la estructura de Doménech y Gómez (2006) para modelar la NAIRU como una tendencia no estacionaria. De hecho, este es un modelo compuesto por cuatro ecuaciones, con relaciones macroeconómicas conocidas: i) una ecuación para el producto potencial, que describe el proceso para obtener la brecha de producto; ii) una ecuación con ley de Okun, es decir, la relación entre el desempleo y el producto potencial y es donde se identifica la NAIRU; iii) una ecuación de Phillips que describe el ajuste intertemporal de la inflación; y iv) una ecuación donde se considera la inversión privada y relación con el producto tendencial.

3.3.1. El producto potencial

El logaritmo del producto (y_t) se modela como la suma de dos componentes, el producto potencial $(\bar{y}_t)$ y el producto cíclico (y_t^c), siguiendo a Watson (1986) y Clark (1987):

$$y_t = \bar{y}_t + y_t^c, \tag{3.1}$$

El proceso de identificación de la ecuación (3.1) depende de la presencia de una raíz unitaria, en y_t, como indican las pruebas de raíz unitaria.[9] Para una identificación suficiente, el componente de media móvil de y_t debe ser invertible, y junto a su parte autorregresiva deben ser canónicas, no compartir factores comunes, y cumplir con la estacionariedad, que se incluye en las raíces unitarias (Harvey, 1989). Esta consideración surge al asumir que el componente de tendencia $(\bar{y}_t)$ se comporta de forma tal que su tasa de crecimiento sigue un proceso

[9] Ver cuadro A3.2 del apéndice. Estacionarias en primera diferencia del logaritmo.

estacionario (γ_{yt}). Esta consideración lleva entonces a la especificación de las ecuaciones (3.2) y (3.3):

(3.2) $$\Delta\bar{y}_t = \gamma_{yt},$$

(3.3) $$\gamma_{yt} = (1-\rho_y)\bar{\gamma}_y + \rho_y\gamma_{yt-1} + \omega_{\gamma t},$$

donde $\rho_y \in [0,1]$ y $\omega_{\gamma t} \sim i.i.d.N(0, \sigma^2_{\omega\gamma})$.[10]

Por otro lado, se asume que el componente cíclico se adhiere a un modelo $AR(2)$ estacionario con raíces complejas, indicando un patrón de fluctuación caracterizado por la interacción de estas raíces. Así, se llega a la ecuación (3.4):

(3.4) $$y^c_t = 2\theta_1\cos(\theta_2)\, y^c_{t-1} - \theta_1^2 y^c_{t-1} + \omega_{yt},$$

donde $\theta_1 \in (0,1)$, $\theta_2 \in \left[\frac{\pi}{20}, \frac{\pi}{3}\right]$ y $\omega_{yt} \sim i.i.d.N(0, \sigma^2_{y\omega})$. Este último no tiene correlación con $\omega_{\gamma t}$, es decir, $cov(\omega_{\gamma t}, \omega_{yt}) = 0$.

3.3.2. Ley de Okun

La ley de Okun (1962) se refiere a la existencia de evidencia empírica que sugiere una correlación negativa entre la brecha de producción (y^c_t) y el desempleo cíclico.[11] Esta relación puede ser recogida de la siguiente manera:

(3.5) $$\mu_t = \phi_\mu\mu_{t-1} + (1-\phi_\mu)\bar{\mu}_t + \phi_y(L)y^c_t + v_{\mu t},$$

donde $\overline{\mu}_t$ es el componente tendencial, $v_{\mu t} \sim i.i.d.N(0, \sigma^2_{\mu v})$ y $\phi_y(L)$ es un polinomio en el operador de rezago tal que $\phi_y(1) < 0$. Dado que la brecha de producción sigue un proceso $AR(2)$, la especificación del desempleo cíclico utilizada es, en principio, flexible.

[10] Si $\rho_y = 1$, entonces $\Delta\bar{y}_t$ es $I(1)$ y y_t es $I(2)$. En cambio, si $\rho_y < 1$, $\Delta\bar{y}_t$ es $I(0)$ y y_t es $I(1)$.

[11] Al tomar la descomposición de la ecuación (3.1) aplicada al desempleo, el desempleo cíclico μ^c_t es $\mu_t - \bar{\mu}_t = \mu^c_t$.

Detalladamente, se permite que la brecha de producción influya en la tasa de desempleo con algunos rezagos, como sugiere la evidencia empírica (Doménech y Gómez, 2006; Rodríguez, 2009; Restrepo, 2006; Amador-Torres, 2018), considerando el principio de que las empresas usualmente ajustan el empleo lentamente (Blanchard y Katz, 1997).[12] De esta forma, se permite que la NAIRU (U_t) sea un proceso $I(1)$ o $I(2)$:

$$\bar{\mu}_t = \gamma_{\mu t} + \bar{\mu}_{t-1}, \tag{3.6}$$

$$\gamma_{\mu t} = \rho_\mu \gamma_{\mu t-1} + \omega_{\mu t}, \tag{3.7}$$

donde $\rho_\mu \epsilon [0,1]$ y $\omega_{\mu t} \sim i.i.d.N\left(0, \sigma^2_{\mu\omega}\right)$. Con esto, si $\rho_\mu = 1$, entonces $\Delta\bar{\mu}_t$ es $I(1)$. En cambio, si $\rho_\mu = 0$, $\bar{\mu}_t$ es un simple camino aleatorio. Las estimaciones sugieren la última alternativa.

3.3.3. La curva de Phillips

Una especificación simple de la nueva curva de Phillips se debe a Galí y Gertler (1999). Esta curva asume proporcionalidad entre el costo marginal y la brecha de producción, como en la ecuación (3.8):

$$\pi_t = \alpha y_t^c + \beta E_t(\pi_{t+1}), \tag{3.8}$$

donde π_t es la inflación, y_t^c es la brecha de producto, $E_t(\cdot)$ es el operador de expectativas basado en la información hasta e incluyendo t; α y β son constantes. Tomando esto en cuenta, junto con la estructura de modelo p-barra de McCallum (1994),[13] la dinámica inflacionaria se ajusta como se presenta en la ecuación (3.9):

[12] Sin embargo, Apel y Jansson (1999a) y Camba-Méndez y Palenzuela (2003) presentan supuestos contrarios a este.

[13] En la versión base de la curva de Phillips del modelo propuesto por McCallum (1994), el nivel de precios actual (p_t) se ajusta como $p_t - p_{t-1} = E_{t-1}(\bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}) + \eta_y y_t^c$. donde $\bar{p}_t$ es el nivel de precios consistente con $y_t^c = 0$ y E_t denota expectativa condicionada a la información hasta el momento t.

(3.9) $$\pi_t = \left(1 - \sum_{i\geq 1} \kappa_{\pi i}\right)\bar{\pi}_t + \mu_\pi(L)\pi_{t-1} + \eta_y y_t^c + v_{\pi t},$$

donde $\bar{\pi}_t$ es la inflación de largo plazo consistente con $y_t^c = 0$, $\kappa_\pi(L) = \sum_{i\geq 1} \kappa_{\pi i} L^i$ es un polinomio en el operador de retraso, η_y es una constante y $v_{\pi t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\pi v}^2)$. Finalmente, similar a la estructura de la NAIRU, $\bar{\pi}_t$ se modela como un proceso $I(1)$ o $I(2)$, descrito por el sistema de ecuaciones (3.10) y (3.11):

(3.10) $$\bar{\pi}_t = \gamma_{\pi t} + \bar{\pi}_{t-1},$$

(3.11) $$\gamma_{\pi t} = \rho_\pi \gamma_{\pi t-1} + \omega_{\bar{\pi} t},$$

donde $\rho_\pi \epsilon [0,1]$ y $\omega_{\bar{\pi} t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\bar{\pi}\omega}^2)$. De esta forma, si $\rho_\pi = 1$, entonces $\Delta\bar{\pi}_t$ es $I(1)$. Por otro lado, cuando $\rho_\pi = 0$, $\bar{\pi}_t$ es un camino aleatorio. Por último, $\Delta\bar{\pi}_t = \omega_{\pi t}$ y $v_{\pi t}$, $\omega_{\pi t}$ y y_t^c no están correlacionados, esto es, $cov(v_{\pi t}, \omega_{\pi t}) = cov(v_{\pi t}, y_t^c) = cov(\omega_{\pi t}, y_t^c) = 0$.

3.3.4. La inversión

Entre las regularidades más importantes que la investigación empírica sobre ciclos económicos ha encontrado, hay particularmente una que se puede usar para obtener información adicional valiosa sobre la posición cíclica de la economía. Como se indica en los trabajos de Burnside (1998) y Harvey y Trimbur (2003), la inversión se mueve fuertemente en concordancia con la producción, pero con mayor volatilidad. Este hecho estilizado implica que la desviación de la tasa de inversión, $x_t \equiv I/PIB$, de su tendencia a largo plazo $(\bar{x}_t)$ es acentuadamente procíclica. Por lo tanto, una forma flexible y conveniente de modelar el movimiento conjunto de la tasa de inversión con la brecha de producción se da por la ecuación (3.12):

(3.12) $$x_t = \beta_x x_{t-1} + (1 - \beta_x)\bar{x}_t + \beta_y(L)y_t^c + \beta_c(L)c_t + v_{xt},$$

donde x_t es la tasa de inversión, $\overline{x}_t$ es marcadamente procíclico, $v_{xt} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{xv}^2)$ y $\beta_y(L)$ es un polinomio en el operador de rezago tal que $\beta_y(1) > 0$. c_t representa un indicador del flujo de crédito privado. β_c es el coeficiente que mide la sensibilidad de la inversión a cambios en c_t. Si $\beta_c > 0$, un aumento en el crédito, o bien condiciones de crédito más favorables, conducen a un incremento en la tasa de inversión.[14] La ecuación (3.12) implica que la tendencia es la x_t de largo plazo consistente con $y_t^c = 0$, por ello, la ecuación puede interpretarse como una forma reducida que representa la correlación entre el componente cíclico de x_t y y_t, y no como una ecuación de inversión estructural. Similar a la estructura de la NAIRU y la inflación, se permite que $\bar{x}_t$ sea un proceso $I(1)$ o $I(2)$:

(3.13) $$\bar{x}_t = \gamma_{xt} + \bar{x}_{t-1},$$

(3.14) $$\gamma_{xt} = \rho_x \gamma_{xt-1} + \omega_{xt},$$

donde $\rho_x \in [0,1]$ y $\omega_{xt} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{x\omega}^2)$. Si $\rho_x = \sigma_{x\omega}^2 = 1$, entonces $\bar{x}_t$ es una constante. Las estimaciones sugieren la alternativa anterior.

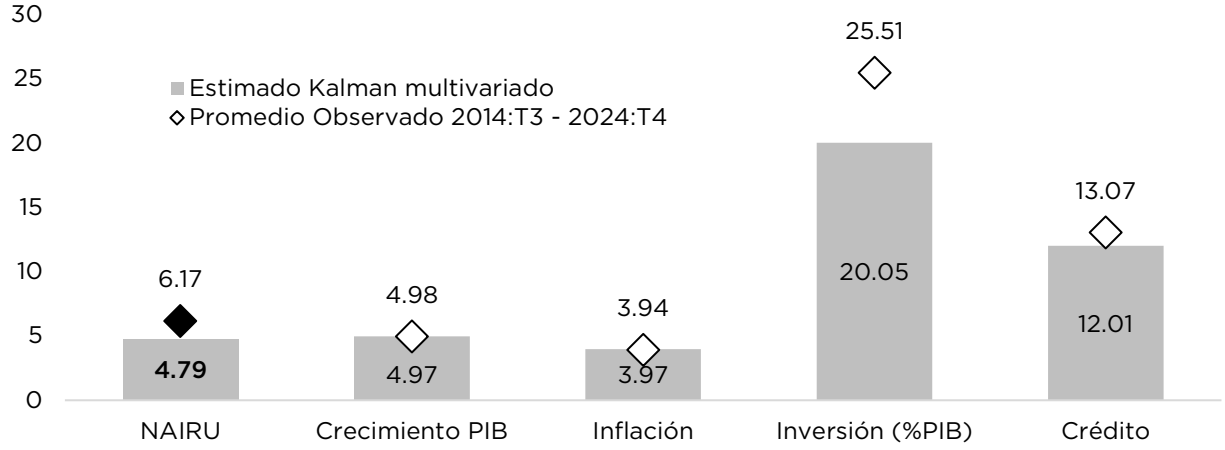
3.4. Estimación del modelo y resultados

Como se menciona anteriormente, este estudio sigue el enfoque de Doménech y Gómez (2006), es decir, se formula el modelo en forma de estado-espacio y se utiliza el filtro de Kalman multivariado para la evaluación de la verosimilitud. Como describe Rodríguez (2009), el algoritmo incluye el uso de un método numérico de suavizado para estimar los componentes no observados junto con sus errores cuadráticos medios. Para el análisis y las estimaciones, se utilizan datos trimestrales de la economía dominicana desde el segundo trimestre de 2014 hasta el cuarto trimestre de 2024. Se utilizan el índice del PIB real, el índice de precios al consumidor

[14] En el modelo original de Doménech y Gómez (2006) no se incluye el crédito. No obstante, estudios como Ramírez (2013) indican una relación de largo plazo entre el crédito y la inversión en la República Dominicana, por eso se incluye en este caso. Además, se considera el hecho de que la economía dominicana es pequeña, a diferencia de EUA, país para el cual se estima el modelo Doménech y Gómez.

general, la formación bruta de capital fijo real como proporción del PIB (inversión), créditos privados en moneda nacional (crédito) y la tasa de desocupación (tasa de desempleo observada).[15] De acuerdo con el análisis preliminar, todas las variables resultan ser $I(1)$,[16] lo cual justificó el uso de técnicas de filtrado para la estimación de las tendencias no observables.

Gráfico 3.1. Resultados del modelo Kalman multivariado



Fuente: Datos del BCRD y estimaciones propias.

La estimación de la NAIRU arrojó un valor promedio de 4.79 % durante el periodo analizado, con un intervalo de confianza (al 95 %) cuyos extremos son 3.05 % y 9.39 %.[17] Esto sugiere que la tasa de desempleo que no acelera la inflación en la República Dominicana es inferior al 5 %, lo que, si bien consistente con las características estructurales del mercado laboral dominicano, debe resaltarse que aún existen rigideces, y además la existencia de un salario mínimo que limita la flexibilidad laboral. La estabilidad de la NAIRU indica presiones inflacionarias moderadas del mercado laboral, lo cual es crucial para la política económica, ya que permite a las autoridades monetarias planificar de manera efectiva sin enfrentar riesgos inmediatos de inflación excesiva. Sin embargo, la cercanía entre la tasa de desempleo observada (6.17 %) y la

[15] Todos los datos se extraen del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). La tasa de desocupación se refiere a la ratio entre Desocupados Abiertos y la Fuerza de Trabajo (PEA), de la Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo (ENCFT).

[16] Ver cuadro A3.2 del apéndice. Estacionarias en primera diferencia del logaritmo.

[17] Como se indica en la literatura, es normal observar intervalos de confianza amplios en la estimación de la NAIRU de largo plazo.

NAIRU implica que reducciones adicionales en el desempleo podrían generar presiones inflacionarias, lo que requiere atención por parte de las autoridades monetarias.

El crecimiento del producto potencial se estimó en un promedio de 4.97 %, con un intervalo de confianza entre 2.05 % y 7.12 %. En la literatura, se ha destacado que factores como las rigideces estructurales del mercado laboral, la evolución del capital humano, y los cambios en la productividad pueden influir significativamente en la trayectoria del crecimiento potencial (Gordon, 1997). Blanchard y Katz (1997) analizaron las fluctuaciones del mercado laboral y sus efectos sobre el producto potencial, haciendo especial énfasis en la interacción entre la dinámica del empleo y la productividad para explicar las variaciones en el crecimiento económico.

En cuanto a la inflación de largo plazo, se estimó un valor promedio de 3.97 %, con un intervalo de confianza al 95 % que va de 3.14 % a 4.92 %. Estos resultados están alineados con el objetivo de inflación del Banco Central, que busca mantener la inflación dentro de un rango objetivo[18] para proporcionar estabilidad económica. Esta estabilidad es crucial, ya que facilita la toma de decisiones de inversión y consumo por parte de los agentes económicos. Además, el anclaje de las expectativas de inflación a un nivel cercano al objetivo contribuye a reducir la incertidumbre y a mejorar la efectividad de la política monetaria. El cumplimiento del objetivo de inflación también refuerza la credibilidad del Banco Central, lo cual es un factor determinante para la estabilidad macroeconómica a largo plazo y para el manejo eficiente de las expectativas del mercado.

La inversión, medida como porcentaje del PIB, registró un promedio de 25.51 % entre 2014 y 2024. Este nivel de inversión es significativo y refleja la confianza de los inversionistas en la economía dominicana, así como el efecto positivo de las políticas orientadas a fomentar tanto la inversión pública como la privada. Por otro lado, el modelo estima que, en el largo plazo, el valor estacionario de esta variable rondaría en 20.05 %. Una inversión robusta es fundamental

[18] Al momento de redactar este documento, el rango meta del BCRD para la inflación general interanual es de 4.0 % ± 1 %.

para potenciar el crecimiento del producto potencial y mejorar la productividad a largo plazo, permitiendo a la economía absorber choques externos y mantener una trayectoria de crecimiento sostenido.

El crecimiento del crédito de largo plazo se estimó 12.01 %, mientras que el promedio se ubica en 13.07 %. Este crecimiento en el crédito tiene implicaciones significativas para la estabilidad económica, ya que, si bien puede estimular la actividad económica mediante un mayor financiamiento al consumo y la inversión, también conlleva riesgos potenciales si no se gestiona adecuadamente. Un crecimiento excesivo del crédito podría aumentar el endeudamiento y generar vulnerabilidades financieras, lo que subraya la necesidad de mantener un control riguroso sobre los riesgos crediticios para preservar la estabilidad económica. Este dinamismo es un indicador clave del nivel de liquidez en el mercado, que favorece una expansión económica saludable siempre y cuando esté acompañado de una adecuada gestión del riesgo crediticio por parte de las instituciones financieras. Es fundamental mantener estándares prudenciales sólidos para evitar riesgos sistémicos y preservar la estabilidad económica.

Adicionalmente, debe señalarse el posible impacto estructural en las variables de la pandemia de COVID-19, evento con efectos significativos y sin precedentes en la economía global, sin excepción de la República Dominicana. La crisis sanitaria resultó en una contracción económica severa durante el año 2020, lo que afectó tanto la oferta como la demanda agregada, y provocó cambios sustanciales en el mercado laboral y en la dinámica inflacionaria.

El cierre temporal de empresas, las restricciones de movilidad y la caída en el turismo (sector clave para la economía dominicana), resultaron en un aumento abrupto del desempleo y una reducción en la actividad económica. Estos eventos extraordinarios pueden haber tenido implicaciones importantes para la estimación de la NAIRU y otras variables macroeconómicas no observables. La perturbación en el mercado laboral podría haber alterado temporalmente la relación entre el desempleo y la inflación, afectando la curva de Phillips tradicional. Además,

los choques de oferta y demanda provocados por la pandemia podrían haber modificado el producto potencial y la brecha de producción.

Estudios recientes, como el de Coibion *et al.* (2020), sugieren que la pandemia ha generado cambios estructurales en la economía que podrían tener efectos duraderos. En este contexto, es esencial ajustar los modelos econométricos para captar estas dinámicas. En nuestro análisis, hemos incorporado datos hasta el cuarto trimestre de 2023, lo que nos permite capturar parcialmente los efectos de la pandemia y la recuperación económica posterior. Sin embargo, es importante reconocer que la incertidumbre y la volatilidad generadas por la COVID-19 podrían haber afectado las estimaciones de las variables no observables, aumentando los intervalos de confianza y la precaución necesaria al interpretar los resultados.

Además, la respuesta de las autoridades económicas, que incluyen medidas fiscales y monetarias expansivas, ha jugado un papel crucial en mitigar los efectos de la crisis. La implementación de programas de apoyo al empleo y de facilidades crediticias ha influido en la dinámica económica y, por ende, en la estimación de la NAIRU y del producto potencial. Es fundamental considerar estos factores al analizar los resultados y al formular recomendaciones de política económica.

De todas formas, los hallazgos de este estudio proporcionan una visión detallada de la dinámica económica de la República Dominicana, y subrayan la importancia de estimar con precisión variables no observables como la NAIRU, la inflación de largo plazo y el producto potencial. Es fundamental que las autoridades monetarias consideren políticas que fomenten la flexibilidad del mercado laboral para reducir la NAIRU, mantengan el anclaje de las expectativas de inflación mediante una política monetaria creíble, y promuevan la inversión tanto pública como privada para asegurar el crecimiento potencial de la economía. Además, es necesario un monitoreo constante del crecimiento del crédito para evitar riesgos financieros que puedan comprometer la estabilidad macroeconómica.

Estas estimaciones son fundamentales para la formulación de políticas macroeconómicas efectivas que promuevan el crecimiento económico sostenible, mantengan la estabilidad de precios y reduzcan el desempleo. La economía dominicana presenta signos positivos de equilibrio macroeconómico, pero enfrenta desafíos que requieren atención continua y la implementación de políticas que fortalezcan su capacidad para crecer de manera sostenible en un entorno global cada vez más complejo.

3.5. Conclusiones e implicaciones para la política monetaria

Los resultados obtenidos en este estudio ofrecen una comprensión más detallada de la dinámica macroeconómica de la República Dominicana, especialmente en relación con la NAIRU, la inflación de largo plazo y el producto potencial. La estimación precisa de estas variables no observables es esencial para la formulación efectiva de políticas económicas que promuevan el crecimiento sostenible y la estabilidad macroeconómica.

La estimación de la NAIRU en torno al 4.79 % indica que el mercado laboral dominicano enfrenta limitaciones estructurales que impiden reducir el desempleo sin generar presiones inflacionarias significativas, ya que el promedio histórico se sitúa en 6.17 %. Esta situación es consistente con la literatura que señala que las rigideces en el mercado laboral, como salarios mínimos elevados y regulaciones laborales estrictas, pueden aumentar la tasa natural de desempleo (Blanchard y Wolfers, 2000). Por tanto, es fundamental implementar reformas estructurales que mejoren la flexibilidad laboral, promuevan la capacitación y formación de la fuerza laboral, y fomenten la movilidad laboral. Estas medidas podrían reducir la NAIRU, permitiendo una mayor creación de empleo sin comprometer la estabilidad de precios.

El crecimiento estimado del producto potencial (4.97 %) refleja la capacidad de la economía dominicana para expandirse de manera sostenible. Sin embargo, el amplio intervalo de confianza sugiere que existen riesgos e incertidumbres que podrían afectar el crecimiento futuro. Factores como la volatilidad en los mercados internacionales, fluctuaciones en los

precios de las materias primas y choques externos pueden impactar negativamente la economía. En este contexto, es crucial que la política monetaria sea lo suficientemente flexible para responder a estos desafíos, manteniendo un equilibrio entre el control de la inflación y el apoyo al crecimiento económico (Bernanke y Gertler, 1999).

La inflación de largo plazo estimada en torno al 4 % y bien anclada indica que las expectativas inflacionarias están controladas, lo cual es esencial para la efectividad de la política monetaria. Según Woodford (2003), el anclaje de las expectativas de inflación mejora la capacidad del banco central para estabilizar la economía frente a choques. La estabilidad de precios contribuye a reducir la incertidumbre económica y facilita la toma de decisiones por parte de los agentes económicos.

Además, en respuesta a los desafíos económicos recientes, particularmente aquellos derivados de la pandemia de COVID-19, la política monetaria ha tenido que adaptarse y considerar herramientas no convencionales para mantener la estabilidad económica y financiera. Las políticas monetarias no convencionales, como las operaciones de mercado abierto ampliadas, las compras de activos a gran escala (*quantitative easing*) y las políticas de enfoque prospectivo (*forward guidance*), han sido empleadas por bancos centrales alrededor del mundo para enfrentar entornos de tasas de interés cercanas a cero y para proporcionar estímulo adicional a la economía.

En el caso de la República Dominicana, aunque la política monetaria tradicional ha sido efectiva en mantener la inflación dentro del rango objetivo, es pertinente considerar cómo las herramientas no convencionales podrían complementar los esfuerzos para promover el crecimiento económico y la estabilidad financiera. Por ejemplo, las operaciones de mercado abierto ampliadas podrían aumentar la liquidez en el sistema financiero, facilitando el acceso al crédito y estimulando la inversión y el consumo. Asimismo, la comunicación clara de la trayectoria futura de la política monetaria a través de guías futuras puede anclar mejor las

expectativas de los agentes económicos, reduciendo la incertidumbre y mejorando la eficacia de las medidas implementadas.

La adopción de estas herramientas requiere una evaluación cuidadosa de sus posibles beneficios y riesgos. Es esencial asegurar que las medidas no convencionales estén alineadas con los objetivos de largo plazo del banco central y que no comprometan la estabilidad financiera. Además, la coordinación con la política fiscal y la implementación de reformas estructurales pueden potenciar el impacto positivo de estas políticas en la economía.

Las implicaciones para la política monetaria derivadas de estos hallazgos son múltiples. En primer lugar, dada la proximidad entre la tasa de desempleo observada y la NAIRU, es fundamental que el Banco Central monitoree de cerca las condiciones del mercado laboral. Políticas monetarias excesivamente expansivas que busquen reducir el desempleo por debajo de su nivel natural podrían generar presiones inflacionarias, lo que compromete la estabilidad de precios. Este enfoque está respaldado por la teoría económica que sugiere que intentar disminuir el desempleo por debajo de la NAIRU conduce a una aceleración de la inflación (Friedman, 1968).

En segundo lugar, la política monetaria debe continuar enfocándose en mantener la inflación dentro del rango objetivo, lo que refuerza la credibilidad del banco central y ancla las expectativas inflacionarias. Esto es particularmente relevante en economías emergentes, donde la credibilidad de las instituciones puede ser más frágil (Mishkin, 2000). Una comunicación clara y transparente de las decisiones de política monetaria puede fortalecer la confianza de los agentes económicos y mejorar la efectividad de las medidas implementadas.

Además, es necesario considerar la interacción entre la política monetaria y la estabilidad financiera. El crecimiento robusto del crédito observado puede ser un signo de dinamismo económico, pero también puede indicar la acumulación de riesgos financieros. Según Borio y Lowe (2002), periodos de rápido crecimiento del crédito pueden preceder a crisis financieras si no se gestionan adecuadamente. Por lo tanto, el Banco Central debe complementar su

enfoque en la estabilidad de precios con medidas macroprudenciales que aseguren la solidez del sistema financiero.

Finalmente, las autoridades económicas deben coordinar políticas fiscales y estructurales que complementen la política monetaria. La inversión en infraestructura, educación y tecnología puede aumentar el crecimiento del producto potencial y reducir la NAIRU al mejorar la productividad y la competitividad de la economía (Romer, 1990). Asimismo, reformas que reduzcan las rigideces del mercado laboral pueden facilitar el ajuste económico y permitir una mejor absorción de choques externos.

Con este estudio se establece una base para futuras investigaciones sobre la dinámica económica de la República Dominicana, y se sugiere ampliar el análisis a nivel regional para identificar diferencias en la NAIRU y el crecimiento potencial subnacional, así como considerar el impacto de la informalidad laboral en la NAIRU, una característica común en economías emergentes. Además, se propone integrar modelos DSGE para analizar la interacción entre políticas monetarias y fiscales y comprender mejor la respuesta económica ante distintos choques. Otra línea de investigación sería estimar el modelo usando la metodología adaptada de Holston *et al*. (2023) utilizada durante el COVID-19 para medir la tasa de interés real neutral, que incorpora choques transitorios y permanentes. Incluir factores externos, como fluctuaciones en términos de intercambio y volatilidad financiera, enriquecería el análisis. Finalmente, explorar el papel de la innovación y la adopción tecnológica en el producto potencial podría revelar cómo las políticas de investigación y desarrollo pueden impulsar el crecimiento económico a largo plazo en un entorno globalmente interconectado.

Referencias

Alberola, E., Estrada, A. y Santabárbara, D. (2013). *Growth beyond imbalances: Sustainable growth rates and output gap reassessment.* Documento de Trabajo No. 1313, Banco de España. https://www.bde.es/wbe/es/publicaciones/analisis-economico-investigacion/documentos-trabajo/growth-beyond-imbalances--sustainable-growth-rates-and-output-gap-reassessment.html

Alichi, A. (2015). *A new methodology for estimating the output gap in the United States*. IMF Working Paper No. 15/144. International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781513507569.001

Amador-Torres, J. S. (2018). *New Keynesian NAIRU and the Okun Law: An application for Colombia*. Borradores de Economía, N.º 1034, Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/en/borrador-1034

Apel, M. y Jansson, P. (1999a). System estimates of potential output and the NAIRU. *Empirical Economics*, *24*, 373–388. https://doi.org/10.1007/s001810050061

Apel, M. y Jansson, P. (1999b). A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU. *Economics Letters, 64*(3), 271–275. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00111-1

Arango, L. y Posada, C. (2006). *The Time-Varying Long-Run Unemployment Rate: The Colombian Case*. Borradores de Economía, N.º 389, Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/en/borrador-389

Ball, L. y Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives, 16*(4), 115–136. https://doi.org/10.1257/089533002320951000

Benes, J. y N'Diaye, P. (2004). *A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic*. IMF Working Paper No. 04/45, International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781451846508.001

Berger, T. (2008). *Estimating Europe's Natural Rates from a forward-looking Phillips Curve*. Working Paper No. 2008/498, Ghent University. https://EconPapers.repec.org/RePEc:rug:rugwps:08/498

Bernanke, B. S. (2007, July 10). *Inflation Expectations and Inflation Forecasting* [Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute]. Board of Governors of the Federal Reserve System. https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm

Bernanke, B. S. y Gertler, M. (1999). Monetary policy and asset price volatility. *Economic Review, 84*(4), Federal Reserve Bank of Kansas City, 17–51. https://www.kansascityfed.org/documents/790/1999-Monetary%20Policy%20and%20Asset%20Price%20Volatility.pdf

Blanchard, O. y Katz, L. F. (1997). What we know and do not know about the natural rate of unemployment. *Journal of Economic Perspectives, 11*(1), 51–72. https://doi.org/10.1257/jep.11.1.51

Blanchard, O. y Wolfers, J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence. *Economic Journal, 110*(462), C1–C33. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00518

Blinder, A. S. (2000). Central-bank credibility: Why do we care? How do we build it? *American Economic Review, 90*(5), 1421–1431. https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1421

Borio, C., Disyatat, P. y Juselius, M. (2013). *Rethinking potential output: Embedding information about the financial cycle.* BIS Working Paper No. 404, Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/work404.htm

Borio, C. y Lowe, P. (2002). *Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus.* BIS Working Paper No. 114, Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/work114.htm

Burnside, C. (1998). Detrending and business cycle facts: A comment. *Journal of Monetary Economics, 41*(3), 513–532. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00007-5

Camba-Méndez, G. y Palenzuela, D. R. (2003). Assessment criteria for output gap estimates. *Economic Modelling, 20*(3), 529–562. https://doi.org/10.1016/S0264-9993(01)00097-9

Clark, P. K. (1987). The cyclical component of U.S. economic activity. *Quarterly Journal of Economics, 102*(4), 797–814. https://doi.org/10.2307/1884282

Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M. (1999). *The science of monetary policy: A new Keynesian perspective*. Working Paper No. 7147, National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w7147

Coibion, O., Gorodnichenko, Y. y Weber, M. (2020). *The Cost of the COVID-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending*. Working Paper No. 27141, National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w27141

Del Negro, M. y Schorfheide, F. (2002). *Priors from general equilibrium models for VARs*. Working Paper No. 2002-14a, Federal Reserve Bank of Atlanta. https://fraser.stlouisfed.org/title/8586/item/656756

Doménech, R. y Gómez, V. (2006). Estimating potential output, core inflation, and the NAIRU as latent variables. *Journal of Business & Economic Statistics, 24*(3), 354–365. https://doi.org/10.1198/073500105000000315

El Ouardani, H. y Soussi, M. (2020). The NAIRU in Tunisia: Determinants, measurement and policy implications. *Région et Développement, 2020*(52), 127–146. https://ideas.repec.org/a/tou/journl/v52y2020p127-146.html

Emmanuelle, J., Duvaut, P., Darolles, S. y Gourieroux, C. (2011). Regularization of the Kalman filter for exogenous outlier removal: Application to hedge funds analysis. *En Computational Advances in Multi-Sensor Adaptive Processing 2011* (pp. 13–17). https://ssrn.com/abstract=1949678

Fabiani, S. y Mestre, R. (2000). *Alternative measures of the NAIRU in the euro area: Estimates and assessment*. Working Paper No. 17, European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp017.pdf

Fabiani, S. y Mestre, R. (2001). A system approach for measuring the euro area NAIRU. Working Paper No. 65, European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp065.pdf

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review, 58*(1), 1–17. https://www.jstor.org/stable/1831652

Galí, J. y Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics, 44*(2), 195–222. https://ssrn.com/abstract=214974

Gokcu, H. (2021). *Estimating Time-Varying Potential Output and NAIRU Using a Multivariate Filter for Turkey*. Working Paper No. 21/39, Central Bank of the Republic of Turkey. https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2024.100158

Gordon, R. J. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of Economic Perspectives*, *11*(1), 11–32. https://doi.org/10.1257/jep.11.1.11

Gordon, R. J. (1998). Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU. *Brookings Papers on Economic Activity, 1998*(2), Northwestern University, 297–346. https://doi.org/10.2307/2534696

Greenslade, J. V., Pierse, R. G. y Saleheen, J. (2003). *A Kalman filter approach to estimating the UK NAIRU*. Working Paper No. 179, Bank of England. https://doi.org/10.2139/ssrn.425762

Guichard, S. y Rusticelli, E. (2011). *Reassessing the NAIRUs after the crisis.* OECD Economics Department Working Paper No. 918, OECD Publishing. https://dx.doi.org/10.1787/5kg0kp712f6l-en

Hamilton, J. D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *Review of Economics and Statistics, 100*(5), 831–843. https://doi.org/10.1162/rest_a_00706

Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9781107049994

Harvey, A. C. y Trimbur, T. M. (2003). General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series. *Review of Economics and Statistics, 85*(2), 244–255. https://www.jstor.org/stable/3211576

Hirose, Y. y Kamada, K. (2002). *Time-Varying NAIRU and Potential Growth in Japan*. Working Paper Series No. 02-08, Bank of Japan. https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2002/cwp02e08.htm

Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking, 29*(1), 1–16. https://doi.org/10.2307/2953682

Hogan, V. y Zhao, H. (2006). *Measuring the NAIRU: A structural VAR approach.* Working Paper Series No. WP06/17, University College Dublin Centre for Economic Research. https://hdl.handle.net/10197/331

Holston, K., Laubach, T. y Williams, J. C. (2023). *Measuring the natural rate of interest after COVID-19*. Staff Report No. 1063, Federal Reserve Bank of New York. https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr1063

Irac, D. (2000). *Estimation of a time-varying NAIRU for France*. Working Paper No. 75, Banque de France. https://publications.banque-france.fr/en/economic-and-financial-publications-working-papers/estimation-time-varying-nairu-france

Jacob, P. y Wong, B. (2018). Estimating the NAIRU and the natural rate of unemployment in New Zealand. *New Zealand Economic Papers, 52*(1), 15–37. https://natlib.govt.nz/records/39065230

Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering,* 82(1), 35–45. https://doi.org/10.1115/1.3662552

King, M. (1998, June 10). *The UK economy and monetary policy – Looking ahead* [Speech at the Cass Business School]. BIS Review, 36/2005. https://www.bis.org/review/r050520a.pdf

Logeay, C. y Tober, S. (2003). *Time-varying NAIRU and real interest rates in the euro area*. Economics Working Paper No. 24, European Network of Economic Policy Research Institutes. https://EconPapers.repec.org/RePEc:epr:enepwp:024

Mankiw, N. G. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *Economic Journal*, *111*(471), C45–C61. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.242712

McCallum, B. T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics, 33*(1), 105–132. https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90016-7

Mishkin, F. S. (2000). *Inflation targeting in emerging market countries.* National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 7618, National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w7618

Modigliani, F. y Papademos, L. (1975). Targets for monetary policy in the coming year. *Brookings Papers on Economic Activity, 1975*(1), 141–165. https://doi.org/10.2307/2534063

Morla, F. (2013). *Una estimación de la tasa de interés real neutral para la economía dominicana.* [Tesis de maestría]. Universidad Católica Santo Domingo. https://doi.org/10.13140/RG.2.2.23914.43208

Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. En American Statistical Association (Ed.), *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section* (pp. 98–103). https://milescorak.com/wp-content/uploads/2016/01/okun-potential-gnp-its-measurement-and-significance-p0190.pdf

Orphanides, A. y Williams, J. C. (2002*). Robust monetary policy rules with unknown natural rates.* Finance and Economics Discussion Series No. 2003-11, Board of Governors of the Federal Reserve System. https://www.federalreserve.gov/econres/feds/robust-monetary-policy-rules-with-unknown-natural-rates.htm

Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, *34*(135), 254–281. http://dx.doi.org/10.2307/2552025

Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, *25*(100), 283–299. https://doi.org/10.2307/2550759

Radovan, J. (2020). *Estimating potential output and output gap in Slovenia using Unobserved Components Model*. Bank Of Slovenia Working Papers 1/2020. https://www.bsi.si/sl/publikacije/avtorske-publikacije

Ramírez, F. (2013). *The Relationship Between Credit and Business Cycles in Central America and the Dominican Republic.* Documento de Trabajo No. 2013-02, Banco Central de la República Dominicana. https://bancentral.gov.do/a/d/2584-documentos-de-trabajo

Restrepo, J. E. (2006). *Estimaciones de NAIRU para Chile.* Documento de Trabajo No. 361, Banco Central de Chile. https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/documento-de-trabajo-n-361

Rodríguez, G. (2009). *Estimating Output Gap, Core Inflation, and the NAIRU for Peru*. Serie de Documentos de Trabajo, No. 2009-011, Banco Central de Reserva del Perú. https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/documentos-de-trabajo.html

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, *98*(5, Part 2), S71–S102. https://www.jstor.org/stable/2937632

Sawyer, M. (1997). *The NAIRU: A critical appraisal.* Macroeconomics Paper No. 9712013. University Library of Munich, Germany. https://econpapers.repec.org/RePEc:lev:wrkpap:wp_203

Shannon, M. y Moazzami, B. (2015). Canadian regional NAIRU estimates: A structural break approach. *Journal of Regional Analysis and Policy, 45*(1), 32–45. https://doi.org/10.22004/ag.econ.243980

Smets, F. y Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, *1*(5), 1123–1175. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.358102

Staiger, D., Stock, J. H. y Watson, M. W. (1997). The NAIRU, unemployment and monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, *11*(1), 33–49. https://doi.org/10.1257/jep.11.1.33

Tobin, J. (1980). Stabilization policy ten years after*. Brookings Papers on Economic Activity, 1980*(1), 19–71. https://doi.org/10.2307/2534285

Watson, M. W. (1986). Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, *18*(1), 49–75. https://doi.org/10.1093/oso/9780199278657.003.0008

Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy.* Princeton University Press. https://doi.org/10.1017/S1365100505040253

Cuadro A3.1. Resumen de referencias bibliográficas

Autores	Países o Tema	Variables de estudio	Metodología/Enfoque	Conclusiones o Comentarios
Staiger *et al.* (1997)	EUA	NAIRU con alta incertidumbre; Curva de Phillips; desempleo; Política Monetaria.	Análisis de incertidumbre de estimaciones de NAIRU y sus intervalos de confianza.	Amplios intervalos de confianza implican gran incertidumbre; la política monetaria debe adaptarse a esa incertidumbre.
Clarida *et al.* (1999)	Política monetaria	Brecha de producto dentro de estrategia de política; transmisión de expectativas.	Modelo Nuevo Keynesiano; reglas y papel de brecha de producto.	La brecha de producto es relevante en la estrategia de política; incorporar expectativas es central para el diseño de reglas.
Irac (2000)	Francia	NAIRU (variable latente) a través de curva de Phillips y dinámica en modelo espacio-estado.	Filtro de Kalman en un modelo espacio-estado (enfoque semiestructural).	La NAIRU fluctúa en el tiempo; su naturaleza dinámica dificulta la formulación de política.
Fabiani y Mestre (2001)	Zona Euro	NAIRU y variables de brecha de producto/desempleo mediante un sistema multiecuacional.	Enfoque que combina una Curva de Phillips (prospectiva) y la Ley de Okun.	Se obtienen estimaciones 'robustas a cambios' de la NAIRU; persiste incertidumbre alrededor de las estimaciones con implicaciones de política.
Orphanides y Williams (2002)	Reglas de política	NAIRU y TIRN estimada con datos en tiempo real dentro de reglas de política; errores por revisiones de datos.	Optimización prospectiva; Regla de Taylor, Curva de Phillips.	Políticas menos dependientes de estimaciones precisas de la NAIRU pueden reducir errores de ejecución; las revisiones de datos aconsejan cautela.
Hirose y Kamada (2002)	Japón	NAIRU; crecimiento potencial; factores: progreso tecnológico, mercado laboral, capital.	Filtro de Kalman; NAIRU cambiante en el tiempo y crecimiento potencial.	El descenso del crecimiento potencial a inicios de los 1990s se asocia a tecnología, mercado laboral y capital; reformas estructurales y competencia internacional han afectado la NAIRU.

Cuadro A3.1. Resumen de referencias bibliográficas (cont.)

Autores	Países o Tema	Variables de estudio	Metodología/Enfoque	Conclusiones o Comentarios
Greenslade *et al.* (2003)	Reino Unido	NAIRU y factores cíclicos (precios del petróleo e importaciones) que afectan la inflación.	Filtro de Kalman.	La NAIRU alcanzó un pico en los 80 y luego descendió; recomiendan usar múltiples modelos por la incertidumbre de las estimaciones.
Logeay y Tober (2003)	Zona Euro	NAIRU; tasas de interés reales.	Filtro de Kalman; NAIRU variable en el tiempo; tasa de interés real como exógena.	Existe relación significativa entre política monetaria (tasas reales) y NAIRU; decisiones de política a largo plazo impactan la tasa natural de desempleo.
Doménech y Gómez (2006)	Estados Unidos	PIB (tendencia y ciclo); inflación subyacente; NAIRU; tendencia de la tasa de inversión de EUA.	Modelo de componentes no observados; Curva de Phillips (prospectiva) + Ley de Okun + ecuación de inversión; descomposición del PIB (tendencia/ciclo).	Brecha de producción, inversión e inflación están correlacionadas respecto a sus tendencias; provee perspectiva sobre efectos de política macroeconómica sobre inflación y desempleo.
Hogan y Zhao (2006)	Estados Unidos	NAIRU; choques macroeconómicos identificados en el VAR.	VAR estructural con NAIRU como componente no observable influido por choques macroeconómicos.	La NAIRU mostró una reducción notable hacia finales de los 90; la NAIRU es compleja y variable en el tiempo.
Blinder (2000) y Bernanke (2007)	Política monetaria	Expectativas de inflación; anclaje mediante comunicación clara y coherente.	Enfoque de credibilidad y comunicación del banco central.	La credibilidad ayuda a anclar expectativas y refuerza la efectividad de la política; contribuye a la estabilidad económica.
Rodríguez (2009)	México	Datos de inflación; desempleo e inversión.	Multiecuacional; modelo de componentes no observados/semiestructural basado en Doménech y Gómez (2006).	La calidad de datos es un reto (especialmente desempleo e inversión); los datos de inflación son útiles para identificar su dinámica subyacente.

Cuadro A3.1. Resumen de referencias bibliográficas (cont.)

Autores	Países o Tema	Variables de estudio	Metodología/Enfoque	Conclusiones o Comentarios
Berger (2008)	Zona Euro	Relación inflación-desempleo y brecha de producto-desempleo cíclico; tendencia y ciclo con posibles quiebres estructurales.	Modelo de componentes no observados con choques de tendencia y ciclo; Filtro de Kalman; Curva de Phillips prospectiva para estimar tasas «naturales».	Las relaciones son consistentes con principios keynesianos modernos; los UCM permiten identificar correlaciones y contemplar quiebres estructurales en el producto potencial.
Guichard y Rusticelli (2011)	Países de la OCDE	NAIRU; desempleo estructural poscrisis.	Curva de Phillips simplificada; Filtro de Kalman.	El aumento del desempleo tras la crisis revirtió tendencias de reducción del desempleo estructural de fines de los 1990s; el desempleo estructural es clave para dinámica inflacionaria y política económica.
Shannon y Moazzami (2015)	Canadá (regional)	Tasas de desempleo regionales; NAIRU con quiebres.	Método de Bai-Perron para identificar quiebres estructurales.	Existe heterogeneidad espacial y temporal en la NAIRU; los quiebres estructurales son relevantes para su medición regional.
Amador-Torres (2018)	Colombia	NAIRU; brecha de PIB; choques macroeconómicos; dinámica del ciclo económico.	Modelo semiestructural nuevo keynesiano estimado por técnicas Bayesianas aumentado con la Ley de Okun.	Resultados coherentes con el ciclo económico observado; la evaluación de política monetaria y sus efectos sobre el mercado laboral es relevante.
Jacob y Wong (2018)	Nueva Zelanda	NAIRU (corto y largo plazo diferenciados); inflación y desempleo.	Filtro de Kalman por máxima verosimilitud; Modelo keynesiano de pequeña escala combinado con marco de Curva de Phillips.	Distinguen entre conceptos de corto y largo plazo; es difícil encontrar niveles de desempleo consistentes con inflación estable (relevante para política).
Radovan (2020)	Eslovenia	Producto potencial; brecha de producto; tendencia y ciclo.	Modelo de componentes no observados con función de producción para estimar producto potencial y brecha.	El enfoque captura tendencias y ciclos macroeconómicos de forma efectiva; fortalece la estructura económica de las estimaciones.
Gokcu (2021)	Turquía	NAIRU; utilización de capacidad; desempleo en recesiones largas.	Filtro multivariado que incorpora bloque de utilización de capacidad y desempleo «ampliado»	Los choques macroeconómicos son importantes en la dinámica del mercado laboral; el marco refleja condiciones laborales en recesiones prolongadas.

Cuadro A3.2. Pruebas de Dickey-Fuller Aumentada para 2014T4: 2024T4

Variable	Valor p	
	Nivel	Primera diferencia
Producto interno bruto	0.0449	0.0000
Índice de precios al consumidor	0.0850	0.0000
Desempleo	0.0175	0.0000
Crédito	0.1671	0.0005
Inversión (% PIB)	0.5698	0.0000

Fuente: estimación propia con datos del Banco Central de la República Dominicana.