

Escuela de Ciencias Sociales y Humanidades, UNED, Costa Rica
<https://revistas.uned.ac.cr/index.php/espiga>
ISSN: 14094002 • eISSN:2215454X

Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el personal de la Universidad de Costa Rica en el 2020

Salary Differences Between Men and Women Employed at the University of
Costa Rica in 2020

Écarts salariaux entre les hommes et les femmes parmi le personnel de
l'Université du Costa Rica en 2020

Eugenia Gallardo-Allen *
<https://orcid.org/0000-0002-8420-8444>

Mauricio Molina-Delgado **
<https://orcid.org/0000-0003-4335-3095>

Recibido: 23 de febrero de 2026 || Aceptado: 08 de julio de 2026

* Doctora en Gobierno y Políticas Públicas y bachiller en Estadística, ambas por la Universidad de Costa Rica (UCR). Profesora de la Escuela de Estadística de la UCR. Posee múltiples publicaciones en el campo de la estadística, educación superior y políticas públicas. Correo: eugenia.gallardo@ucr.ac.cr

** Doctor en Psicología por la Universidad Aristóteles de Tesalónica, de Grecia. Máster en Ciencias Cognitivas y licenciado en Estadística por la Universidad de Costa Rica. Profesor catedrático y ex director de la Escuela de Filosofía de la UCR. Posee múltiples publicaciones en el campo de la estadística, filosofía y psicología. Correo: mauricio.molina@ucr.ac.cr



Resumen: En este artículo, se estudian las estructuras salariales del personal docente y administrativo de la Universidad de Costa Rica (UCR). El objetivo es analizar posibles diferencias salariales entre hombres y mujeres en dicha población. Se utiliza el total de los casos de las bases administrativas correspondientes a las planillas de los meses de agosto (11 774) y noviembre (8989) del 2020 de la Oficina de Recursos Humanos de la UCR, cada registro corresponde a una persona funcionaria única; en ambos casos, se realizan análisis diferentes e independientes debido a que cada una de las bases contaba con variables distintas. La metodología se basa en un enfoque cuantitativo descriptivo y correlacional. Se construyen diversos modelos estadísticos para determinar qué factores están relacionados con los salarios, incluyendo regresión lineal múltiple y la regresión cuantílica, así como la descomposición de Oaxaca-Blinder. Se encuentra que, dependiendo de si son cargos administrativos o docentes, las inequidades salariales por sexo tienen patrones diferentes, los cuales probablemente pueden explicarse, como principal hallazgo, por las concordancias y discrepancias entre las tareas administrativas y docentes, además de los estereotipos de género.

Palabras clave: empleo, estadística, educación superior, igualdad de género.

Abstract: This article examines the salary structures of academic and administrative staff at the University of Costa Rica (UCR), with the aim of identifying potential salary differences between men and women. The study draws on the complete administrative payroll records provided by the UCR Human Resources Office for August 2020 (11,774 records) and November 2020 (8,989 records). Each record represents a unique employee within its respective dataset. The two datasets were analyzed separately because they contained different variables. The study adopts a descriptive and correlational quantitative approach. Several statistical models were developed to identify factors associated with salaries, using multiple linear regression, quantile regression, and Oaxaca-Blinder decomposition. The findings indicate that salary disparities between men and women follow different patterns among academic and administrative staff. These patterns may be explained by differences and overlaps in their respective duties, as well as gender stereotypes.

Keywords: employment, gender equality, higher education, statistics.

Résumé : Cet article examine les structures salariales du personnel enseignant et administratif de l'Université du Costa Rica (UCR). Il vise à analyser les éventuels écarts salariaux entre les hommes et les femmes au sein de cette population. Il a été utilisé l'ensemble des cas issus des bases de données administratives correspondant aux fichiers de paie des mois d'août (11 774 cas) et de novembre (8 989 cas) 2020, fournies par le Bureau des ressources humaines de l'UCR. Chaque enregistrement correspond à un membre unique du personnel. Dans les deux cas, des analyses distinctes et indépendantes sont réalisées, étant donné que chacune des bases comportait des variables différentes. La méthodologie repose sur une approche quantitative descriptive et corrélacionnelle. Plusieurs modèles statistiques sont construits afin de déterminer les facteurs associés aux salaires, notamment une régression linéaire multiple et une régression quantile, ainsi qu'une décomposition d'Oaxaca-Blinder. Les résultats montrent que, selon qu'il s'agit de fonctions administratives ou d'enseignement, les inégalités salariales entre les sexes présentent des profils différents. Celles-ci peuvent vraisemblablement s'expliquer principalement, selon le principal résultat de l'étude, par les convergences et les divergences entre les tâches administratives et les tâches d'enseignement, ainsi que par les stéréotypes de genre.

Mots-clés : emploi, égalité des genres, enseignement supérieur, statistique.

Introducción

Un aspecto común en el mercado laboral es la existencia de diferencias salariales entre hombres y mujeres¹. Este fenómeno ha sido observado en diversas sociedades a lo largo de todo el siglo XX² y se ha tratado de abordar desde el modelo de capital humano, el cual predice que el nivel educativo es un elemento que se asocia positivamente con el salario; sin embargo, existen múltiples contextos en que las mujeres tienden a recibir salarios menores que los hombres con niveles educativos similares o inferiores³. Aunque se han incorporado políticas para disminuir estas brechas salariales, los mercados laborales reproducen diferencias sustanciales en la remuneración entre trabajos denominados como femeninos y trabajos denominados como masculinos⁴.

En los últimos años, el mercado de trabajo ha captado una cantidad importante de mujeres, quienes continúan teniendo salarios menores que los hombres bajo las mismas demandas laborales, empero, con menos oportunidades de ser ascendidas⁵; por ejemplo, en España se encontró que los hombres perciben un salario medio por hora superior por un 17 % con respecto a las mujeres, estos resultados son muy similares a los que presentan los demás países europeos⁶.

Explicar las causas de las brechas salariales entre ambos sexos resulta fundamental ya que, si dichas diferencias se deben a un tema de discriminación, puede afectar a las instituciones sociales⁷ y, a su vez, disminuir el crecimiento económico a largo plazo, dado que se ha documentado la existencia de una relación negativa entre la discriminación de género y la renta per cápita de un país⁸.

¹ Nicole-Montserrat Ortiz-Valverdi, «Discriminación salarial: brecha salarial entre hombres y mujeres del mercado laboral paraguayo», *Población y Desarrollo* 23, n.º 44 (2017): 2-15, [https://doi.org/10.18004/pdfce/2076-054x/2017.023\(44\)002-015](https://doi.org/10.18004/pdfce/2076-054x/2017.023(44)002-015)

² Claudia Goldin, *Understanding the Gender Gap: an Economic History of American Women* (Oxford: Oxford University Press, 1990).

³ Paola Ríos-Cahuas, «Educación y brecha salarial de género en el Perú» (Tesis de licenciatura, Pontificia Universidad Católica del Perú, 2019); Kathrin Leuze y Susanne Strauß, «Why Do Occupations Dominated by Women Pay Less?», *Work, Employment and Society* 30, n.º 5 (2016): 802-820, <https://doi.org/10.1177/0950017015624402>; Hugo Nopo, *New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Earnings Gaps in Latin America and the Caribbean* (Washington, DC: World Bank Publications, 2012).

⁴ Margaret Mooney Marini y Pi-Ling Fan, «The gender gap in earnings at career entry», *American Sociological Review* 62, n.º 4 (1997): 588-604.

⁵ Claudia Goldin, *Understanding the gender gap*, 103.

⁶ Ignacio Conde-Ruiz, Brindusa Anghel e Irene Marra de Artiñano, «Brechas salariales de género en España», *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics* 229, n.º 2 (2019): 87-119, <https://doi.org/10.7866/hpe-rpe.19.2.4>

⁷ *Ibid.*, 102.

⁸ Gaëlle Ferrant y Alexandre Kolev, «Does Gender Discrimination in Social Institutions Matter for Long-Term Growth? Cross-country Evidence», *OECD Development Centre Working Paper*, n.º 330 (París: OECD Publishing, 2016).

En Paraguay⁹, se encontró que una parte importante de la brecha salarial no era explicada por factores relacionados con el capital humano, así como una mayor brecha salarial en mujeres que trabajan en el sector informal, provenientes de zonas rurales y con un menor nivel educativo.

Es importante aclarar que la brecha salarial no necesariamente se explica en términos de la discriminación. De acuerdo con la teoría del capital humano las brechas pueden explicarse debido a las diferencias en la productividad o a la segregación ocupacional por sexo¹⁰. Dicha teoría propone entender la educación, la formación y la salud como inversiones relacionadas con mayores retornos salariales futuros¹¹. Desde esta perspectiva, las personas trabajadoras cuentan con habilidades y conocimientos que funcionan como activos productivos, lo que eventualmente genera incrementos en las rentabilidades tanto para los individuos como para las empresas. De este modo, las diferencias salariales entre hombres y mujeres podrían deberse a variaciones en el capital humano con que cuentan ambos grupos, por ejemplo, la concentración de mujeres en ciertas ocupaciones que tienen menos paga.

Así, Becker analiza cómo la especialización y la división del trabajo pueden implicar diferencias en los salarios que son explicadas por la teoría del capital humano, sin que necesariamente implique ningún tipo de discriminación¹². Aunque la brecha salarial puede responder a tendencias en la división del trabajo, el autor reconoce que este tipo de patrones están relacionados con alguna tendencia discriminatoria en algunas situaciones, Becker encuentra que, por sí mismo, no se explica el que la especialización coincida con los patrones por sexo, ya que labores relacionadas con el cuidado de los hijos o con el hogar bien podrían ser asumidas por hombres.

En esta línea, Doucet, Smith y Durand¹³ señalan que las brechas pueden ser explicadas desde un nivel individual por las preferencias de género en el mercado laboral y a partir de uno estructural, por las prácticas organizacionales que tienden a penalizar a las mujeres. Se ha encontrado también un efecto del estado civil, con mayores brechas en el grupo de personas legalmente casadas, con una clara tendencia en las mujeres a

⁹ Manuel Urquidí, Miguel Chalup y Guillaume Durand, «Evolution of Paraguay's Gender Earnings Gap from 2002 to 2019», *Economic Analysis Review* 39, n.º 1 (2024): 73-113.

¹⁰ Leuze y Strauß, «Why Do Occupations Dominated by Women Pay Less?», 810; Alma Espino, «Brechas salariales en Uruguay: género, segregación y desajustes por calificación», *Problemas del Desarrollo Revista Latinoamericana de Economía* 44, n.º 174 (2013), [https://doi.org/10.1016/S0301-7036\(13\)71889-3](https://doi.org/10.1016/S0301-7036(13)71889-3); Nopo, *New Century, Old Disparities*.

¹¹ Dewin Iván, Pérez-Fuentes y Jorge Leonardo Castillo-Loaiza, «Capital humano, teorías y métodos: importancia de la variable salud», *Economía, Sociedad y Territorio* 16, n.º 52 (2016): 651-673, <https://doi.org/10.22136/est0522016675>

¹² Gary Becker, «Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor», *Journal of Labor Economics* 3, n.º 1, pt. 2, *Trends in Women's Work, Education, and Family Building* (1985): S33-S58.

¹³ Christine Doucet, Michael R. Smith y Claire Durand, «Pay Structure, Female Representation and the Gender Pay Gap among University Professors», *Relations Industrielles / Industrial Relations* 67, n.º 1 (2012): 51-75, <https://doi.org/10.7202/1008195ar>

asumir tareas domésticas¹⁴. Leuze y Strauß¹⁵ encuentran que las horas extra de trabajo y los nombramientos a tiempo parcial son factores que tienden a incrementar la brecha, debido a una mayor disponibilidad en los hombres a asumir jornadas de trabajo más largas.

Desde el punto de vista de la metodología, una de las principales herramientas utilizadas para investigar la brecha salarial entre mujeres y hombres ha sido la regresión cuantílica. Esta técnica permite analizar diferencias entre los efectos para los distintos grupos, de modo que en la literatura se reporta que las brechas salariales tienden a ser reducidas en los primeros cuantiles y más amplias en los últimos^{16 17}. En el caso de las instituciones científicas y universitarias, se han identificado tanto factores externos como internos para explicar la brecha salarial entre hombres y mujeres¹⁸.

Babcock¹⁹ encuentra que algunas tareas poco valoradas en el mundo académico como escribir informes, formar parte de un comité o asumir cargos administrativos son frecuentemente asumidas por mujeres. Este tipo de labores además afectan la productividad académica de quienes las asumen, lo que dificulta sus posibilidades de promoción.

En el caso de la Universidad de Costa Rica (UCR), se sabe que el salario bruto promedio por hora de los hombres es 7,8 % mayor que el de las mujeres²⁰. Es importante mencionar que el ascenso de categoría en Régimen Académico Docente está asociado con niveles más altos por la puntuación en el rubro de publicaciones, a su vez, tiene una relación directa con un salario mayor. Estas diferencias, según Blanco²¹, están determinadas por el hecho de que las mujeres publican menos que sus pares masculinos, además, reciben una menor puntuación por sus artículos académicos; podría estar relacionado con que las mujeres académicas realizan más servicios de colaboración, voluntariado o ayudan a la organización y a la Universidad, pero tales tareas no les aportan beneficios en sus carreras²².

¹⁴ Jorge A. Paz, «La brecha salarial por género en Argentina: un análisis acerca de la segmentación laboral», *Sociedade e Cultura* 22, n.º 1 (2019): 157-178.

¹⁵ Leuze y Strauß, «Why Do Occupations Dominated by Women Pay Less?».

¹⁶ *Ibíd.*

¹⁷ José Antonio Machado y José Mata, «Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression», *Journal of Applied Econometrics*, 20, n.º 4 (2005): 445-465.

¹⁸ Marcela Jabba, Teresa Samper-Gras y Carolina Díaz, «La brecha salarial de género en las instituciones científicas», *Convergencia* 26, n.º 80 (2019): 1-27, <https://doi.org/10.29101/crcs.v26i80.11248>; Leuze y Strauß, «Why Do Occupations Dominated by Women Pay Less?»; Laura C. Blanco, «Diferenciales salariales de género y sus determinantes para el personal académico titular en la Universidad de Costa Rica», *Revista de Ciencias Económicas* 41, n.º 2 (2023): e52311, <https://doi.org/10.15517/rce.v41i2.52311>; Linda Babcock, María Recalde, Lise Vesterlund y Laurie Weingart, «Gender Differences in Accepting and Receiving Requests for Tasks with Low Promotability», *American Economic Review* 107, n.º 3 (2017): 714-747, <https://doi.org/10.1257/aer.20141734>

¹⁹ *Ibíd.*

²⁰ Blanco, «Diferenciales salariales de género y sus determinantes».

²¹ *Ibíd.*

²² Sara Mitchell y Vicki Hesli, «Women Don't Ask? Women Don't Say No?», *PS: Political Science & Politics* 46 (2013), <https://doi.org/10.1017/S1049096513000073>

La estructura salarial de la UCR abarca dos sectores: el personal administrativo²³ y el docente. Cada persona funcionaria administrativa recibe un salario base según la categoría de puesto en el que se desempeñe, igualmente, al salario base se le suma una serie de incentivos. Por otra parte, el modelo salarial del personal docente tiene la particularidad de establecer una escala salarial para el personal interino y otra para el personal propietario. El salario del personal docente se compone por el salario base más méritos académicos definidos en el Régimen Académico Docente, que define una serie de categorías y pasos académicos, como puede observarse en la Tabla 1, el profesorado puede ser personal interino o estar como propietario en alguna categoría dentro del régimen académico. Cada categoría va a estar definida por un puntaje que está compuesto del tiempo de servicio, publicaciones académicas, idiomas y evaluación en las actividades sustantivas. La categoría más baja es instructor, seguido de adjunto, asociado; la más alta es catedrático.

Tabla 1. Escala salarial docente según categoría y jornada de tiempo

Categoría	T.C.	3/4 T	1/2 T	1/4 T	1/8 T	1/16 T	Hora
Catedrático	1 314 275	985 706	657 138	328 569	164 284	82 142	43 809
Asociado	1 131 737	848 803	565 869	282 934	141 467	70 734	37 725
Adjunto	1 022 214	766 661	511 107	255 554	127 777	63 888	34 074
Instructor	949 198	711 899	474 600	237 300	118 650	59 325	31 640
Prof. Int. Lic.	839 676	629 757	419 838	209 919	104 960	52 480	27 989
Instr. Bach.	730 153	547 615	365 077	182 538	91 269	45 635	24 338
Prof. Int. Bach.	730 153	547 615	365 077	182 538	91 269	45 635	24 338
Prof. Int. Sin Tit.	730 153	547 615	365 077	182 538	91 269	45 635	24 338
Pasos académicos: 4 % sobre salario base a julio 2018							
Porcentaje de recargo sobre salario base más escalafones consolidados							
Decano o Director de Sede Regional						30 %	
Director de Escuela, Instituto o Centro						25 %	
Director de Departamento						15 %	

Fuente: tomado de <https://transparencia.ucr.ac.cr/medios/documentos/2023/escala-salarial-docente-2023.pdf>

²³ Universidad de Costa Rica, Reglamento del Sistema de Administración de Salarios de la Universidad de Costa Rica, La Gaceta Universitaria 17-83 (1983).

El objetivo del presente trabajo es analizar diferencias salariales entre hombres y mujeres, así como factores asociados a dichas diferencias, en el personal docente y administrativo de la UCR. Para lo cual se realizaron análisis mediante modelos estadísticos, a fin de identificar factores asociados a los salarios del personal de la UCR que podrían explicar brechas salariales por sexo. Dado que dicha institución se encuentra en un proceso de revisión de su modelo salarial, los resultados obtenidos podrán servir para la búsqueda de esquemas salariales más justos.

Metodología

El presente estudio se realizó desde un enfoque cuantitativo descriptivo y se analizaron los datos de los meses de agosto y noviembre de 2020, año en que la UCR se plantea la necesidad de implementar cambios en su política salarial. A partir de ese momento, se empezaron a aplicar modificaciones en dichas políticas que hacen que las condiciones de cada persona funcionaria varíen. Se desarrolló una serie de modelos estadísticos para establecer la relación entre el salario (variable dependiente) y algunas otras variables proporcionadas por la Oficina de Recursos Humanos de la UCR.

Los conjuntos de datos utilizados corresponden a las planillas de salarios del mes de agosto (Estudio 1) y noviembre del 2020 (Estudio 2), las cuales contienen 11 774 y 8989 personas funcionarias, respectivamente. Ambas planillas fueron analizadas de forma independiente dado que las bases suministradas contenían distintas variables; no era posible fusionarlas debido a que, por motivos de confidencialidad, no fue suministrada una variable clave, como la identificación o el número de persona funcionaria.

Debido a que las jornadas de trabajo de los funcionarios varían, se ajustaron los salarios al valor correspondiente a una jornada de tiempo completo (dividiendo el salario bruto entre la fracción de jornada del nombramiento). Posteriormente, se calculó el logaritmo natural del salario ajustado para obtener una distribución de los datos más simétrica, y se realizó la estandarización de las variables.

En el Estudio 1, se aplicaron las transformaciones correspondientes a los datos de agosto del 2020 y se ajustaron varios modelos de regresión: uno que incluía ambos sectores laborales (docentes y administrativos) y otros dos correspondientes a cada uno de los sectores; en el Estudio 2, se llevó a cabo un procedimiento similar con la base de datos correspondiente al mes de noviembre 2020, se ajustó un modelo que incluía ambos sectores y otros dos diferenciados por sector laboral. Como se señaló, la razón por la que se realizaron análisis independientes para estos dos meses fue que se contaba con variables diferentes en ambas bases de datos, y no era posible

fusionarlas debido a la ausencia de una variable común para empatarlas, dado los requerimientos de confidencialidad establecidos por la UCR.

Asimismo, se ajustó un modelo de regresión cuantílica para el Estudio 2, esta técnica fue desarrollada en 1978 por Koenker y Basset con el propósito de presentar una respuesta a la estimación basada en la minimización de desviaciones absolutas ponderadas con pesos asimétricos, para evitar el efecto de los datos extremos. Se considera como una herramienta semiparamétrica, ya que no se establece el supuesto de aleatoriedad entre las variables independientes y la dependiente. Al comparar la regresión lineal múltiple con la regresión cuantílica, la primera tiene como objetivo minimizar la suma de los residuos al cuadrado, mientras que la segunda busca minimizar la suma de los errores absolutos ponderados con pesos asimétricos²⁴. La regresión cuantílica brinda la posibilidad de crear rectas de regresión para distintos cuantiles de la variable dependiente y así observar patrones diferentes en los distintos niveles de dicha variable. El modelo de regresión cuantílica se puede representar mediante la ecuación 1:

$$y_i = x_i \beta + \mu_{\theta i} \text{ (ecuación 1)}$$

donde y_i = variable dependiente

x_i = variable o variables independientes

θi = cuantil i

β = es el parámetro para estimar correspondiente al cuantil i

μ = es la perturbación aleatoria correspondiente al cuantil i

En este estudio, los datos fueron divididos en 10 partes, es decir, en deciles (subconjuntos ordenados de menor a mayor, cada uno de los cuales acumula aproximadamente el 10 % de los datos); la regresión cuantílica fue aplicada a los datos de noviembre del 2020 (salario, años de servicio, sexo, sector laboral). Este modelo se implementó con el objetivo de establecer si el comportamiento era igual para todos los deciles calculados.

Por último, como parte del Estudio 2 se utilizó la técnica conocida como descomposición Oaxaca-Blinder, la cual se usa para medir brechas entre dos grupos, por ejemplo, hombres y mujeres, descomponiendo las diferencias en dos partes: la explicada, debido a factores observables; la no explicada, por causa de factores no observables como la discriminación o trato desigual en el mercado laboral. Para su aplicación se contó con el paquete Oaxaca del software estadístico R.

La aplicación de Oaxaca-Blinder tuvo como propósito determinar si la diferencia entre los salarios de hombres y mujeres se debe a las variables

²⁴ Roger Koenker y Gilbert Bassett, «Regression Quantiles», *Econometrika* 46, n.º 1 (1978): 33-50, <https://doi.org/10.2307/1913643>

explicativas observables de ambos sexos o a diferencias en las características no observables, las cuales podrían incluir discriminación o sesgos sistémicos. Las variables observables utilizadas fueron los años de antigüedad de las personas funcionarias y el sector al cual pertenecían (dotaciones), en la planilla de noviembre que incluía años de antigüedad. De tal modo que esta técnica brindó información sobre cuál porcentaje de la descomposición era explicado por las variables observables y cuál no lo era, por causa de aspectos relacionados con discriminación o sesgos sistémicos.

En cuanto al tratamiento de los datos, estos fueron suministrados por la Oficina de Recursos Humanos de la UCR, al solicitarlos se indicó que se utilizarían con fines académicos; no incluyeron nombres, números de identificación ni otros identificadores personales directos. La información fue utilizada exclusivamente para los objetivos de este estudio y se mantuvo bajo criterios de confidencialidad. Los análisis y resultados se presentan de forma agregada y con fines solo académicos, se procuró evitar la identificación directa o indirecta de las personas incluidas en el registro.

Resultados y discusión

A continuación, se presentan los principales resultados de los diferentes modelos de regresión, así como una discusión de estos.

Estudio 1: Salarios de agosto 2020

En el Estudio 1, se analizaron los datos de las 11 774 personas funcionarias que integraban la planilla de agosto del 2020. Del total de la planilla, 6326 (54 %) eran hombres y 5448 mujeres (46 %). El salario promedio para las mujeres fue de ₡ 1 478 117 frente a ₡ 1 526 265 para los hombres, mostrando una diferencia de ₡48 148 a favor de los segundos. En el grupo de personas con nombramiento interino, el salario promedio fue de ₡644 900, para quienes tienen nombramiento en propiedad fue de ₡1 587 991, de modo que estas últimas percibieron en promedio ₡953 091 más. El salario promedio en el sector docente fue superior al del sector administrativo en ₡396 814 (₡1 253 965 en el primer grupo y ₡ 857 151 en el segundo).

En cuanto a la composición según condición laboral, se tiene que 4624 personas funcionarias (39 %) se encontraban en propiedad y 7150 (61 %) en condición interina. Del total de personas funcionarias, 60 % eran docentes (7100), de las cuales 44 % (3151) eran mujeres. Mientras que el sector administrativo representaba el 40 % de la planilla (4674), con un 49 % (2377) constituido por mujeres (Tabla 2, siguiente página).

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el modelo 1

Sector laboral	Condición laboral	Sexo			
		Hombre	%	Mujer	%
Docente	Propietario	1089	17.21	741	13.60
	Interino	2860	45.21	2410	44.24
Administrativo	Propietario	1483	23.44	1311	24.06
	Interino	894	14.13	986	18.10
Total		6326	100	5448	100

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Se ajustó un modelo de regresión lineal múltiple que incluye las siguientes variables independientes: sexo (1. Mujer, 0. Hombre), condición laboral (1. Interino, 0. Propietario) y sector al que pertenece la persona funcionaria (1. Administrativo, 0. Docente), así como la interacción entre sexo y sector. La variable dependiente fue el logaritmo natural del salario recibido en agosto del 2020, ajustado según la jornada laboral de cada persona funcionaria. La Tabla 3 muestra las estimaciones de los parámetros de la regresión y su significancia.

Tabla 3. Coeficientes de regresión y su significancia, para los salarios de agosto 2020

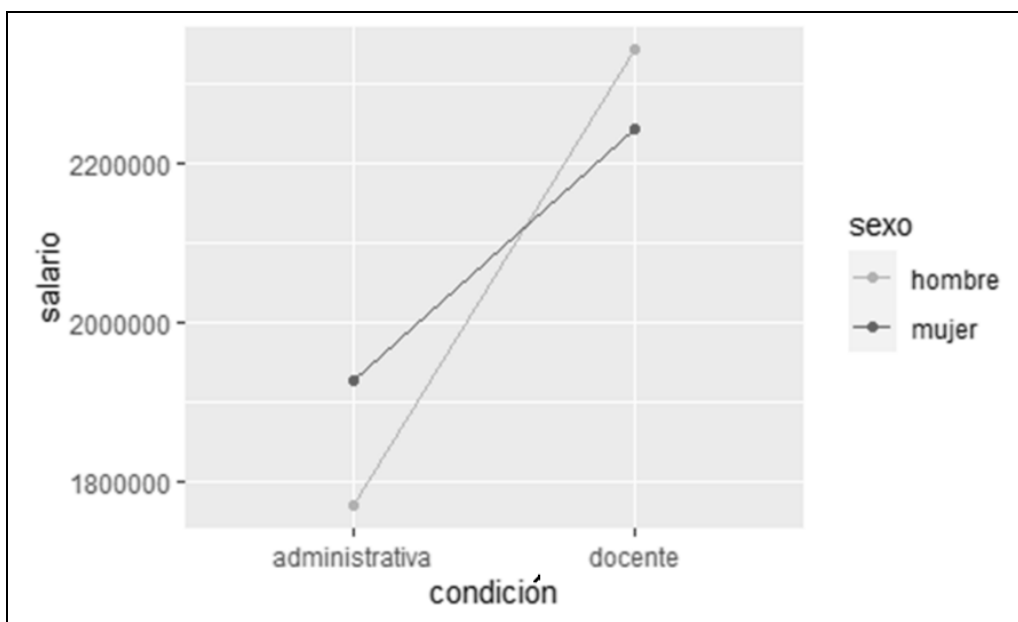
Coeficientes	B Estimado	Pr(>t)
Intercepto	14.55	< 0.001
Sexo (Femenino)	-0.03	< 0.01
Condición laboral (Interina)	-0.67	< 0.001
Sector (Administrativo)	-0.29	< 0.001
Sexo X Sector	0.14	< 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

La bondad de ajuste del modelo fue de $R^2=0.2594$. Esto se interpreta en el sentido de que las variables independientes explican en un 25.94 % la variabilidad del salario. Este porcentaje resulta alto, especialmente si se considera que el modelo no incluye ninguna variable relacionada con el mérito ni antigüedad de las personas funcionarias.

El modelo indica que el ser mujer, controlando las demás variables independientes, tiene un efecto negativo relevante sobre el salario. También se encontró un efecto de interacción significativo entre el sexo y el sector de la persona funcionaria, lo cual significa que, a pesar de que las mujeres tienden a ganar menos que los hombres y el personal docente más que el administrativo, existe un efecto conjunto que hace que las mujeres del sector administrativo tiendan a ganar más que los hombres del mismo sector. Para una mejor comprensión de la interacción en la Figura 1, se presentan los salarios promedio por sexo y sector laboral (docente o administrativo). Nótese que la ventaja que, en general, poseen los salarios de los hombres tiende a revertirse en el caso del sector administrativo. Debe considerarse que el eje y de la Figura 1 no inicia en 0, lo que permite apreciar mejor la relación, también podría sugerir que las diferencias son más grandes de lo que parece.

Figura 1. Interacción sexo y sector laboral, Universidad de Costa Rica, agosto 2020



Fuente: Elaboración propia, 2026.

Aunque el análisis anterior muestra tendencias claras, dado que las reglas que determinan el salario son distintas para el personal docente y el administrativo, fue conveniente generar análisis independientes para cada una de estas subpoblaciones. La Tabla 4 (siguiente página) muestra los análisis de regresión aplicados en cada uno de los sectores, usando el sexo y la condición laboral como predictores del salario. Los resultados muestran un patrón coherente con el primer modelo, donde el efecto de ser mujer es positivo (significativo al .1 %) en el sector administrativo, pero negativo en el docente (significativo al 5 %). El coeficiente de determinación mostró que

el modelo de docentes explicaba el 36 % mientras el del sector administrativo el 15 %.

Tabla 4. Coeficientes de regresión y su significancia para los salarios de agosto 2020 en los sectores docente y administrativo

Variables	Docentes		Administrativos	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
Intercepto	14.70	< 0.001	14.16	< 0.001
Sexo (femenino)	-0.03	0.03	0.09	< 0.001
Condición laboral (interina)	-0.88	< 0.001	-0.42	< 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Estudio 2: Salarios de noviembre 2020

Para el modelo anterior no se contó con información sobre las categorías de Régimen Académico o los años de servicio, de modo que se estimó un segundo modelo utilizando datos de noviembre del 2020. La Tabla 5 muestra las estadísticas descriptivas correspondientes. Se ajustó un modelo de regresión lineal múltiple donde se incluyeron las siguientes variables independientes: sexo (1. Mujer, 0. Hombre), años de servicio, sector al que pertenece (1. Administrativo, 0. Docente), así como un término de interacción entre el sexo y el sector. El archivo de datos contaba con 8989 personas funcionarias.

Tabla 5. Estudio 2. Estadísticas descriptivas de las principales variables, Universidad de Costa Rica, noviembre 2020

Sector	Mujeres		Hombres	
	Cantidad	Promedio años servicio	Cantidad	Promedio años servicio
Docente	2264	9.66	2943	10.97
Administrativo	1801	15.02	1981	15.32

Fuente: Elaboración propia, 2026.

La variable dependiente fue el salario bruto de cada persona funcionaria en noviembre del 2020, ajustado por la jornada laboral. Además, por la asimetría presente en esta variable, se utilizó una transformación de logaritmo natural. La Tabla 6 (siguiente página) muestra los resultados de la regresión.

Tabla 6. Coeficientes de regresión y su significancia para los salarios de noviembre 2020

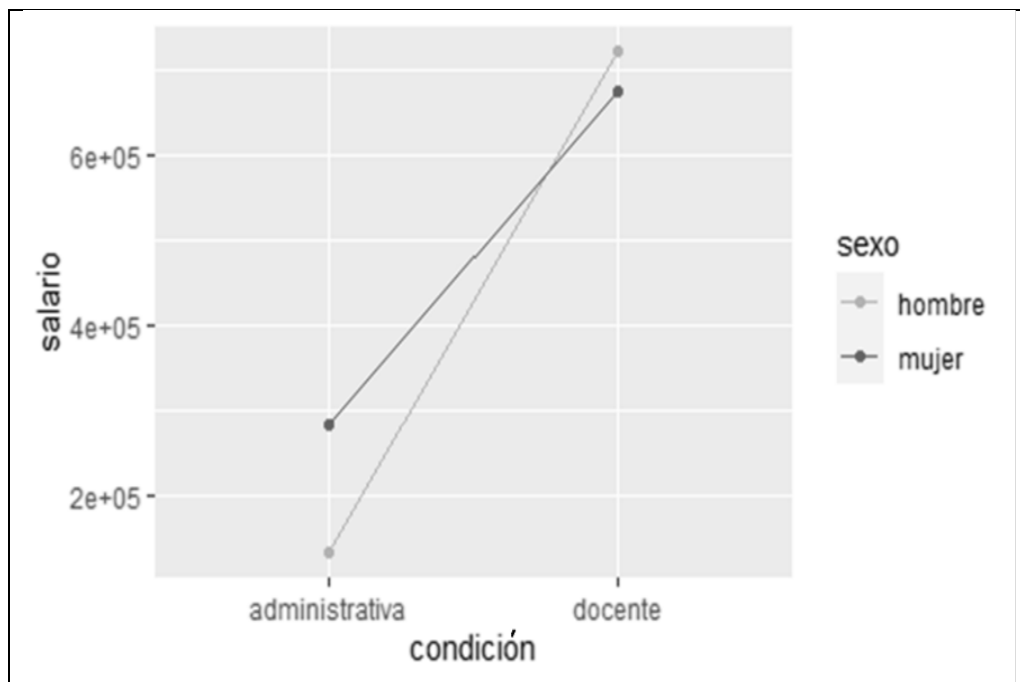
Coeficientes	B Estimado	Pr(>t)
Intercepto	14.12	< 0.001
Años servicio	0.49	< 0.001
Sexo (femenino)	-0.03	<0.01
Sector (administrativo)	-0.25	< 0.001
Sexo X Sector	0.13	< 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

El modelo indica que el ser mujer implica una disminución del salario bruto mensual; nuevamente, se encontró un efecto de interacción entre el sexo y el sector de la persona funcionaria. Este efecto significa que, a pesar de que las mujeres tienden a ganar en promedio menos que los hombres y el personal docente más que el administrativo, las mujeres del sector administrativo reciben salarios más altos en relación con los hombres del mismo sector (Figura 2, siguiente página). Probablemente este patrón se explique por diferencias complejas en los estereotipos sobre los trabajos que deben realizar hombres y mujeres, tema que será retomado en las conclusiones. La bondad de ajuste del modelo 2 resultó superior a la del modelo 1, $R^2 = 0.5304$, lo cual probablemente se explica por el aporte de los datos de los años de servicio.

La Tabla 7 (siguiente página) muestra que nuevamente el ser mujer mostró un efecto positivo significativo en los salarios administrativos. En el caso de los docentes, como en el Estudio 1, el coeficiente correspondiente indica un mayor salario de los hombres, aunque en este caso la significancia fue a penas marginal. El coeficiente de determinación resultó de .54 para las personas docentes y .55 para las administrativas. En la Figura 2 se presenta la interacción entre sexo y sector laboral (docente o administrativo). Nótese que, al igual que en la Figura 1, la ventaja que en general tienen los salarios de los hombres tiende a revertirse en el caso del sector administrativo.

Figura 2. Interacción sexo y sector laboral, Universidad de Costa Rica, noviembre 2020



Fuente: Elaboración propia, 2026.

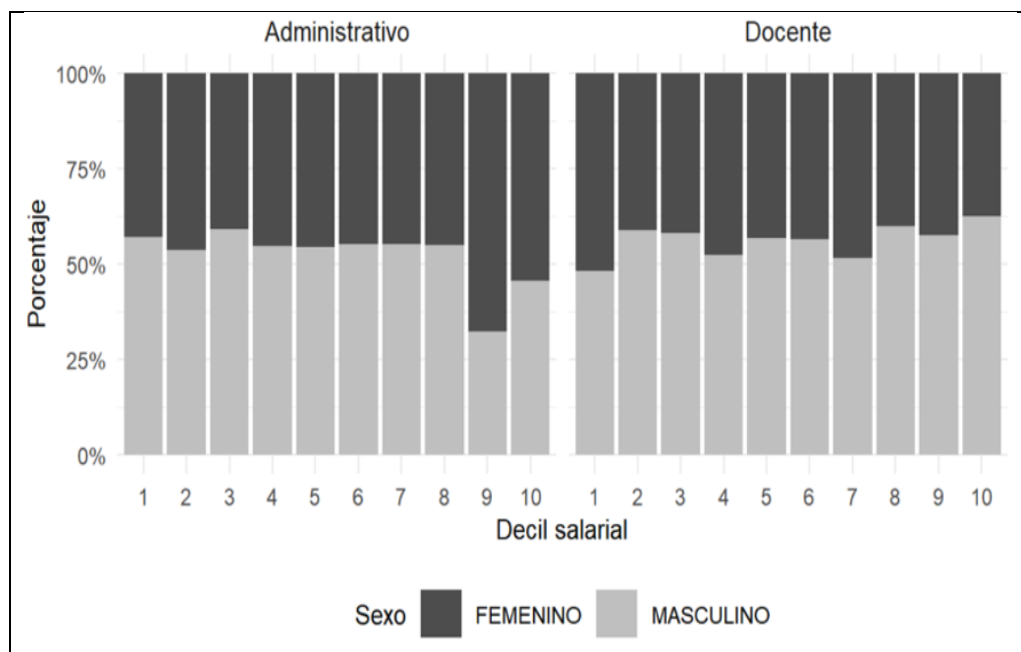
Con el fin de analizar posibles diferencias en los patrones para los distintos niveles de ingresos, se aplicó el modelo de regresión cuantílica, de modo que era posible verificar si cada uno de los deciles de los salarios se comportaban de manera similar. Como se aprecia en la Figura 3 (siguiente página), en el sector administrativo existe un mayor porcentaje de hombres que de mujeres, con excepción de los dos deciles superiores donde se invierte este patrón. En el caso del sector docente, existe una distribución casi equitativa en el primer decil y el resto no varía mucho con un porcentaje ligeramente mayor de hombres.

Tabla 7. Estudio 2 coeficientes de regresión y su significancia para los salarios de noviembre 2020 en los sectores administrativo y docente

Variables	Docentes		Administrativos	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
Intercepto	14.13	< 0.001	13.89	< 0.001
Años de servicio	0.56	< 0.001	0.41	< 0.001
Sexo (femenino)	-0.02	0.08	0.09	< 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Figura 3. Distribución por sexo y decil según sector laboral, noviembre 2020



Fuente: Elaboración propia, 2026.

Los resultados de la regresión cuantílica (Tabla 8) confirman de manera general los patrones encontrados en los modelos previos (efecto positivo de los años de servicio, negativo por ser mujer, negativo por ser administrativo e interacción positiva por ser mujer y administrativa), pero muestran que el efecto significativo se da solo en el último decil del sexo (femenino), es decir, para el 10 % de los salarios más altos.

Tabla 8. Modelo regresión cuantílica según deciles

Variables	Cuantil																	
	0.1		0.2		0.3		0.4		0.5		0.6		0.7		0.8		0.9	
	B	p	B	p	B	p	B	p	B	p	B	P	B	p	B	p	B	p
Intercepto	13,49	<.001	13.82	<.001	14.02	<.001	14,15	<.001	14.22	<.001	14.27	<.001	14.34	<.001	14.47	<.001	14.64	<.001
Años de servicio	0.44	<.001	0.45	<.001	0.45	<.001	0.46	<.001	0.48	<.001	0.51	<.001	0.56	<.001	0.56	<.001	0.55	<.001
Sexo (femenino)	-0.03	0.24	-0.03	0.45	0.00	0.88	0.01	0.45	0.00	>0.99	0.00	0.41	0.00	0.66	-0.02	0.30	-0.05	<.01
Sector (admin.)	-0.03	.03	-0.24	<.001	-0.34	<.001	-0.39	<.001	-0.38	<.001	-0.34	<.001	-0.31	<.001	-0.29	<.001	-0.30	<.001
Sexo X Sector	0.1	<.01	0.14	<.01	0.10	<.001	0.84	<.001	0.09	<.001	0.06	<.001	0.08	<.001	0.13	<.001	0.16	<.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Al igual que en los análisis de regresión lineal anteriores, se ajustaron también modelos independientes para cada uno de los sectores. En el sector administrativo se encontró un efecto significativo para los coeficientes de regresión en todos los deciles (Tabla 9).

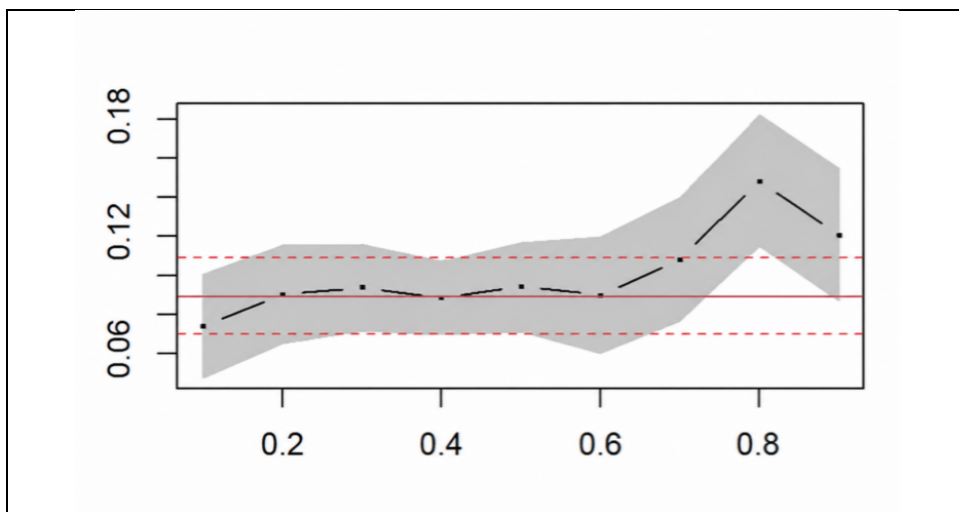
Tabla 9. Modelo regresión cuantílica para el sector administrativo

Variables	Cuantil																	
	0.1		0.2		0.3		0.4		0.5		0.6		0.7		0.8		0.9	
	B	p	B	p	B	p	B	p	B	p	B	P	B	p	B	p	B	p
Intercepto	13,46	<.001	13.59	<.001	13.70	<.001	13,78	<.001	13.84	<.001	13.94	<.001	14.08	<.001	14.18	<.001	14.37	<.001
Años de servicio	0.40	<.001	0.41	<.001	0.40	<.001	0.41	<.001	0.42	<.001	0.44	<.001	0.42	<.001	0.41	<.001	0.41	<.001
Sexo (femenino)	0.07	<.001	0.09	<.001	0.09	<.001	0.00	<.001	0.09	<.001	0.09	<.001	0.11	<.001	0.15	<.001	0.12	<.001

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Como puede observarse en la Figura 4, la magnitud de los coeficientes de regresión fue más alta en los tres últimos deciles.

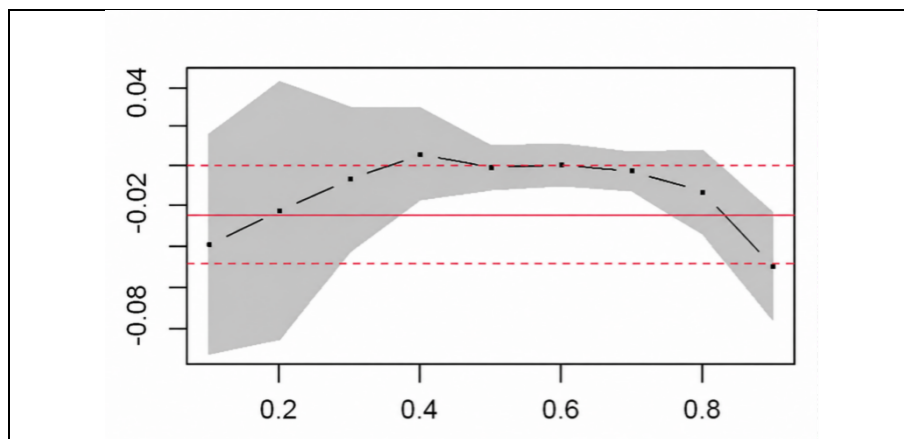
Figura 4. Coeficientes cuantílicos de la variable sexo para el sector administrativo



Fuente: Elaboración propia, 2026.

En el caso del sector docente, la Figura 5 (siguiente página) muestra un patrón en U invertida, con tendencia a disminución en el salario de las mujeres en los deciles superiores e inferiores.

Figura 5. Coeficientes cuantílicos de la variable sexo para el sector docente



Fuente: Elaboración propia, 2026.

Sin embargo, acerca de los coeficientes de regresión en la Tabla 10, el efecto no resulta significativo en los últimos deciles.

Tabla 10. Estudio 3 modelo regresión cuantílica para el sector docente

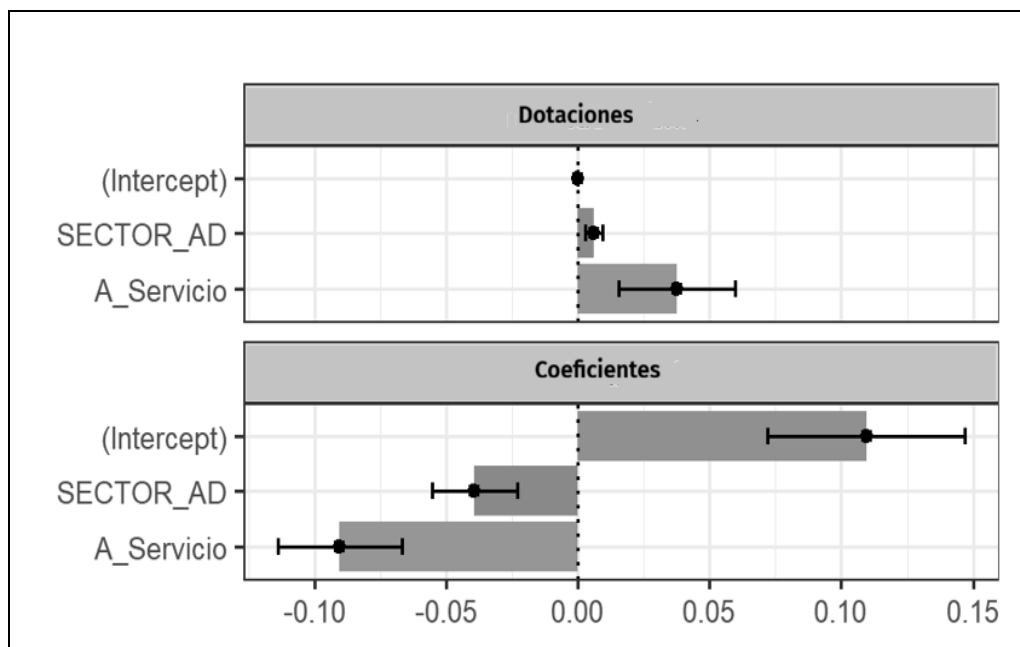
Variables	Cuantil																	
	0.1		0.2		0.3		0.4		0.5		0.6		0.7		0.8		0.9	
	B	p	B	p	B	p	B	p	B	p	B	P	B	p	B	p	B	p
Intercepto	13,54	<.001	13.81	<.001	14.03	<.001	14.15	<.001	14.23	<.001	14.29	<.001	14.37	<.001	14.47	<.001	14.65	<.001
Años de servicio	0.55	<.001	0.54	<.001	0.50	<.001	0.49	<.001	0.51	<.001	0.54	<.001	0.59	<.001	0.65	<.001	0.64	<.001
Sexo (femenino)	-0.04	0.23	-0.02	0.55	0.00	0.73	0.00	0.71	0.00	0.81	0.00	>0.99	0.00	0.55	-0.01	0.27	-0.05	<.01

Fuente: Elaboración propia, 2026.

Finalmente, la descomposición Oaxaca-Blinder se aplicó a los salarios de noviembre del 2020. Al observar el componente dotaciones, se encuentran las características analizadas, años de servicio y el sector al cual pertenece la persona, contribuyen de manera importante en la explicación de la brecha observada, las características observables entre los grupos explican una parte significativa de dicha diferencia (Figura 6).

El componente de coeficientes revela diferencias en la manera en que las características observables son recompensadas entre hombres y mujeres. El coeficiente negativo asociado al sector administrativo muestra un menor retorno relativo para las mujeres respecto a los hombres. De igual forma, el coeficiente negativo de los años de servicio indica que la antigüedad laboral tiene efectos diferenciados según el sexo de la persona (Figura 6).

Figura 6. Descomposición Oaxaca- Blinder^{1/} para el estudio 2, Universidad de Costa Rica, noviembre 2020



Fuente: Elaboración propia, 2026.

^{1/}Se utilizó la variable sexo para realizar la descomposición. La categoría de referencia que se empleó fue sexo femenino. No se aplicó corrección por sexo adicional, se usó el *default* del paquete Oaxaca de R.

Al calcular el porcentaje del componente explicado representa 192.98, lo cual quiere decir que una proporción relevante de la brecha observada entre hombres y mujeres es definida por los años de servicio y al sector. En cuanto al porcentaje no explicado es -92.98, o sea, que los retornos actúan reduciendo de manera parcial la brecha, lo cual puede asociarse a factores no observados o en retornos diferenciados entre los grupos.

Los resultados de los Estudios 1 y 2 sugieren, de manera consistente, que una vez controlados efectos de antigüedad, condición de contratación (interino o docente) se mantiene una diferencia significativa entre los salarios de hombres y mujeres. Esta diferencia se manifiesta en general como una tendencia en el grupo masculino a recibir mayores salarios. Aunque existen estas diferencias, según Oaxaca- Blinder, no parece propiamente discriminatoria si puede tener repercusiones que favorecen tendencias de acuerdo con lo señalado por Becker²⁵. Sin embargo, para el sector administrativo este patrón se revierte, se encuentra un salario promedio un poco superior en las mujeres de ese grupo con respecto al de los hombres. Al analizar el detalle de los deciles en la distribución del salario, parece que son los grupos de mayores ingresos los que favorecen a esta

²⁵ Becker, «Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor».

tendencia en las mujeres del sector administrativo. En el caso del sector docente, parece presentarse un salario más alto de los hombres en los grupos de salario alto y bajo, mostrando un patrón en U invertida aunque, en este último caso, las estimaciones tienen mayor variancia y el efecto no resulta significativo.

Por otra parte, las diferencias a favor de los hombres en los modelos para el sector docente mostraron coeficientes de magnitudes más bajas que el de las demás variables independientes, en particular en el caso del Estudio 2 donde se incluyó información sobre la antigüedad. No fue posible obtener los datos sobre las publicaciones y méritos académicos, pero probablemente este tipo de variables estén correlacionadas con el sexo, de modo que habrían reducido aún más la importancia de este sobre el salario bruto.

Conclusiones

Los análisis anteriores muestran que el sistema salarial de la Universidad de Costa Rica contiene cierto nivel de inequidad entre hombres y mujeres, con patrones distintos en los sectores administrativo y docente (ver tablas 2 y 3, Figura 2). La explicación de estos resultados no resulta trivial, pero se puede suponer que en el sector administrativo existen mayores espacios de crecimiento salarial ligados a estereotipos sobre las labores que deben ser asumidas por hombres y mujeres. De este modo, es posible que algunos puestos profesionales como jefaturas administrativas están culturalmente representados como *labores femeninas*, de modo que el sistema puede favorecer a las mujeres que se mantienen dentro de esos patrones. Por otra parte, puestos no profesionales de menor salario (por ejemplo, de mantenimiento y seguridad) estarían más bien asociados con estereotipos masculinos. Esta explicación plantea nuevas hipótesis que deberían buscar sustento empírico en futuros estudios.

En el caso del sector docente, la estructura salarial se ve afectada debido a la dificultad de las mujeres para crecer en las categorías de salarios más altas, hecho que se aprecia en los resultados de la regresión cuantílica (ver Tabla 9).

Dado que el régimen salarial de la UCR depende de un sistema de méritos que se aplican sin que medie el criterio subjetivo, es difícil atribuir estas inequidades a mecanismos abiertamente discriminatorios; no obstante, las mujeres muestran claros promedios inferiores a los de los hombres en los deciles de mayor salario, lo que refleja la existencia de un límite para el crecimiento de los ingresos que difícilmente es sobrepasado por ellas (ver Figura 4).

El sistema asume una jerarquía de puestos en el que diversas categorías constituyen polos negativo-positivo como los casos interinos(a)-propietario(a), instructor(a)-catedrático(a), administrativo(a)-docente, etc. El presente estudio tal como fue reportado por Gallardo y Molina en el informe²⁶ muestra cómo las mujeres que acceden a las categorías de mayor jerarquía adquieren menores incentivos que los hombres que lo hacen. En cambio, en las categorías de menor jerarquía son las mujeres las que tienen mejores condiciones que los hombres. De este modo, implícitamente el sistema parece motivar a los hombres a escalar dentro de dicho modelo, también parece fomentar la tendencia a que las mujeres no avancen en la escala. Se trata de un modelo que, sin ser discriminatorio, tal como muestran los resultados de Oaxaca-Blinder, tampoco es capaz de revertir patrones sociales que representan tendencias discriminatorias (ver Figura 6).

A partir de los resultados es importante reflexionar sobre las estructuras con las que se construyen los modelos salariales, y acerca de acciones que puede implementar la institución para evitar una estructura que reproduzca segregación y estereotipos cuyo efecto es que quienes desarrollan un mismo trabajo perciban el mismo salario, sin importar si son hombres o mujeres.

Limitaciones del estudio

A pesar de que, durante la revisión de literatura se hace referencia a variables de productividad como la educación, las publicaciones y la experiencia, en el presente estudio no se tuvo acceso a esta información, la cual habría sido de gran utilidad para someter a prueba el modelo de Becker²⁷; sin embargo, no se contó con este tipo de información en los registros de la UCR, y las posibilidades de obtenerla por otras fuentes estuvo limitada por los lineamientos de confiabilidad de la institución.

Otra limitación consiste en que fue necesario realizar análisis independientes para los dos períodos (agosto y noviembre 2020), debido a que los registros administrativos no contaban con las mismas variables, tampoco se brindó la posibilidad de utilizar alguna variable clave para juntar las bases de datos.

Recomendaciones y futuras líneas de investigación

Los resultados de este trabajo sugieren la necesidad de efectuar una monitorización continua de los posibles efectos asociados a las políticas salariales de la universidad.

²⁶ Chacón et al., *Diagnóstico del Régimen Salarial de la Universidad de Costa Rica*, https://transparencia.ucr.ac.cr/medios/documentos/2021/diagnostico_r_salarial_2021.pdf

²⁷ Becker, «Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor».

En cuanto a futuras líneas de investigación, resulta necesario elaborar un modelo en el cual se introduzcan variables de productividad como la educación, las publicaciones, entre otras variables a las que no se pudo acceder. A su vez, resultaría interesante incluir variables sobre el rol de las personas funcionarias en tareas de cuidado y labores domésticas. Al respecto, sería importante que la UCR implementara plataformas que faciliten fusionar diversos archivos, garantizando la confidencialidad.

De igual forma, se requieren estudios que ayuden a contrastar la hipótesis planteada sobre la relación entre las tareas que culturalmente se relacionan con los trabajos masculinos y femeninos, y las tendencias opuestas encontradas en los salarios del sector administrativo y docente.

Finalmente, sería importante realizar un nuevo estudio con las actuales políticas salariales y analizar si esta situación alcanza un punto de estabilidad.

Formato de citación según APA

Gallardo-Allen, E. y Molina-Delgado, M. (2026). Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el personal de la Universidad de Costa Rica en el 2020. *Revista Espiga*, 25(52), 55-77.

Formato de citación según Chicago Deusto

Gallardo-Allen, Eugenia y Mauricio Molina-Delgado. «Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el personal de la Universidad de Costa Rica en el 2020». *Revista Espiga* 25, n.º 52 (julio-diciembre, 2026): 55-77.

Referencias

- Babcock, Linda, María Recalde, Lise Vesterlund y Laurie Weingart. «Gender differences in accepting and receiving requests for tasks with low promotability». *American Economic Review* 107, n.º 3 (2017): 714-747. <https://doi.org/10.1257/aer.20141734>
- Becker, Gary. Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics* 3, n.º 1, Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building (Jan., 1985), S33-S58.
- Blanco, Laura C. «Diferenciales salariales de género y sus determinantes para el personal académico titular en la Universidad de Costa Rica». *Revista de Ciencias Económicas* 41, n.º 2 (2023): e52311. <https://doi.org/10.15517/rce.v41i2.52311>
- Chacón, Alfonso, María F. Durán, Leonardo Garnier, Pablo Méndez, Adolfo Rodríguez, Maikol Solís y Angélica Vega. *Diagnóstico del régimen salarial de la Universidad de Costa Rica*. San José: Universidad de Costa Rica, 2021.
- Conde-Ruiz, Ignacio, Brindusa Anghel e Irene Marra de Artiñano. «Brechas salariales de género en España». *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics* 229, n.º 2 (2019): 87-119. <https://doi.org/10.7866/hpe-rpe.19.2.4>
- Doucet, Christine, Michael R. Smith y Claire Durand. «Pay structure, female representation and the gender pay gap among university professors». *Relations industrielles / Industrial Relations* 67, n.º 1 (2012): 51-75. <https://doi.org/10.7202/1008195ar>
- Espino, Alma. «Brechas salariales en Uruguay: género, segregación y desajustes por calificación». *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía* 44, n.º 174 (2013): 89-117. [https://doi.org/10.1016/S0301-7036\(13\)71889-3](https://doi.org/10.1016/S0301-7036(13)71889-3)
- Ferrant, Gaëlle y Alexandre Kolev. «Does Gender Discrimination in Social Institutions Matter for Long-Term Growth? Cross-Country Evidence». *OECD Development Centre Working Paper*, n.º 330. París: OECD Publishing, 2016.
- Goldin, Claudia. *Understanding the Gender gap: an Economic History of American Women*. Oxford: Oxford University Press, 1990.
- Jabbaz, Marcela, Teresa Samper-Gras y Carolina Díaz. «La brecha salarial de género en las instituciones científicas». *Convergencia* 26, n.º 80 (2019): 1-27. <https://doi.org/10.29101/crcs.v26i80.11248>
- Koenker, Roger y Gilbert Bassett. «Regression Quantiles». *Econometrica* 46, n.º 1 (1978): 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>

Leuze, Kathrin y Susanne Strauß. «Why do Occupations Dominated by Women Pay Less? How “Female-Typical” Work Tasks and Working-Time Arrangements Affect the Gender Wage Gap Among Higher Education Graduates». *Work, Employment and Society* 30, n.º 5 (2016): 802-820.
<https://doi.org/10.1177/0950017015624402>

Machado, José Antonio y José Mata. «Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression». *Journal of Applied Econometrics* 20, n.º 4 (2005): 445-465.

Marini, Margaret Mooney y Pi-Ling Fan. «The Gender Gap in Earnings at Career Entry». *American Sociological Review* 62, n.º 4 (1997): 588-604.

Mitchell, Sara y Vicki Hesli. «Women Don't Ask? Women Don't Say No? Bargaining and Service in the Political Science Profession». *PS: Political Science & Politics* 46 (2013): 355-369. <https://doi.org/10.1017/S1049096513000073>

Ñopo, Hugo. *New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Earnings Gaps in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: Inter-American Development Bank and World Bank, 2012.

Ortiz-Valverdi, Nicole-Montserrat. «Discriminación salarial: brecha salarial entre hombres y mujeres del mercado laboral paraguayo». *Población y Desarrollo* 23, n.º 44 (2017): 2-15.
[https://doi.org/10.18004/pdfce/2076-054x/2017.023\(44\)002-015](https://doi.org/10.18004/pdfce/2076-054x/2017.023(44)002-015)

Paz, Jorge A. «La brecha salarial por género en Argentina: un análisis acerca de la segmentación laboral». *Sociedade e Cultura* 22, n.º 1 (2019): 157-178.
<https://doi.org/10.5216/sec.v22i1.57894>

Pérez-Fuentes, Dewin Iván y Jorge Leonardo Castillo-Loaiza. «Capital humano, teorías y métodos: importancia de la variable salud». *Economía, Sociedad y Territorio* 16, n.º 52: 651673. <https://doi.org/10.22136/est0522016675>

Ríos Cahuas, Paola. «Educación y brecha salarial de género en el Perú». Tesis de licenciatura, Pontificia Universidad Católica del Perú, 2019.

Urquidi, Manuel, Miguel Chalup y Guillaume Durand. «Evolution of Paraguay's Gender Earnings Gap From 2002 to 2019». *Economic Analysis Review* 39, n.º 1 (2024): 73-113.

Universidad de Costa Rica. *Reglamento del Sistema de Administración de Salarios de la Universidad de Costa Rica*. *La Gaceta Universitaria* 17-83. 1983.

Licencia Creative Commons: Reconocimiento No Comercial Compartir Igual (by-nc-sa). No permite un uso comercial de la obra original ni de las posibles obras derivadas. Además, la distribución de estas obras derivadas se debe hacer con una licencia igual a la que regula la obra original.

