

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

**María Daniela Cortés Lancheros, Yennifer Cortés Pedraza, David
Rodríguez Guerrero y Cindy Roza Romero**

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



María Daniela Cortés Lancheiros, Yennifer Cortés Pedraza, David Rodríguez Guerrero y Cindy Rozo Romero

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

Resumen: *La literatura en economía laboral para países en desarrollo emplea frecuentemente índices sintéticos para estudiar los empleos de calidad, esto en especial debido a contextos de alta informalidad. Típicamente, se han considerado dos metodologías para la ponderación vertical de las dimensiones de calidad: ad hoc y análisis de componentes principales. Este artículo analiza la calidad del empleo desde las preferencias de los trabajadores. Para ello se estudia el problema de ponderadores verticales como un problema de elección discreta que enfrenta el trabajador y que puede ser analizado con un modelo de betas estandarizados estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Para ilustrar nuestra propuesta empleamos la información de la GEIH, para facilitar el ejercicio comparativo seguimos las ponderaciones horizontales presentadas por Farné (2003) y comparamos nuestro índice de calidad con las propuestas metodológicas previas. Encontramos que los trabajadores dan mayor ponderación en su orden a seguridad social, ingreso, contrato y horario laborales. Por otro lado, independientemente de la metodología, la calidad del empleo en el país es baja, con diferencias importantes entre asalariados en independientes, pero no entre hombres y mujeres.*

Palabras clave: *calidad del empleo, índice sintético, satisfacción laboral, condiciones de trabajo, betas estandarizadas.*

Clasificación JEL: C51, J08, J24, J28, J81.

Quality of Employment: A Measure of Workers' Preferences

Abstract: *The literature in labor economics for developing countries frequently employs synthetic indices to study quality jobs, especially in contexts of high informality. Typically, two methodologies have been considered for the vertical weighting of quality dimensions: ad hoc and principal component analysis. This paper analyzes job quality from the point of view of workers' preferences. For this purpose, the vertical weighting problem is studied as a discrete choice problem faced by the worker, which can be analyzed with a standardized betas model estimated by ordinary least squares. To illustrate our proposal, we use information from the GEIH, to facilitate the comparative exercise we follow the horizontal weights presented by Farné (2003) and compare our quality index with previous methodological proposals. We found that workers give greater weighting in their order to social security, income, contract and working hours. On the other hand, regardless of the methodology, the quality of employment in the country is low, with important differences between self-employed workers, but not between men and women.*

Keywords: *job quality, synthetic index, job satisfaction, working conditions, standardized betas.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356508>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Qualité de l'emploi: une mesure des préférences des travailleurs

Résumé: *La littérature sur l'économie du travail dans les pays en développement utilise fréquemment des indices synthétiques pour étudier les emplois de qualité, en particulier dans les contextes de forte informalité. En règle générale, deux méthodologies ont été envisagées pour la pondération verticale des dimensions de la qualité : l'analyse ad hoc et l'analyse en composantes principales. Ce document analyse la qualité de l'emploi du point de vue des préférences des travailleurs. Pour ce faire, nous étudions le problème de la pondération verticale comme un problème de choix discret auquel est confronté le travailleur et qui peut être analysé à l'aide d'un modèle bêta standardisé estimé par les moindres carrés ordinaires. Pour illustrer notre proposition, nous utilisons des informations provenant du GEIH. Pour faciliter l'exercice comparatif, nous suivons les pondérations horizontales présentées par Farné (2003) et comparons notre indice de qualité avec les propositions méthodologiques précédentes. Nous constatons que les travailleurs accordent une plus grande importance à la sécurité sociale, au revenu, au contrat et aux heures de travail. D'autre part, quelle que soit la méthodologie, la qualité de l'emploi dans le pays est faible, avec des différences importantes entre les travailleurs indépendants, mais pas entre les hommes et les femmes.*

Mots clés: *qualité de l'emploi, indice synthétique, satisfaction professionnelle, conditions de travail, bêta standardisé.*

Cómo citar / How to cite this item:

Cortés-Lancheros, M. D., Cortés-Pedraza, Y., Rodríguez-Guerrero, D., & Rozo-Romero, C. (2024). Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores. *Lecturas de Economía*, 102, 165-201. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356508>

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

María Daniela Cortés Lancheros ^a, Yennifer Cortés Pedraza ^b, David Rodríguez Guerrero ^c y Cindy Rozo Romero ^d

–Introducción. –I. La calidad del empleo en la literatura. –II. Metodología y datos. –III. Resultados. –Conclusiones. –Agradecimientos. –Declaración de ética. –Referencias

Primera versión recibida el 04 de marzo de 2024; versión final aceptada el 13 de junio de 2024

Introducción

La calidad del empleo ha estado históricamente en la agenda de discusión del mercado laboral para Latinoamérica, en especial, debido a que la región se caracteriza por empleos inestables, que no cumplen con la legislación laboral y de bajos ingresos. Colombia no es la excepción. Un síntoma de dicha precariedad se refleja en la alta informalidad de la población ocupada. Por ejemplo, mientras en América Latina el nivel promedio de informalidad en 2019 se ubicó en 48,5 %, Colombia se situó en 54,6 %; una diferencia de 6,1 puntos porcentuales —p.p.— (CEPAL, s.f.).

La construcción de índices de calidad del empleo suele ser una herramienta importante que le permite a los economistas laborales ir más allá de una

^a *María Daniela Cortés Lancheros*: Profesional en operaciones de tesorería, ICETEX, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: mdcortes@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0000-0620-9559>

^b *Yennifer Cortés Pedraza*: Analista de operaciones especiales, Seguros SURA, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: ypaolacortes@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0005-2743-2529>

^c *David Rodríguez Guerrero*: Docente e investigador de la Universidad Externado de Colombia, Facultad de Economía, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica:

david.rodriguez@uexternado.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-2670-3786>

^d *Cindy Rozo Romero*: Economista, Dirección de transporte aéreo, Aerocivil, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: cdrozo@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0001-2369-002X>

visión monetarista del empleo al considerar otros atributos de los puestos de trabajo. Los investigadores han propuesto una serie de ponderaciones verticales y horizontales a los atributos de los trabajos. En el caso de los ponderadores verticales, se han propuesto principalmente dos metodologías: ponderadores *ad hoc*, es decir basados en el “buen juicio” del investigador sobre qué es un trabajo de calidad y en segundo lugar ponderadores resultantes de la metodología de análisis de componentes principales (PCA). Mientras en la primera metodología los conocimientos del investigador indican los ponderadores verticales, en la segunda metodología la idea es que los datos “hablen” para identificar estos ponderadores.

Este artículo analiza la calidad del empleo desde una faceta poco explorada: buscamos ponderar las distintas dimensiones de calidad desde las preferencias del trabajador. Para ello empleamos las dimensiones propuestas en el estudio seminal de calidad del empleo en Colombia (Farné, 2003): ingresos, contrato laboral, seguridad social y horario laboral, y planteamos el problema de ponderadores verticales como uno de elección que enfrenta el trabajador y que puede ser analizado con un modelo de betas estandarizados a ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Para ilustrar nuestra propuesta metodológica empleamos la información de la GEIH para el periodo comprendido de 2009 a 2019.

Nuestro objetivo es triple, por un lado, procedemos a evaluar si la ponderación que los trabajadores dan a las dimensiones de calidad del empleo guarda alguna relación con la que asignan lo demás autores con las propuestas metodológicas previas. Por otro lado, nuestra propuesta metodológica, además de ser fácilmente aplicable, puede resultar útil como complemento a las mediciones de calidad del empleo típicamente usadas en la literatura. Por último, el artículo busca ser una guía para aquellos investigadores que desean aplicar rápidamente las mediciones de calidad del empleo en el contexto de la economía colombiana, latinoamericana o de otro país en desarrollo.¹

Encontramos que, empleando la metodología propuesta, las variables con mayor ponderación por parte del trabajador son en su orden seguridad

¹ Para ello, el código en Stata puede ser fácilmente entregado por los investigadores.

social, ingreso, contrato y horario laboral. Estos resultados no necesariamente coinciden con la literatura previa. Mientras en la literatura *ad hoc* se da un mayor peso a los ingresos laborales, empleando PCA o coeficientes beta encontramos un mayor peso a la seguridad social. Las tres metodologías concuerdan en que la jornada laboral es la dimensión menos relevante. Sin embargo, existen diferencias importantes en cuanto a las magnitudes de los ponderadores de cada dimensión para las tres metodologías.

Este artículo se divide en tres secciones. Una breve revisión de la literatura se presenta en la primera sección: se asocia la literatura empírica a nivel nacional e internacional; al igual que la literatura teórica que da las aproximaciones a la definición de calidad del empleo. En la segunda sección se aborda en detalle cada una de las tres metodologías al igual que los datos empleados. En la tercera, se realiza un análisis comparativo de los resultados bajo las distintas metodologías para, finalmente, presentar las conclusiones del estudio.

I. La calidad del empleo en la literatura

A. Literatura teórica

Un estudio de la OIT (2019) revela que una de las principales causas de intranquilidad en la población mundial activa es la creciente precariedad de la calidad del empleo, la cual tiene una significativa relación con la nueva dinámica de la actividad económica. De allí que un análisis de la calidad de los empleos resulta crucial para avanzar en políticas que permitan mejorar el bienestar de los trabajadores.

El primer acercamiento al concepto de calidad del empleo lo contempla Freeman (1977), quien definió un buen trabajo a partir de un conjunto de variables subjetivas y objetivas y quien emplea microdatos para tratar de cuantificarlo. Aproximándose al concepto, Infante y Vega (1999), citados en Farné (2003) definen que la calidad del empleo se establece por el “tipo de inserción laboral, las remuneraciones, la capacitación y la motivación de los trabajadores” (p. 12). Asimismo, Farné y Vergara (2015) se refieren al concepto de la calidad del empleo como un conjunto de factores relacionados

a los puestos de trabajo y con aspectos que las instituciones y la norma laboral han venido aceptando internacionalmente. Además, se aprecia un vínculo con aspectos de bienestar económico, social, psíquico y de salud de los trabajadores.

Por otra parte, Antón, et al. (2012), citados en Frasser y Lasso (2015) enunciaron que la calidad del empleo es multidimensional y que afecta el bienestar y la calidad de vida de los individuos. En suma, no se ha podido llegar a un acuerdo que determine la definición y medición más adecuada para la calidad del empleo (Farné, 2012). Por otro lado, medidas de satisfacción en el puesto de trabajo al igual que el concepto de *trabajo decente*, propuesto por la OIT en 1999, hacen aún más difícil llegar a una metodología estándar para estudiar la calidad de los empleos (Burchell et al. 2013).

B. Trabajo decente

Siguiendo a la OIT (2019), se cuenta con un concepto similar al de calidad del empleo: el trabajo decente. Según Farné et al. (2016) por trabajo decente “se entiende [...] el trabajo productivo desarrollado en condiciones de libertad, equidad, seguridad y dignidad humana” (p. 19). Es decir, una actividad laboral que protege, dignifica y permite el desarrollo de las capacidades de los trabajadores y vela por el cumplimiento de sus derechos. Sin embargo, a diferencia del concepto de calidad del empleo, la medición del trabajo decente se basa en indicadores objetivos simples que permiten capturar a nivel agregado la situación del mercado de trabajo de un país o unidad geográfica. Por ejemplo, siguiendo a OIT (1999), algunos de los indicadores simples son: tasa de informalidad, tasa de desempleo, porcentaje de trabajadores de bajos ingresos entre otros. Mientras que la calidad del empleo se refiere típicamente a un índice compuesto calculado a nivel del individuo en base a encuestas a trabajadores.

C. Literatura empírica

La medición de la calidad del empleo se ha realizado a partir de microdatos, cuya unidad de observación es el trabajador y en la que se

construye un índice sintético —es decir, un indicador que resume distintas dimensiones de calidad—. Este requiere una ponderación horizontal, es decir una asignación de valores numéricos a cada atributo de calidad, en los que un mayor valor de la variable —o índice— resultante está asociado a una mayor calidad en esa variable. Luego, se requiere una ponderación vertical de variables para llegar a un índice por trabajador. Esta última se ha realizado usualmente de manera *ad hoc* o empleando el método de PCA, cuyo resultado en todo caso es un índice que no refleja el sentir o la óptica del trabajador. Este sesgo llevaría a que los hacedores de política orienten esfuerzos a la mejora de dimensiones de calidad que no necesariamente terminarían mejorando el bienestar del trabajador. Esta sección contextualiza las investigaciones acerca de la calidad del empleo para Colombia y Latinoamérica.

D. Referencias nacionales

El estudio seminal de calidad del empleo en Colombia lo llevó a cabo Farné (2003), quien empleó una metodología *ad hoc* a las ponderaciones horizontales y verticales del índice de calidad del empleo (ICE). Farné (2003) aplicó un índice sintético de cuatro variables propuestas anteriormente por la OIT en Chile: ingreso, modalidad de contratación, afiliación a la seguridad social y horario de trabajo. El principal hallazgo es que el grupo de asalariados cuenta con mejores condiciones en comparación con los trabajadores independientes, dada la vinculación formal por medio del contrato laboral que genera protección económica.

Pasada una década, Farné et al. (2013) aplican nuevamente esta metodología para las 23 ciudades principales del país para el periodo 2010-2013. Con la estimación del ICE, se evidenció un progreso —si bien poco significativo— en el periodo analizado: solo obtuvo un aumento de un punto de 33,5 a 34,5; en especial, mostró mejoras en la seguridad social y contratación laboral. Por otro lado, los ingresos de los trabajadores no contaron con mejoras significativas.

Posteriormente, Alba (2016) estimó este índice para el periodo 2008-2014, agregando dos dimensiones a las propuestas por Farné (2003): beneficios no salariales y ambiente físico del trabajo. Por medio de una regresión de mínimos

cuadrados ordinarios (MCO), analiza los determinantes de un empleo de calidad. Entre otros, se encuentra que Medellín representa la mayor calidad del empleo debido al índice de seguridad social y tipo de contrato, seguido de Bogotá.

En el siguiente grupo de artículos de medición de calidad del empleo se encontraron aquellas estimaciones empleando PCA. Esta metodología se presenta en detalle en la sección II. Adicionalmente, se desprende una variante de análisis de componentes principales categóricos (CATPCA, por sus siglas en inglés), el cual también tiene como fin la reducción de la dimensionalidad de los datos en contextos en que se trabaja con variables tanto nominales y ordinales. Este método considera el escalonamiento óptimo de las variables, se asigna una medición numérica a las categorías que permite llevar a cabo un análisis para datos categóricos.

Por su parte, Pineda y Acosta (2011) plantearon una discusión de la calidad del trabajo y las dimensiones que esta abarca para 2008 en las trece áreas metropolitanas. Elaboraron un ICE que adiciona la percepción sobre el empleo y el subempleo a las variables propuestas por Farné (2003) resaltando así los fraccionamientos del mercado laboral entre asalariados e independientes.

Luego, Farné y Vergara (2015), con el objetivo de comprobar si el crecimiento económico ha aumentado la posibilidad de obtener un empleo, en el contexto de una mayor flexibilización de las relaciones laborales a principios de siglo, proponen un ICE para el periodo de 2002-2011, adicionando al análisis diez variables: posición ocupacional, antigüedad en el trabajo, tiempo parcial involuntario, mujeres directivas, subempleo, formalidad, deseo de cambiar de trabajo, ubicación del puesto de trabajo, y diferencia entre ingreso observado y potencial. Los resultados obtenidos evidencian una leve mejora de las condiciones de empleo para el caso de los asalariados a diferencia de los independientes.

Posteriormente, Castañeda (2019) analizó la calidad del empleo durante el periodo 2008-2017 para la ciudad de Bogotá, basándose en un índice compuesto empleando la metodología CAPTCA. Adicionó dos dimensiones a las ya propuestas por Farné (2003): condiciones de trabajo y percepción

sobre el empleo. A partir de esta estimación, se obtuvo que el grupo de asalariados presenta una calidad del empleo media-baja, mientras que los independientes cuentan con una calidad baja; y las dimensiones más importantes son los ingresos y la seguridad social.

Finalmente, Astorquiza et al. (2023) analizan las dimensiones: precariedad laboral, continuidad laboral, control sobre el trabajo, afiliación a la seguridad social y nivel de salarios en el caso de Colombia para el periodo 2010 y 2019. Para la construcción del índice emplean la metodología de *fuzzy sets*. Encuentran que los empleos en comercio, transporte y alojamiento son los más precarios, mientras que el índice de precariedad es menor en Bogotá y Tunja. Concluyen que, en general, la precariedad laboral en el país es alta.

En contexto, se puede observar que las variables ofrecidas por la OIT y aplicadas inicialmente por Farné (2003) para el caso colombiano, son las que mayor frecuencia tienen en los artículos anteriormente descritos, razón por la cual, el presente artículo también hará uso de ellas, por su grado de relevancia.

E. Referencias internacionales

Para Latinoamérica, Weller y Roethlisberger (2011) resaltaron las debilidades registradas en la región y los desafíos en materia de políticas públicas para lograr fortalecer y estabilizar un círculo virtuoso en el mercado laboral. Se concluyó que la región muestra grandes déficits en los ingresos, en los alcances de los sistemas de pensiones y salud, en las garantías de los derechos laborales y en los beneficios no salariales.

Por su parte, Sehnbruch et al. (2020) proponen una medición de la privación de calidad en sus empleos siguiendo la metodología de Alkire y Foster (Alkire, 2007; Alkire & Foster 2011) para pobreza multidimensional, considerando tres dimensiones: ingresos, estabilidad en el empleo, y condiciones laborales y cinco variables. Los autores aplican la metodología propuesta en el contexto de diez países latinoamericanos encontrando una gran heterogeneidad en cuanto a la contribución de cada una de las dimensiones a la privación de calidad en el empleo.

Para Argentina, Salvia y Vera (2016) estudiaron la calidad del empleo entre 2004-2011, enfocándose en la relación de este concepto con las cualidades de la población económica, el capital humano y la formación laboral. Con una estimación de regresión logística hallaron un aumento de la calidad del empleo no asociado al capital humano, a pesar del crecimiento del empleo y de tendencias positivas de educación y calificación del trabajo; en contraparte, encontraron que existe desigualdad en la productividad, acceso a empleos de calidad y formación de los ocupados.

Para el caso peruano, Castillo (2018) estimó la calidad del empleo para la región de Arequipa en 2017, basada en la metodología *ad hoc* de Farné (2003). La autora realiza 630 encuestas en las que captura las variables para recrear el índice y encuentra que el empleo en la región es de baja calidad, con puntajes de 42,2 de 100. La autora resalta importantes dificultades en las dimensiones de ingresos y contrato laboral.

En Chile, Chiang y Krausse (2009) cuantificaron la calidad de vida laboral en una empresa pública y una privada, basada en un enfoque de responsabilidad social y empresarial. El estudio comprendió un total de 128 trabajadores y la medición de 118 preguntas, divididos en cuatro indicadores: satisfacción laboral, condiciones y medio ambiente, organización e indicadores globales. Se evidencia que, a medida que aumenta la antigüedad del trabajo, se estabiliza el tiempo trabajo-familia; la satisfacción laboral, se ubica en un nivel medio-alto por parte de los trabajadores. Sin embargo, la satisfacción con los ingresos se encuentra en un nivel medio-bajo.

Para Ecuador, Orellana et al. (2020) investigaron la evolución de la calidad del empleo basados en un enfoque multidimensional entre 2007-2017. Se construyó un índice compuesto con dos tipos de ponderaciones, uno que pondera cada dimensión con el modelo PCA policórico y otro que genera mayor peso a la dimensión de remuneraciones siguiendo la metodología *ad hoc*. Se encuentran importantes avances en la calidad del empleo, evidenciando una mejora en los niveles de estabilidad laboral, cobertura de la seguridad social y en las condiciones laborales. Sin embargo, el porcentaje de personas con empleos precarios sigue siendo bastante elevado.

Para México, Granados y Vences (2011) elaboraron un ICE para comparar el mercado laboral de ciudades mexicanas. Basados en un análisis de componentes principales (PCA) para la construcción del índice y de técnicas econométricas para analizar sus determinantes se encuentra que existe un deterioro de la calidad del empleo y del desempleo, debido a los principales motores de crecimiento: demanda externa y consumo privado.

Con una muestra de países más amplia, Stier y Yaish (2014) proponen una medición de la calidad del empleo desde la subjetividad del trabajador, con el objetivo de identificar diferencias entre géneros en varias dimensiones de calidad. Emplean el módulo de orientación hacia el trabajo del ISSP en el que se recopilan datos para 27 países. El índice propuesto es un promedio simple de las variables ingresos, oportunidades de avance, trabajo interesante, posibilidad de trabajar de manera independiente y de mejorar las habilidades, los autores encuentran que los ingresos más bajos de las mujeres no son compensados por otras dimensiones de calidad.

II. Metodología y datos

En este artículo buscamos evaluar si la ponderación que los trabajadores dan a las dimensiones de calidad del empleo es la misma que aquella que asignan los economistas laborales a esas dimensiones. En otras palabras, buscamos determinar si las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de los puestos de trabajo son similares a las que encontramos en la literatura de calidad del empleo. En lo que sigue, presentaremos la fuente de información empleada y haremos una descripción detallada de la propuesta metodológica.

A. Datos

Empleamos los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2009; 2019) de manera mensual. Esta encuesta proporciona información para las zonas urbanas y rurales, incluyendo las 23 principales ciudades y áreas metropolitanas de Colombia. La encuesta es representativa del total de población en el país. Con ésta, se puede obtener la evolución de las personas ocu-

padas, desempleadas, población económicamente activa y otras variables del mercado laboral incluyendo ingresos, contratos, seguridad social, horarios de trabajo y satisfacción laboral.

El presente artículo tendrá en cuenta los años 2009 a 2019. No se escogieron los años 2020 y 2021 puesto que son años atípicos y para el primero de ellos la GEIH no cuenta con información completa para algunas variables de interés como seguridad social². En total, la GEIH cuenta para este periodo con 3703054 observaciones de trabajadores de las cuales 1766145 son asalariados y son 1936909 independientes. En lo que sigue, emplearemos un *pool* de las observaciones de todos los años al momento de estimar los ponderadores del índice de calidad. En promedio la muestra empleada representa una población de 20112071 trabajadores dividida entre 10103135 asalariados y 10008936 independientes al año, al aplicar el factor de expansión (ver Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

	Asalariado	Independiente	Total
Mujer	42,3 %	38,3 %	40,3 %
Edad	35,9 %	42,7 %	39,3 %
Primaria	21,3 %	41,1 %	31,2 %
Bachillerato	44,7 %	41,4 %	43 %
Superior	34 %	17,5 %	25,8 %
Informal	32,6 %	86,5 %	59,4 %
Promedio de ingreso laboral (en millones)	1680673	953326	1318703
Mediana de ingreso laboral (en millones)	1201518	560119	970.874
Promedio de satisfacción	86,7 %	81,6 %	84,1 %
Observaciones	1766145	1936909	3703054
Población (promedio anual)	10103135	10008936	20112071

Fuente: elaboración propia a partir de GEIH (DANE, 2009; 2019).

² Esto, debido a que durante el inicio de la pandemia el DANE se vio obligado a reducir el número de preguntas realizadas a los hogares urbanos

Del total de la muestra de personas ocupadas en el país, el 40,3 % son mujeres, entre los asalariados un 42,3 % son mujeres mientras que entre los independientes el 38,3 % lo son. Entre asalariados la edad promedio es de 35 años, mientras que, en el caso de los independientes, la edad aumenta a 42 años. El 21,3 % de los asalariados y el 41,1 % de los independientes cuentan con una educación primaria y del total de la muestra, el 31,2 % terminó la primaria. Mientras que el 34 % de los asalariados y el 17,5 % de los independientes culminaron su educación superior. El 32,6 % de los asalariados pertenecen a la informalidad, mientras que el 86,5 % de las personas independientes son informales³. Por último, el porcentaje de personas satisfechas con el trabajo es superior al 80 % con un valor ligeramente superior de 5 p.p. para los asalariados relativo a los independientes.

Con respecto a los ingresos totales de los trabajadores, la Tabla 1 muestra que, en promedio, el ingreso del asalariado en Colombia es de 1680673 mientras que para los independientes es de 953326. Ahora bien, la mediana del ingreso es significativamente mayor para los asalariados con 1201518 pesos que para los independientes cuya mediana es de 560119 pesos. Para el total la mediana es de 970874 pesos.

B. Dimensiones de calidad

Para la comparación de las dos metodologías referenciadas anteriormente —*ad hoc* y PCA— con la nueva metodología que proponemos en este artículo, emplearemos las cuatro dimensiones de calidad empleadas en el estudio original de Farné (2003): Ingreso (IN), Seguridad Social (SS), Contrato Laboral (CL) y Horario de Trabajo (HT). Si bien, en la literatura se encuentran muchas más variables y dimensiones de calidad (Burchell et al. 2013), nuestra elección se hace por simplicidad y con intención de que los resultados sean comparables con los del índice de calidad del empleo más comúnmente empleado en la literatura empírica referenciada previamente para el país.

Para cada una de estas cuatro dimensiones emplearemos la ponderación horizontal propuesta por Farné (2003), salvo un ajuste en la dimensión

³ La medición de informalidad laboral corresponde a la visión legalista que implica que el trabajador reporta estar contribuyendo a pensiones o ya está pensionado en la GEIH

Horario de Trabajo. Cada una de las variables toma valores 0,50 o 100. La ponderación de cada dimensión se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2. Dimensiones y variables que componen el índice de calidad del empleo

Dimensión	Variable	Puntaje
Ingresos adecuados	Ingreso laboral mensual total	0 pts si los ingresos son menores a 1.5 SMMLV. ⁴
		50 pts si los ingresos se encuentran entre 1.5 y 3 SMMLV.
		100 pts si los ingresos son mayores a 3 SMMLV
Estabilidad y seguridad del trabajo	Contrato laboral	0 pts si no tiene contrato a término indefinido o contrato fijo.
		50 pts si su contrato es a término fijo.
		100 pts si su contrato es a término indefinido.
Seguridad Social	Afilación a pensiones y salud	0 pts si no se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial y si no cotiza a pensión
		50 pts si se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial de salud o si cotiza a pensión, solo una de las contribuciones.
		100 pts si se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial y si cotiza a pensión
Horas de trabajo	Horario de trabajo habitual	0 pts si su horario laboral es mayor a 48 horas semanales.
		50 pts si su horario laboral es menor o igual a 24 horas semanales
		100 pts si su horario laboral es mayor a 24 horas semanales pero menor o igual a 48 horas semanales.

Fuente: elaboración propia, basado en Farné (2003).

⁴ Salario Mínimo Mensual Legal Vigente. En el caso del ingreso laboral, seguimos la

C. AD HOC

En este caso emplearemos la ponderación vertical propuesta en el documento original de Farné (2003). Por ello, los ponderadores reflejan la importancia que el investigador le da —basado en su propio juicio— a las dimensiones de calidad. Es decir, es una ponderación de manera arbitraria. Es de resaltar que el autor aplica una ponderación vertical distinta a asalariados e independientes. La misma se presenta en la Tabla 3.

Tabla 3. *Dimensiones y variables que componen el índice de calidad del empleo*

Dimensión	Variable simple	Asalariados	Independientes
Ingresos adecuados	Ingreso laboral mensual total	40 %	50 %
Estabilidad y seguridad del trabajo	Contrato laboral	25 %	
Seguridad Social	Afiliación a pensiones y salud	25 %	35 %
Horas de trabajo	Horario de trabajo habitual	10 %	15 %

Fuente: Farné (2003).

D. Análisis de componentes principales (PCA)

Desde la propuesta original de Tintner (1952), el método de componentes principales ha sido utilizado frecuentemente en la literatura de índices sintéticos debido a que permite que los datos mismos determinen la ponderación de las variables que componen el índice a construir. En este caso, la metodología busca construir a partir de k variables originales otras k variables denominadas componentes principales que no están correlacionadas entre ellas, pero que capturan la variabilidad del conjunto de datos. Más específicamente, el primer componente captura la mayor variabilidad del conjunto de información original, el segundo la mayor variabilidad del conjunto de información original una vez el primer componente ha sido removido y así sucesivamente hasta el componente k . En el caso de nuestro índice de calidad del empleo, primero calculamos los componentes principales

metodología para la construcción de la variable ingreso monetario de la primera actividad que el DANE emplea en la medición de pobreza monetaria y desigualdad del DANE.

para el conjunto de información original: las cuatro variables presentadas en el apartado B de esta sección.

Luego, encontramos la correlación entre el primer componente principal y cada una de las cuatro variables de calidad (i), llamémosla $corr_{1,i}$. Luego re-escalamos los coeficientes de correlación para encontrar unos ponderadores verticales que sumen la unidad:

$$w_i^{PCA} = \frac{corr_{1,i}}{\sum corr_{1,j}} \quad \text{con } i, j = IN, CL, SS, HT. \quad (1)$$

E. Satisfacción en el trabajo (coeficientes beta)

Nuestra metodología busca encontrar unos ponderadores verticales del índice de calidad del empleo por medio de la siguiente función de utilidad del trabajador m , la cual tiene —como es usual en la literatura empírica— un componente determinístico y uno estocástico:

$$U^m = U(X_i^m) + \varepsilon^m \quad \text{con } i = IN, CL, SS, HT, \quad (2)$$

donde U^m es una variable latente que representa el nivel de utilidad que el trabajador m obtiene de su puesto de trabajo. X_i^m es el puntaje en la dimensión de calidad i para el agente m , ε^m es el error, es decir, una variable que agrupa todas las otras características del puesto de trabajo que le dan utilidad al trabajador.

Ahora bien, en la encuesta no observamos directamente el nivel de utilidad —de ahí que la utilidad sea una variable latente en el modelo—, pero observamos si el trabajador está satisfecho con su trabajo. Debido a que la utilidad nos importa en términos ordinales, sin pérdida de generalidad podemos establecer que:

$$P(U^m > \tau | X_i^m) = P(satis^m = 1 | X_i^m). \quad (3)$$

Es decir, si el trabajador afirma que está satisfecho con su trabajo ($satis^m = 1$) establecemos que su utilidad es mayor a un nivel τ y planteamos un modelo de probabilidad condicionada a las dimensiones de calidad.

En nuestro caso, asumiremos que la función de utilidad es lineal y estimaremos el modelo propuesto en la ecuación 3 por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) por lo que nuestro modelo de probabilidad lineal tiene la forma:

$$P(\text{satis}^m = 1 \mid X_i^m) = \theta_0 + \sum_i \theta_i X_i^m + \varepsilon^m, \quad (4)$$

donde θ_0 es una constante, los coeficientes θ_i representan la importancia de cada dimensión de calidad i en la utilidad del trabajador y ε^m en este caso por construcción tiene una media de cero⁵. Nótese que hemos asumido que los coeficientes θ_i no son trabajador-específicos, lo cual implica que las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de los puestos de trabajo son idénticas, lo cual nos permitirá emplear la GEIH para su estimación.

Ahora bien, a pesar de que se cumple que cada $X_i^m \in [0, 100]$ no podemos afirmar que cada punto de una variable X_i^m sea idéntico a un punto de otra variable X_j^m para el trabajador. Por ello se hace una estimación sobre variables estandarizadas también denominada en la literatura como estimación de coeficientes beta. Esta hace que los coeficientes estimados sean comparables entre ellos en términos de escala, lo que permite identificar su importancia dentro de la utilidad del trabajador.

Por último, es posible que cada X_i^m esté correlacionada con variables que aparecen en el error ε^m , es decir con otras características del puesto de trabajo o incluso características del trabajador y que determinan el nivel de utilidad, esto llevaría a que existe un sesgo en la estimación de cada θ_i . Dado que la GEIH nos da una gran batería de variables, las usaremos como controles (X_j^m) en la estimación.⁶ Como consecuencia la ecuación a estimar será de la forma:

$$Z_{\text{satis}}^m = \sum_i \theta_i^Z Z_i^m + \sum_j \beta_j^Z Z_j^m + \epsilon^m, \quad (5)$$

⁵ Esto se debe a la introducción de una constante en la función de utilidad

⁶ Dummies de mujer, rama de actividad, oficio, escolaridad (primaria, bachillerato, superior), ubicación donde realiza el trabajo (i.e. oficina, vehículo, puerta a puerta etcétera), departamento.

donde θ_i^Z son los coeficientes de interés con $i = IN, CL, SS, HT$, β_j^Z el coeficiente de la variable de control j estandarizada, y cada variable estandarizada Z_k^m se obtiene a partir de la variable original X_k^m con la siguiente expresión.

$$Z_k^m = \frac{X_k^m - \bar{x}_k}{S_{X_k}}, \quad (6)$$

donde, S_{X_k} es la desviación estándar del regresor x_k y \bar{x}_k su media.

F. Construcción de los ponderadores verticales

Los coeficientes θ_i^Z obtenidos por medio de la estimación de la ecuación 5 por MCO nos indican en cuantas desviaciones estándar aumenta la satisfacción ante un aumento en una desviación estándar de la dimensión de calidad i . A pesar de que $\theta_i^Z > \theta_j^Z$ implica que la dimensión i es más importante que la j , tal como buscábamos, ninguno de los ajustes realizados implica que los θ_i^Z sumen la unidad. Por ello, una vez hemos recuperado los coeficientes θ_i^Z debemos re-escalarlos para que sumen la unidad:

$$w_i^\beta = \frac{\theta_i^Z}{\sum \theta_j^Z} \quad \text{con } i, j = IN, CL, SS, HT, \quad (7)$$

donde $\sum \theta_j^Z$ es la suma de los θ_i^Z encontrados al estimar la ecuación 5.

III. Resultados

En esta sección, primero presentamos los resultados de la estimación de los ponderadores de las tres metodologías presentadas. Luego, mostramos algunas tablas y gráficos de la evolución y promedio del puntaje de calidad del empleo al igual que sus dimensiones, con ello se buscan dar una perspectiva de la interrelación entre las variables propuestas y el índice para Colombia en el periodo 2009 a 2019.

A. [Resultado de la estimación de los ponderadores

A.1. Resultado análisis de componentes principales

Las tablas 4a y 4b presentan los resultados de la estimación de los componentes principales para las cuatro variables que capturan las dimensiones de calidad propuestas por Farné (2003), al igual que la matriz de correlaciones del primer componente principal con cada variable original.

Tabla 4. Resultados estimación de componentes principales

Componente Principal	Eigenvalue	Varianza explicada	Varianza Acumulada
1	2,18508	0,5463	0,5463
2	0,944491	0,2361	0,7824
3	0,651679	0,1629	0,9453
4	0,218747	0,0547	1

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Tabla 5. Coeficientes de correlación entre variables y primer componente principal

	PCP	IN	CL	SS	HT
Primer Componente Principal (PCP)	1				
Puntaje Ingreso (IN)	0,6806	1			
Puntaje Contrato Laboral (CL)	0,8930	0,421	1		
Puntaje Seguridad Social (SS)	0,8979	0,4470	0,7803	1	
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	0,3438	0,0852	0,2070	0,1833	1

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

La Tabla 4a presenta qué tanta de la varianza total es explicada por cada uno de los componentes principales encontrados. La varianza total se obtiene de re-escalar el *eigenvalue*⁷ de cada componente principal para que la suma de la unidad. Encontramos que el primer componente principal, es decir el

⁷ El eigenvalue o valor propio en este contexto indica la cantidad total de varianza que explica ese factor para las variables consideradas.

que usaremos para construir nuestro índice, captura un 54,6 % de la varianza total de las cuatro variables y los 3,7 millones de observaciones. El siguiente componente principal captura un 23,6 % y el tercer y cuarto componente capturan el 16,3 % y el 5,5 % de la varianza total respectivamente. La Tabla 4b presenta los coeficientes de correlación entre cada una de las cuatro variables originales y el primer componente principal. Vemos que las dimensiones de Seguridad Social y Contrato Laboral son aquellas que guardan una mayor correlación con el primer componente principal, coeficientes cercanos a 0,9, mientras que el horario laboral guarda la menor correlación con el primer componente principal, coeficiente cercano a 0,34. Re-escalando estos coeficientes obtenemos los pesos para cada una de las variables dentro del ICE. Los resultados de los ponderadores encontrados por PCA se presentan en la Tabla 6 más adelante.

B. Resultados coeficientes beta

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación de dos modelos de MCO. El primero corresponde a una regresión de la variable de satisfacción con el empleo como función de las cuatro variables propuestas por Farné (2003), es decir es un modelo de probabilidad lineal en el sentido estricto. El segundo modelo es la estimación por MCO del modelo anterior, pero para las variables estandarizadas, es decir la estimación de coeficientes beta presentada en la ecuación 5 y que usaremos para crear nuestro índice sintético.

Podemos ver que ambos modelos, que incluyen las cuatro variables de interés y los controles⁸ logran explicar un 6,6 % de la variación total en la satisfacción con el empleo, lo cual indica que el restante 93,3 % es explicado por variables no observadas. Ninguna de las cuatro variables de calidad tiene un efecto marginal superior a 1 p.p. de probabilidad. Sin embargo, debemos tener en cuenta que mientras la variable dependiente toma valores de 0 o 1, las cuatro variables independientes principales toman valores de 0 a 100. Podemos interpretar el coeficiente asociado al puntaje de seguridad social, el cual resulta ser el más alto, así: pasar de un empleo en el que no se contribuye

⁸ Nótese que, debido a que la variable oficio tiene algunos faltantes, el número de observaciones empleadas en la estimación se reduce con respecto a lo presentado en la Tabla 1.

Tabla 6. Resultados de los modelos estimados para la satisfacción laboral

Variable	Modelo 1	Modelo 2
Puntaje Ingreso (IN)	0,000844*** (7,48e-06)	0,0725*** (0,000479)
Puntaje Contrato Laboral (CL)	0,000449*** (8,08e-06)	0,0516*** (0,000828)
Puntaje Seguridad Social (SS)	0,000941*** (6,67e-06)	0,123*** (0,000808)
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	0,000118*** (4,29e-06)	0,0148*** (0,000544)
Constante	0,783 (57,36)	-1,68e-05 (0,000502)
Observaciones	3702,734	3702,734
R-cuadrado	0,066	0,066

Nota: errores estándar entre paréntesis *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Ambos modelos incluyen los controles mencionados en la sección II, literal D.

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

a pensión ni a salud (puntaje en SS = 0) a uno en el que se contribuye a ambos regímenes (puntaje en SS = 100) incrementa la probabilidad de estar satisfecho con el empleo en 9,4 p.p.

En relación con la estimación de los coeficientes beta, encontramos que un incremento en una desviación estándar en el puntaje de seguridad social implica un incremento de 12,3 desviaciones estándar en la satisfacción con el empleo. Para ambos modelos las variables son estadísticamente significativas al 1%, esto debido al gran tamaño de la muestra empleada. Como es de esperar, en el modelo de coeficientes betas, el coeficiente asociado a la constante es cero, debido a que todas las variables se estandarizan para tener media cero. Al re-escalar los cuatro coeficientes del Modelo 2 en la Tabla 5 para que sumen la unidad obtenemos los ponderadores de las variables en el ICE los cuales se presentan en la Tabla 6 a continuación.

Tabla 7. Ponderadores de diferentes metodologías

	AD HOC			
	Asalariado	Independiente	PCA	Betas
Puntaje Ingreso (IN)	40	50	24,2	27,6
Puntaje Contrato Laboral (CL)	25	0	31,7	19,7
Puntaje Seguridad Social (SS)	25	35	31,9	47,0
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	10	15	12,2	5,7
Total	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

C. Resultados generales ICE

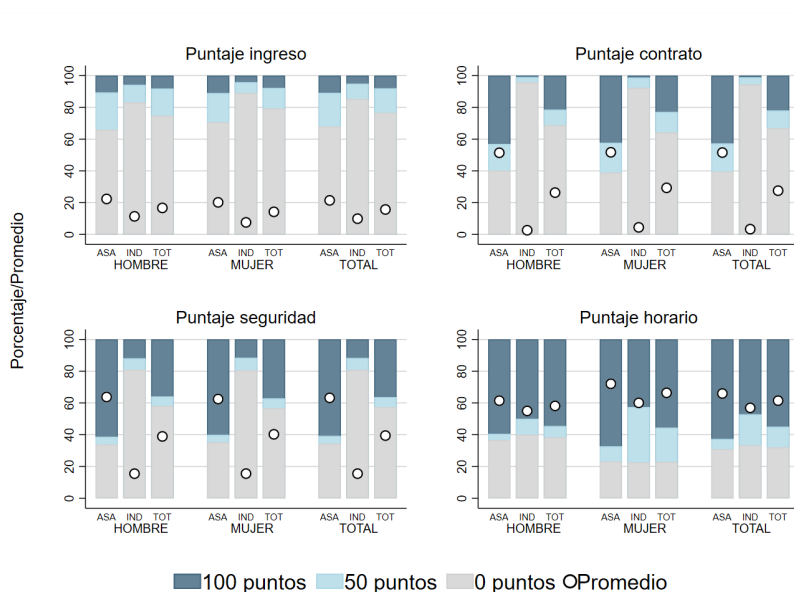
En la Tabla 6 se evidencia que, para las metodologías PCA y betas, el mayor puntaje lo obtiene la seguridad social, mientras, para la metodología *ad hoc* la mayor ponderación se les otorga a los ingresos tanto para asalariados como para independientes. Por otro lado, para las tres metodologías —*ad hoc*, PCA como Betas — las menores ponderaciones se otorgan a horario laboral, Es decir, las ponderaciones del PCA y Betas concuerdan parcialmente al momento de darle importancia a cada una de las variables que componen el ICE para el trabajador. No obstante, existen diferencias importantes en términos del nivel de la ponderación. Por ejemplo, mientras en la metodología de coeficientes beta la importancia de la seguridad social es del 47 % en el caso de PCA es solo 32 %, siendo de 35 % y 25 % para independientes y asalariados respectivamente en la metodología *ad hoc*. Caso contrario sucede con el puntaje horario de trabajo, donde la metodología de coeficientes beta da una importancia de 5,7 % mientras que para las demás metodologías la importancia es superior al 10 %.

D. Análisis detallado del ICE y sus variables constitutivas

La distribución del puntaje en cada dimensión se refleja en la Figura 1, donde las dos dimensiones que presentan en promedio un puntaje superior a 40 puntos (p.p.) son seguridad social y horario de trabajo, mientras que en ingreso se evidencia un promedio con un puntaje por debajo de 40p.p.

independientemente del grupo analizado. Enfatizando en la dimensión de ingreso encontramos que el 65,9 % de los hombres asalariados se encuentra en 0 p.p., el 23,3 % en 50 p.p. y el 10,6 % en 100p.p. Para los independientes, estos valores son 83 %,11,2 % y 5,76 % respectivamente. Para el caso de las mujeres asalariadas el 70,6 % tiene un puntaje de 0, el 18,3 % tiene 50 p.p. y el 11 % tiene 100 p.p., los resultados de ingresos en el caso de mujeres independientes son aún peores, lo cual nos lleva a afirmar que a) las mujeres tienen ingresos ligeramente más precarios que los hombres, b) la situación es aún peor para las mujeres independientes, c) en general los ingresos laborales en el país son bajos en relación al SMMLV.

Figura 1. Distribución de puntajes de dimensiones y promedio



Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

En el lado opuesto, encontramos la dimensión jornada laboral, con puntajes promedios más altos y estables entre grupos. En la que los puntajes fluctúan alrededor de 60 p.p. en promedio, y en donde el puntaje máximo (100 p.p.) es observado para al menos un 40 % de las personas independientemente

del grupo estudiado. Por su lado, un 40 % de los hombres que trabajan como independientes tiene una jornada excesivamente larga, mayor a 48 horas semanales. Como es de esperarse, el puntaje promedio de seguridad social varía ampliamente entre asalariados e independientes, en el caso de los primeros el puntaje siempre está por encima de 60 p.p., mientras que para los segundos siempre está por debajo de 20 p.p., esto debido a que más de un 80 % de los independientes no cotiza a ninguno de los regímenes: pensiones o salud. Por último, en relación con el contrato laboral, vemos que el puntaje promedio es siempre cero para los independientes (por construcción)⁹, mientras que está por encima de 50 p.p. para los asalariados, donde cerca del 40 % de los trabajadores asalariados no cuenta con contrato escrito.

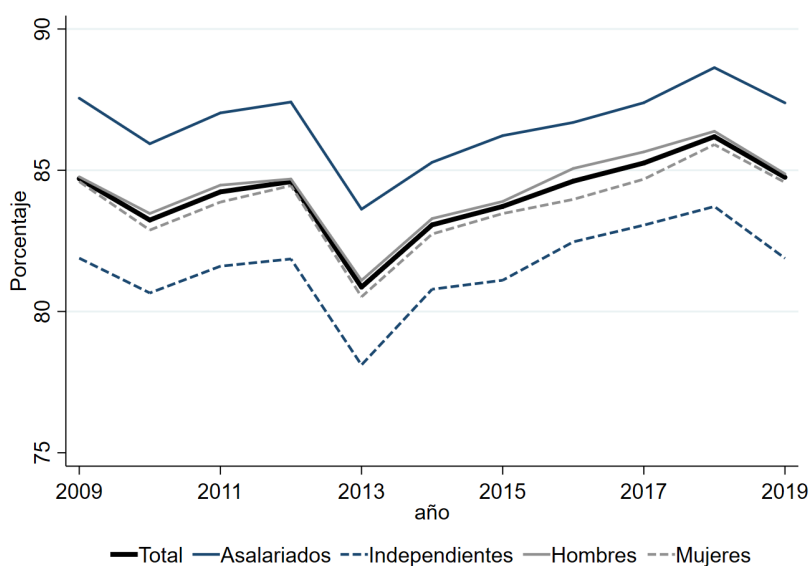
En la Figura 2 observamos la evolución del porcentaje de trabajadores satisfechos en el empleo para distintos grupos de ocupados desde el año 2009 hasta el 2019. En general el nivel de satisfacción es relativamente estable en el tiempo, fluctuando entre un 75 % y 90 % de trabajadores satisfechos. En el año 2013 se presentó la mayor disrupción en el tiempo de la medición potencialmente debido a un cambio de metodología en la recolección de la información para la pregunta de satisfacción¹⁰. En el caso del total de asalariados, la satisfacción es mayor que para los demás grupos y oscila entre el 82 % al 88 % donde el mayor porcentaje de satisfacción se presenta en el año 2018 con un 88,6 %. En el caso de los trabajadores que son independientes se evidencia un comportamiento similar en el tiempo, pero con un menor grado de satisfacción, donde su mayor pico se da en el mismo año con un 83,7 % de los trabajadores satisfechos. Por último, no se encuentran diferencias sustanciales en la satisfacción según sexo, el comportamiento para hombres y

⁹ En relación con este último punto, es importante destacar que, por ejemplo, la mayoría de los trabajadores independientes (40 %) indican en la GEIH 2019 que desearían trabajar como asalariados, y solo un 28,5 % prefiere la independencia. Esto muestra que, para muchos, pero no todos, la dimensión de estabilidad es valorada, por lo que resulta válido incluir el contrato en las dos versiones del ICE por PCA y coeficientes beta.

¹⁰ En 2013 se pasó de las opciones: muy insatisfecho, insatisfecho, satisfecho y muy satisfecho a las categorías satisfecho e insatisfecho. En el caso de la información previa a 2013 se reclasificaron las categorías muy insatisfecho e insatisfecho como insatisfecho, mientras que se reclasificaron las categorías satisfecho y muy satisfecho a satisfecho para el propósito de este estudio.

mujeres sigue el mismo patrón de los demás grupos a través del tiempo, pero oscila entre 82 % y 87 %.

Figura 2. Evolución de la satisfacción

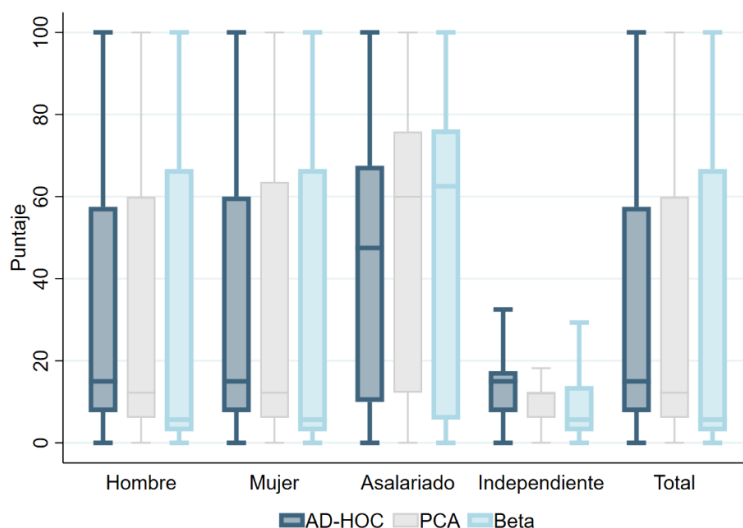


Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

La Figura 3 muestra la distribución del índice de calidad del empleo en las tres metodologías estudiadas —*ad hoc*, *PCA* y *Beta*— en un diagrama de caja y bigotes. Esta evidencia que, de las tres, la metodología *Beta* refleja menores medianas de puntajes tanto para hombres, mujeres, e independientes, así como el total de los ocupados. Solamente para asalariados la ponderación es tal que la mediana del ICE es más alta. En el caso de la metodología propuesta en este artículo, el 50% de los trabajadores cuenta con 5 p.p. o menos de calidad, mientras que en las metodologías *ad hoc* y *PCA* las medianas son de 14 p.p. y 11 p.p., respectivamente. Por otro lado, encontramos que la metodología de coeficientes *Beta* tiende a generar una mayor dispersión de los ICE: el rango intercuantílico es relativamente más amplio. No encontramos diferencias sustanciales en términos de la distribución de calidad entre

hombres y mujeres: en general los percentiles 25, 50 y 75 están ubicados en los mismos valores para hombres y mujeres dentro de cada metodología.

Figura 3. *Distribución de Índice de Calidad del Empleo (ICE)*



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

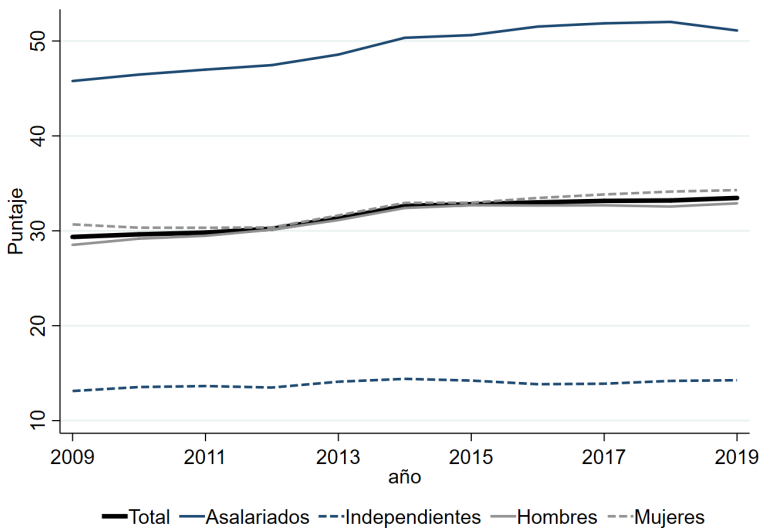
En la misma línea de las anteriores figuras, la mediana del puntaje de los asalariados es más alta que la de independientes y este panorama no varía en las tres metodologías. Mientras la mediana de ICE para asalariados es superior a 50 p.p. independientemente de la metodología, para independientes esa cifra es menor a 20 p.p. La distribución de puntajes del ICE está mucho más sesgada a la derecha para asalariados que para independientes.

La Figura 4 ilustra la evolución en el tiempo del puntaje ICE con la metodología de coeficientes beta y para distintos grupos de ocupados. En primera medida, se evidencia que el comportamiento del puntaje ha sido relativamente estable con algo de crecimiento para asalariados: las personas en este grupo cuentan con un puntaje considerablemente mayor que los independientes y para el total de ocupados. Para el caso del puntaje de ICE para los asalariados, el año 2009 presenta el menor puntaje: 45,7 p.p.; mientras

que en el año 2018 se presenta el mejor puntaje dado que este asciende a 52 p.p., un cambio de 6,3 p.p.

Para los independientes, el puntaje es considerablemente menor: 13 p.p.-14 p.p. Al igual que para asalariados, en el año 2009 se presenta el menor puntaje del índice: 13,1 p.p. y el año 2019 se presenta el pico mayor: 14,2 p.p., una diferencia muy pequeña de 1.1 p.p. Al analizar la figura según sexo, el puntaje de ICE es ligeramente superior para las mujeres en relación con los hombres, consolidándose el 2019 como el mejor año para ellas: 34,2 p.p. Finalmente, para el total de la población ocupada se evidencia que el puntaje oscila entre 29 p.p. y 33 p.p.

Figura 4. Evolución del promedio del Índice de Calidad del Empleo (ICE) (Coeficientes beta)



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Ahora bien, la Tabla 7 incorpora el promedio del índice de calidad del empleo según la ubicación donde se labora y la posición ocupacional: asalariado o independiente. Por ejemplo, ocupados que trabajan en casa en promedio su ICE es de 23,5 p.p. si son asalariados, mientras que para

los independientes es de 10,2 p.p. promedio y para el total de la muestra es de 11,8 p.p. Encontramos el mismo patrón anteriormente descrito en otras graficas: los independientes tienen peores puntajes que los asalariados independientemente del lugar de trabajo.

Tabla 8. Promedio de Índice de Calidad del Empleo (ICE) según lugar donde trabaja y posición ocupacional (Coeficientes beta)

	En su vivienda	Otras viviendas	En Kiosco-Caseta	En un vehículo	De puerta a puerta
Asalariado	23,595	14,456	15,210	54,877	59,743
Independiente	10,260	9,087	6,405	15,209	16,578
Total	11,853	11,280	8,715	29,670	30,545
	En la calle	Local, oficina o fabrica	En el campo	Construcción	Mina o cantera
Asalariado	51,261	59,386	20,942	43,308	56,950
Independiente	6,614	27,243	6,600	15,005	10,503
Total	14,369	50,926	11,764	33,185	44,437

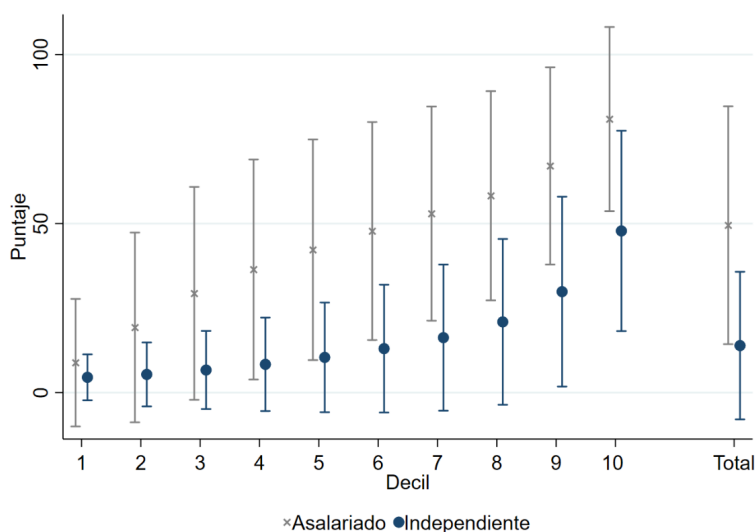
Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Cuando el trabajo se realiza en el campo, en otras viviendas o en casetas o kioscos el puntaje promedio del ICE resulta ser el más bajo de los analizados con valores del ICE de entre 8,7 y 11,8 p.p. Por el contrario, si el trabajo se realiza en una mina o cantera o en una oficina o fabrica los puntajes oscilan entre 44,4 p.p. y 51,9 p.p. Encontramos que las diferencias en ICE entre asalariados e independientes más grandes se encuentran para aquellos que trabajan en la calle, de puerta en puerta o en minas y canteras, con diferencias superiores a 40 p.p. entre estos dos grupos.

Un aspecto importante para analizar es si las personas que viven en hogares de mayores ingresos tienen a la vez un mayor acceso a empleos de calidad. Si bien, hay un efecto mecánico: un mayor ingreso laboral incrementa el ICE al igual que la ubicación en la distribución del ingreso del hogar, dado que el ICE considera otras dimensiones de calidad distintas al ingreso, y la distribución del ingreso depende del ingreso promedio dentro del hogar, no necesariamente la relación es directa.

La Figura 5, que emplea la metodología de coeficientes beta, evidencia que el gradiente entre el ICE y el ingreso promedio del hogar es positivo: en promedio, un mayor puntaje en el índice lo reciben aquellos hogares con los mayores ingresos del país, es decir en el decil 10. Por otro lado, el gradiente del ICE es mayor para asalariados que para independientes, lo que quiere decir que la calidad de los empleos crece más rápido con el ingreso del hogar si la persona es asalariada que si es independiente, siendo la brecha entre un grupo y otro de más de 25 p.p. para el total de la población. Por último, encontramos que los niveles de ICE están menos dispersos para los trabajadores que viven en hogares de menos nivel de ingreso y menos ICE que para aquellos que están en la parte superior de la distribución de ingresos y que tienen ICE más alto. Esto puede deberse a que los trabajos que obtienen los hogares en la parte de abajo de la distribución de ingresos tienen atributos más similares que los que encuentran los trabajadores en la parte alta de la distribución.

Figura 5. *Distribución de ICE por ingreso per cápita del hogar asalariados e independientes*



Nota: el intervalo de confianza representa una desviación estándar en el ICE para el respectivo decil y posición ocupacional. Se emplea la metodología de coeficientes beta.

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

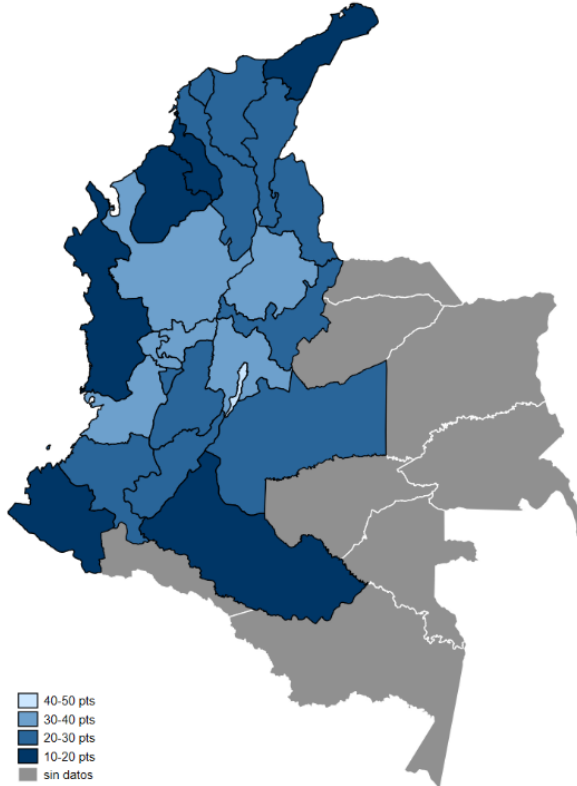
Por último, la Figura 6 presenta un mapa la distribución del ICE según departamentos del país, clasificándolo de forma ascendente de 10 p.p. a 50 p.p. en intervalos de 10 p.p., donde el único departamento o ciudad que logra obtener el máximo puntaje es Bogotá, con un puntaje entre 40 p.p. - 50 p.p. En el rango de 30 p.p. a 40 p.p. encontramos departamentos como Antioquia, Caldas, Cundinamarca y Santander. En el siguiente rango, que comprende un puntaje de 20 p.p. a 30 p.p., se conforma una gran mayoría de departamentos como lo son Atlántico, Bolívar, Boyacá, Cauca, Cesar, Huila, Magdalena, Meta, Norte de Santander, Quindío y Tolima. Por último, el grupo que comprende los niveles de ICE más bajos —10 p.p. - 20 p.p.— acoge a los departamentos de Caquetá, Chocó, La Guajira, Nariño y Sucre. Estos territorios del país donde el puntaje en el índice es bajo son también aquellos en los que las condiciones sociales, económicas, políticas y geográficas limitan que sus poblaciones logren un trabajo de calidad. Es decir, son departamentos que en otros análisis de niveles de desarrollo tienen puntajes bajos.

Conclusiones

En este artículo buscamos mostrar si las ponderaciones que los economistas laborales otorgan a las dimensiones de calidad del empleo en los índices sintéticos propuestos en la literatura están en línea con lo que los mismos trabajadores valoran. Esta comparación puede ser importante desde un punto de vista de política pública: si los esfuerzos se encaminan hacia mejorar dimensiones de calidad que son poco valoradas por los trabajadores, el bienestar de estos últimos no mejorará tanto como si las dimensiones sí representan una alta valoración.

Para identificar las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de sus puestos de trabajo, empleamos una estimación de coeficientes betas en la que la variable dependiente es la satisfacción laboral y las variables independientes son los puntajes a las dimensiones de calidad y algunos controles. Con los coeficientes estimados para las dimensiones de calidad creamos unos ponderadores que reflejan la importancia que los trabajadores dan a esas dimensiones, asumiendo que las preferencias de los trabajadores no varían a través del tiempo ni a través de los trabajadores.

Figura 6. *Distribución de ICE por departamento*



Nota: se emplea la metodología de coeficientes beta. El departamento de San Andrés no presenta datos y no se muestra en la figura.

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Encontramos que los ponderadores de los índices de calidad del empleo que los investigadores típicamente emplean en sus índices sintéticos difieren de los que resultan de las preferencias de los trabajadores, no solo en magnitud sino en el ranking de importancia de cada dimensión. Empleando la metodología propuesta, las variables con mayor ponderación por parte del trabajador son en su orden: seguridad social, ingreso, contrato laboral y, por último, horario laboral. Mientras, en la literatura que emplea metodologías *ad*

hoc se da un mayor peso a los ingresos laborales, y la misma importancia al contrato laboral y la seguridad social (para asalariados). Las tres metodologías concuerdan en que la jornada laboral es la dimensión menos relevante. Sin embargo, la metodología de coeficientes beta da una importancia de 5,7 %, mientras que para las demás metodologías la importancia es superior al 10 %.

En general, si bien la calidad del empleo en el país ha mejorado marginalmente, es considerablemente baja: el 50 % de los trabajadores de más bajos índices de calidad no alcanzan 20 p.p. en el índice. Existen diferencias abismales en la calidad del empleo entre asalariados e independientes (diferencias superiores a 40 p.p.), mientras que no encontramos una brecha de género en términos de calidad: las mujeres tienen puntajes del ICE similares a los hombres y su evolución ha sido similar en el periodo estudiado.

Nuestros resultados indican que la política pública debería centrarse en lograr un mayor nivel de afiliación a seguridad social por parte de los trabajadores independientes del país. Por un lado, este grupo de trabajadores tiene los niveles de ICE más bajos, en especial por no contar con un contrato laboral. Por otro lado, si sus preferencias sobre los puestos de trabajo son similares a las del promedio de los trabajadores, una mejora en la tasa de cobertura de afiliación a salud y pensiones puede resultar en una mejora importante en su bienestar.

Agradecimientos

Agradecemos a los pares revisores del documento por sus valiosos comentarios. Cualquier error, opinión o comentario es responsabilidad de los autores y no compromete a las entidades donde ellos trabajan.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Alba, J. (2016). *Determinantes de la calidad del empleo en Colombia periodo: 2008-2014* [tesis de pregrado, Universidad de la Salle]. <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia/156/>
- Alkire, S. (2007). The Missing Dimensions of Poverty Data: Introduction to the Special Issue. *Oxford Development Studies*, 35(4), 347-359. <https://doi.org/10.1080/13600810701701863>
- Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- Astorquiza Bustos, B. A., Aguirre Bernal, E., & Bravo Bolaño, K. (2023). Índice de precariedad laboral en Colombia: una construcción teórica y analítica partir de microdatos. *Revista mexicana de economía y finanzas*, 18(1). <http://doi.org/10.21919/remef.v18i1.822>
- Burchell, B., Sehnbruch, K., Piasna, A., & Agloni, N. (2014). The Quality of Employment and Decent Work: Definitions, Methodologies, and Ongoing Debates. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 459-477. <http://doi.org/10.1093/cje/bet067>
- Castañeda, D. (2019). *Análisis de la calidad del empleo en Bogotá para el periodo 2008-2017* [tesis de grado, Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca]. <http://repositorio.unicolmayor.edu.co/handle/unicolmayor/127>
- Castillo, M. (2018). *Medición de la calidad de empleo en el Perú, enfoque Arequipa - 2017* [tesis de doctorado, Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa]. <https://repositorio.unsa.edu.pe/handle/UNSA/7382>
- Chiang, M., & Krausse, K. (2009). Estudio empírico calidad de vida laboral, cuatro indicadores: satisfacción laboral, condiciones y medioambiente de trabajo, organización e indicador global, sectores privado y público, desarrollo, aplicación y validación del instrumento. *Horizontes Empresariales*, 8(1). <http://doi.org/10.22320/hem.v8i1.2039>

- Comisión Económica para América Latina (CEPAL). (s.f.). Cepalstat. Ocupados urbanos en sectores de baja productividad (sector informal) del mercado del trabajo, según sexo. Estadísticas e indicadores. Consultado el 10 de 09 de 2022. <http://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html?theme=1&lang=es>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2009). Gran Encuesta Integrada de Hogares 2009. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/207/get_microdata
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2019). Gran Encuesta Integrada de Hogares 2019. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/599/study-description>
- Farné, S. (2003). *Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia*. Oficina Internacional del Trabajo.
- Farné, S. (2012). *La calidad del empleo en América Latina a principios del siglo XXI*. Universidad Externado de Colombia.
- Farné, S., Rodríguez, D., & Carvajal, Y. (2013). *La calidad del empleo en 23 ciudades colombiana*. [boletín del Observatorio de Mercado de Trabajo y la Seguridad Social No. 14]. Universidad Externado de Colombia. <http://ideas.repec.org/p/col/000194/015977.html>
- Farne, S., Rodríguez, D., & Carvajal, C. Y. (2016). *El trabajo decente en Colombia: 2010-2014* [boletín del observatorio No.15]. Universidad Externado de Colombia. <http://www.uexternado.edu.co/boletines-del-observatorio/>
- Farné, S., Vergara, C. (2007). Calidad del empleo: ¿Qué tan satisfechos están los colombianos con su trabajo? Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social, Universidad Externado de Colombia.
- Farné, S., & Vergara, C. (2015). Crecimiento económico, flexibilización laboral y calidad del empleo en Colombia de 2002 a 2011. *Revista Internacional del Trabajo*, 134(2), 275-293. <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5190130>

- Freeman, R. B. (1977). *Job Satisfaction as an Economic Variable* [working paper No. 0225]. National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w0225>
- Frasser, C., & Lasso, F. (2015). *Calidad del empleo y bienestar: un análisis con escalas de equivalencia*. Elsevier.
- Granados, J., & Vences, J. (2011). Construyendo un indicador para medir la calidad del empleo en el tiempo en las ciudades de México [documento de trabajo, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo]. <http://www.uaeh.edu.mx/investigacion/productos/5445/>
- Orellana, M., Rivera, C., Beltrán, P., & Ontaneda, D. (2020). Midiendo la calidad del empleo: una aplicación para Ecuador en el periodo de 2007 a 2017. *Revista de Economía del Caribe*, (25), 8-33. <http://doi.org/10.14482/ecoca.25.331>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (1999). Trabajo decente. <http://www.ilo.org/public/spanish/standards/relm/ilc/ilc87/rep-i.htm>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2019). *Perspectivas sociales y del empleo en el mundo: tendencias 2019* [informe]. OIT. <http://www.ilo.org/es/publications/perspectivas-sociales-y-del-empleo-en-el-mundo-tendencias-2019>
- Pineda, J. A., & Acosta, C. E. (2011). Calidad del trabajo: aproximaciones teóricas y estimación de un índice compuesto. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(65), 60-105. https://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-44832011000200003
- Salvia, A., & Vera, J. (2016). Calidad del empleo en Argentina (2004-2011). Una crítica al enfoque de las credenciales educativas. *Revista de Ciencias Sociales*, 29 (38). https://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0797-55382016000100003
- Sehnbruch, K., González, P., Apablaza, M., Méndez, R., & Arriagada, V. (2020). The Quality of Employment (QoE) in Nine Latin American Countries: A Multidimensional Perspective. *World Development*, 127, 104738. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104738>

Stier, H., & Yaish, M. (2014). Occupational Segregation and Gender Inequality in Job Quality: A Multi-Level Approach. *Work, Employment and Society*, 28(2), 225-246. <http://doi.org/10.1177/0950017013510758>

Tintner, G. (1952). *Econometrics*. Science Editions.

Weller, J., & Roethlisberger, C. (2011). *Calidad del empleo en América Latina*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <http://www.cepal.org/es/publicaciones/5341-la-calidad-empleo-america-latina>