

Condicionantes de la desigualdad en el acceso al mercado laboral y remuneración en profesionales de la salud del Perú

Conditioning Factors in the Access to the Labor Market and Remuneration Inequality for Health Professionals from Peru

Condicionantes da desigualdade no acesso ao mercado laboral e remuneração em profissionais da saúde do Peru

Olga Vicentina Pacovilca-Alejo, PhD¹

César Cipriano Zea-Montesinos, PhD¹

Rafael Reginaldo-Huamaní, Lic.¹

Tula Susana Guerra-Olivares, Mg¹

Gabriela Ordóñez-Ccora, Mg¹

Gelber Sebasti Pacovilca-Alejo, Lic.¹

Melisa Pamela Quispe-Ilanzo, Lic.^{2*}

Alfredo Enrique Oyola-García, MC²

Recibido: 5 de abril de 2019 • **Aceptado:** 22 de noviembre de 2019

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.9718>

Para citar este artículo: Pacovilca-Alejo OV, Zea-Montesinos CC, Reginaldo-Huamaní R, Guerra-Olivares TS, Ordóñez-Ccora G, Pacovilca-Alejo GS, Quispe-Ilanzo MP, Oyola-García AE. Condicionantes de la desigualdad en el acceso al mercado laboral y remuneración en profesionales de la salud del Perú. Rev Cienc Salud. 2020;18(3):1-16. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.9718>

Resumen

Introducción: el objetivo de este estudio fue identificar los factores condicionantes de la desigualdad en el acceso al mercado laboral y remuneración en los profesionales de salud del Perú. **Materiales y métodos:** se realizó un estudio observacional basado en el análisis secundario de los principales resultados de la *Encuesta Nacional a Egresados Universitarios y Universidades, 2014* con una muestra de 1974

¹ Universidad Nacional de Huancavelica (Perú).

² Natural and Social Sciences Research.

* Autora de correspondencia: melipame@gmail.com

profesionales de la salud sometida a expansión para realizar el cálculo de chi cuadrado, *odds ratio* crudo (ORC) y *odds ratio* ajustado (ORA) mediante regresión logística, con sus intervalos de confianza al 95%. **Resultados:** existió mayor riesgo de desocupación en mujeres (ORA: 1.574; IC95%: 1.456-1.702), en universidades públicas (ORA: 1.137; IC95%: 1.068-1.210) o ubicadas en provincias diferentes a Lima y Callao (ORA: 1.552; IC95%: 1.452-1.661). La autoidentificación como mestizos (ORA: 0.704; IC95%: 0.621-0.798), quechuas (ORA: 0.653; IC95%: 0.556-0.767), aymaras (ORA: 0.679; IC95%: 0.511-0.902) y otros (ORA: 0.549; IC95%: 0.432-0.698) tuvo un efecto protector frente a la desocupación. Las mujeres (ORA: 1.580; IC95%: 1.484-1.682), los quechuas (ORA: 1.259; IC95%: 1.092-1.451) y los egresados de universidades ubicadas fuera de Lima y Callao (ORA: 2.601; IC95%: 2.455-2.756) presentaron mayor riesgo de remuneración inferior a los 1000 soles; en cambio, el egreso de una universidad pública (ORA: 0.784; IC95%: 0.744-0.828) disminuyó la probabilidad de remuneración menor a 1000 soles. **Conclusión:** el sexo, la etnia, el centralismo y el nivel socioeconómico estarían condicionando la desigualdad en el mercado laboral, a pesar del mayor nivel de instrucción obtenido por los profesionales de salud.

Palabras clave: recursos humanos en salud; remuneración; trabajo; desigualdad.

Abstract

Introduction: This study aimed to identify the conditioning factors of the disparity in the access to the labor market and remuneration for health professionals from Peru. **Materials and Methods:** An observational study was conducted based on the secondary analysis from the main results of the *National Survey of University Graduates and Universities, 2014* involving 1974 health professionals undergoing expansion using chi-square test, crude odds ratio (COR), and adjusted odds ratio (AOR) by logistic regression with 95% confidence intervals (CIs). **Results:** There was greater risk of unemployment in women (AOR: 1.574; 95% CI: 1.456–1.702) and those who graduated from public universities (AOR: 1.137; 95% CI: 1.068–1.210) or from provinces other than Lima and Callao (AOR: 1.552; 95% CI: 1.452–1.661). Self-identification as mestizos (AOR: 0.704; 95% CI: 0.621–0.798), Quechua (AOR: 0.653; 95% CI: 0.556–0.767), Aymara (AOR: 0.679; 95% CI: 0.511–0.902), and others (AOR: 0.549; 95% CI: 0.432–0.698) had a protective effect against unemployment. Women (AOR: 1.580; 95% CI: 1.484–1.682), Quechua (AOR: 1.259; 95% CI: 1.092–1.451), and university graduates who studied outside of Lima and Callao (AOR: 2.601; 95% CI: 2.455–2.756) presented a higher risk of remuneration of less than 1000 soles. Moreover, graduating from a public university (AOR: 0.784; 95% CI: 0.744–0.828) decreased the probability of remuneration of less than 1000 soles. **Conclusion:** Sex, ethnicity, centralism, and socioeconomic level are conditioning factors of the disparity in the access to the labor market despite the higher level of education obtained by health professionals.

Keywords: Human resources in health; remuneration; work; inequality.

Resumo

Introdução: O objetivo deste estudo foi identificar os fatores condicionantes da desigualdade no acesso ao mercado laboral e remuneração nos profissionais da saúde do Peru. **Materiais e métodos:** se realizou um estudo observacional baseado na análise secundária dos principais resultados do *Inquérito Nacional de Graduados Universitários e Universidades, 2014* com uma amostra de 1974 profissionais da saúde submetida a expansão para realizar o cálculo de qui-quadrado, odds ratio cru (ORC) e odds ratio ajustado (ORA) mediante regressão logística, com seus intervalos de confiança ao 95%. **Resultados:** existiu maior risco de desocupação em mulheres (ORA: 1,574; IC95%: 1,456-1,702), de universidades públicas (ORA: 1,137; IC95%: 1,068-1,210) ou localizadas em províncias diferentes a Lima e Callao (ORA: 1,552; IC95%: 1,452-1,661). A auto-identificação como mestiços (ORA: 0,704; IC95%: 0,621-0,798), quéchuas (ORA: 0,653; IC95%: 0,556-0,767), aymaras (ORA: 0,679; IC95%: 0,511-0,902) e outros (ORA: 0,549; IC95%: 0,432-0,698) teve um efeito protetor frente ao desemprego. As mulheres (ORA: 1,580; IC95%: 1,484-1,682), os quéchuas (ORA: 1,259; IC95%: 1,092-1,451) e os graduados de universidades localizadas fora de Lima e Callao (ORA: 2,601; IC95%: 2,455-2,756) apresentaram maior risco de remuneração inferior aos 1000 soles; em contraste, a

graduação de uma universidade pública (ora: 0,784; ic95%: 0,744-0,828) diminuiu a probabilidade de remuneração menor a 1000 soles. *Conclusões:* o sexo, a etnia, o centralismo e o nível socioeconômico estariam condicionando a desigualdade no mercado laboral apesar do maior nível de instrução obtido pelos profissionais de saúde.

Palavras-chave: recursos humanos em saúde; remuneração; trabalho; desigualdade.

Introducción

Durante gran parte de la década pasada e inicios de la actual, en América Latina y el Caribe, de forma global, existieron importantes progresos en la reducción de la pobreza y la distribución de los ingresos. Aunque tales mejoras han sido consecuencia de las tendencias del mercado laboral —fuerte generación de empleo, sobre todo asalariado— y de las políticas públicas —laborales (salario mínimo, formalización e inspección) y no laborales (expansión de los sistemas de protección social y aumento de la cobertura de la educación)—, la región aún continúa siendo la más desigual del mundo. A esta situación se ha sumado la desaceleración del crecimiento regional, que ha menguado la capacidad de generar empleos de calidad y ha reducido el espacio fiscal para aumentar el gasto social y contribuir a la disminución de la pobreza y la desigualdad (1).

El Perú es un país suramericano sustentado por una economía social de mercado, donde el Estado actúa principalmente en la promoción del empleo, la salud y la educación, en un marco de igualdad entre hombres y mujeres, que rechaza toda clase de discriminación. En la última década ha sido una de las economías de más rápido crecimiento en América Latina y el Caribe, lo que ha condicionado el fuerte crecimiento del empleo y de los ingresos que generó la reducción de la pobreza (del 55.6 % al 21.8 %) y de la pobreza extrema (del 15.8 % al 4.1 %) entre los años 2005 y 2015, además de mejoras en la desigualdad económica dentro del territorio, con la esperanza que continúe esta tendencia (2). Sin embargo, en la última Encuesta Nacional a Egresados Universitarios se evidenciaron mayores tasas de desocupación en mujeres y en egresados de universidades ubicadas en el interior del país, así como diferencias significativas entre los salarios de los profesionales egresados de universidades públicas y privadas: los primeros tienden a bajas remuneraciones; mientras que los segundos concentran remuneraciones más altas (3). Esta situación pondría de manifiesto la discriminación existente en el mercado laboral de la que no estarían exentos los profesionales de la salud (4).

Hace más de una década, diferentes estudios documentaron mayor desocupación y precariedad laboral en las minorías étnicas, los migrantes, las mujeres y las personas jóvenes, mayor incidencia de accidentes laborales no fatales en personal de salud afroamericano en comparación con sus pares blancos, así como mayor probabilidad de padecer enfermedades

músculo-esqueléticas y trastornos psicológicos relacionados con el trabajo en las mujeres (5-11). Así, las diversas formas de discriminación social en el acceso al mercado laboral o en el lugar de trabajo han cobrado importancia, por su efecto en la salud y seguridad de los trabajadores (12); la remuneración afecta la calidad de vida en el trabajo, además de actuar como un estresor e influir fuertemente en la retención del personal (13-15).

Teniendo en consideración este contexto y debido a que los recursos humanos en salud son elementos muy importantes para garantizar la atención sanitaria de calidad, nos propusimos identificar los factores condicionantes de la desigualdad en el acceso al mercado laboral y remuneración en los profesionales de salud del Perú (16,17).

Materiales y métodos

Se realizó un estudio observacional basado en el análisis secundario de los principales resultados de la *Encuesta Nacional a Egresados Universitarios y Universidades (ENEUU)*, 2014, en la que se entrevistaron a 10 560 egresados, correspondientes a 131 universidades del Perú (3).

La población de estudio estuvo conformada por egresados universitarios de las carreras profesionales de salud (según el Decreto Legislativo 1153, que regula la política integral de compensaciones y entregas económicas del personal de salud al servicio del Estado peruano) que tuvieran al menos un año de egreso en el momento de la encuesta, menos de tres años de atraso de estudio en el curso de su carrera y que en su último año de estudios no tuvieran más de 25, 26 y 27 años, según la extensión de su carrera (cinco, seis y siete años, respectivamente).

El marco de muestreo se obtuvo a partir del Censo Nacional Universitario realizado en 2010. La muestra fue de tipo probabilística, estratificada de lista de una etapa (unietápica) e independiente en cada carrera universitaria y universidad seleccionada, con la cual se obtuvo finalmente un tamaño muestral de 1974 profesionales de salud.

El acceso al mercado laboral se evaluó mediante la condición de actividad. La condición de actividad, el tipo de ocupación principal, la remuneración de la ocupación principal, la remuneración total y la cantidad de ocupaciones fueron consideradas variables dependientes. Las variables independientes fueron: sexo y etnicidad, así como tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso.

Teniendo como base el cuestionario usado en la ENEUU, se determinaron: la condición de actividad medida a partir de la pregunta 401 del cuestionario: “¿La semana pasada tuvo algún trabajo?”, donde los que respondieron “sí” fueron los ocupados; mientras que los que contestaron “no” se tomaron como desocupados; el tipo de ocupación principal que precisaba si estaba relacionada con su formación profesional medida a partir de la pregunta 406 del cuestionario:

“¿El trabajo que realizó está relacionado con su formación profesional?”, con dos posibles respuestas, “sí” y “no”; la remuneración de la ocupación principal, medida a partir de la suma de los ingresos reportados por los egresados en las preguntas 436 y 437, agrupados en dos categorías (menor a 1000 soles y mayor o igual a 1000 soles); la remuneración total, medida a partir de la suma de los ingresos alcanzados por los egresados en las preguntas 436 a 438, y agrupados en dos categorías (menor a 1000 soles y mayor o igual a 1000 soles), y la cantidad de ocupaciones obtenidas, a partir de la pregunta 418 del cuestionario: “¿cuál es la ocupación secundaria que desempeñó?”. Los que respondieron cuál era la ocupación secundaria se les consideró con dos ocupaciones y los que no contestaron se les consideró una sola ocupación.

Las variables independientes fueron: sexo, medida a partir de la pregunta 11, “sexo del egresado”; etnicidad, formada a partir de las respuestas a la pregunta 473, “Por tus antepasados y de acuerdo a tus costumbres ¿usted se considera...” y categorizada como: blanco, quechua, mestizo, aymara y otros; tipo de gestión de la universidad medida a partir de la pregunta 311 del cuestionario: “¿cuál es el nombre de la última universidad de la cual egresó?”, con dos respuestas: pública y privada; finalmente, el ámbito geográfico se determinó a partir del módulo 09, “identificación y ubicación de la universidad, departamento, provincia y distrito”, categorizada como Lima y Callao (la denominación Lima corresponde a la provincia de Lima, capital del Perú) y resto del país.

Por ser datos obtenidos a partir de una muestra, para la presentación de los resultados se utilizaron los factores de expansión. Según la teoría de muestreo, el factor de expansión es la capacidad que tiene cada individuo seleccionado en una muestra probabilística para representar a la población. En el muestreo estratificado, los factores de expansión o pesos muestrales se obtienen como el cociente entre el tamaño del estrato y el tamaño de la muestra en dicho estrato.

Se calculó el chi cuadrado y el valor de p en cuadros de 2×2 para las variables sexo, tipo de universidad y ámbito geográfico; mientras que para la variable etnicidad se usaron cuadros de 5×2 .

En el análisis bivariado se calculó el *odds ratio* crudo (ORC) y su intervalo de confianza al 95 %, asumiendo como factor negativo las categorías “masculino” para sexo, “blanco” para etnicidad, “privada” para tipo de universidad, así como “Lima y Callao” para ámbito geográfico.

En el análisis multivariado se utilizó el modelo de regresión logística para identificar y describir la asociación de cada una de las variables dependientes con sexo, etnicidad, tipo de universidad y ámbito geográfico. En este análisis se construyeron variables *dummy* derivadas de la variable etnicidad: quechua, aymara, mestizo y otros. Se incluyó el tipo de ocupación como variable independiente dicotomizada (no relacionada/relacionada) para el análisis final de los factores asociados a la remuneración total. Asimismo, el tipo de ocupación y la remuneración de la ocupación principal (dicotomizada en <1000 soles/ ≥ 1000 soles) fueron

considerados variables independientes para el análisis final de los factores asociados al número de ocupaciones del profesional de la salud.

En cuanto a los aspectos éticos, los datos estadísticos publicados no contenían variables de identificación personal. No se requirió ningún permiso, debido a que la información está disponible vía internet. Asimismo, este estudio forma parte de un conjunto de análisis secundarios de los principales resultados de la ENEUU (2014) para determinar los factores que condicionan la desigualdad remunerativa de los egresados universitarios en el Perú.

Resultados

Existió mayor riesgo de desocupación en profesionales de salud de sexo femenino (ORA: 1.574; IC95 %: 1.456-1.702), egresados de universidades públicas (ORA: 1.137; IC95 %: 1.068-1.210) o ubicadas en provincias diferentes a Lima y Callao (ORA: 1.552; IC95 %: 1.452-1.661). La autoidentificación como mestizos (ORA: 0.704; IC95 %: 0.621-0.798), quechuas (ORA: 0.653; IC95 %: 0.556-0.767), aymaras (ORA: 0.679; IC95 %: 0.511-0.902) y otros (ORA: 0.549; IC95 %: 0.432-0.698) tuvo un efecto protector frente a la desocupación laboral cuando se compararon con los blancos (tabla 1).

Tabla 1. Condición de actividad del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso, 2014

| Característica | Desocupados | | Ocupados | | Total n | p | Odds ratio (IC 95%) | |
|--|-------------|-------|----------|-------|------------|-------|---------------------|---------------------|
| | n | % | n | % | | | Crudo | Ajustado* |
| Sexo | | | | | | | | |
| Femenino | 3945 | 13.93 | 24370 | 86.07 | 28315 | <.001 | 1.461 (1.353-1.577) | 1574 (1.456-1.702) |
| Masculino | 910 | 9.97 | 8211 | 90.03 | 9121 | | 1 | |
| Etnicidad | | | | | | | | |
| Mestizo | 3870 | 12.97 | 25977 | 87.03 | 29847 | <.001 | 0.803 (0.710-0.907) | 0.704 (0.621-0.798) |
| Quechua | 444 | 13.78 | 2781 | 86.22 | 3225 | | 0.861 (0.738-1.000) | 0.653 (0.556-0.767) |
| Aymara | 70 | 14.49 | 414 | 85.51 | 484 | | 0.913 (0.691-1.207) | 0.679 (0.511-0.902) |
| Otros | 99 | 10.11 | 880 | 89.89 | 979 | | 0.606 (0.477-0.769) | 0.549 (0.432-0.698) |
| Blanco | 330 | 15.65 | 1779 | 84.35 | 2109 | | 1 | |
| Tipo de gestión de la universidad | | | | | | | | |
| Pública | 2114 | 13.71 | 13306 | 86.29 | 15420 | <.001 | 1.118 (1.052-1.188) | 1.137 (1.068-1.210) |
| Privada | 2740 | 12.45 | 19274 | 87.55 | 22014 | | 1 | |
| Ámbito geográfico de la universidad | | | | | | | | |
| Resto del país | 3354 | 14.66 | 19522 | 85.34 | 19522 | <.001 | 1.496 (1.402-1.596) | 1.552 (1.452-1.661) |
| Lima y Callao | 1500 | 10.30 | 13059 | 89.70 | 13059 | | 1 | |

* Hosmer-Lemeshow = 2.46; p = 0.7830.

De igual forma, se observó mayor riesgo de tener una ocupación no relacionada con la formación profesional en las mujeres (ORA: 1.239; IC95 %: 1.135-1.354), mestizos (ORA: 2.868; IC95 %: 2.163-3.803), quechuas (ORA: 5.367; IC95 %: 3.989-7.220), aymaras (ORA: 11.081; IC95 %: 7.819-15.704) y otros (ORA: 3.606; IC95 %: 2.533-5.132); también en aquellos que provenían de universidades ubicadas en provincias diferentes a Lima y Callao (ORA: 2.427; IC95 %: 2.220-2.653) (tabla 2).

Tabla 2. Relación de la ocupación principal con la formación del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso, 2014

| Característica | No relacionada | | Relacionada | | Total n | p | Odds ratio (IC 95 %) | |
|--|----------------|-------|-------------|-------|------------|-------|------------------------|-----------------------|
| | n | % | n | % | | | Crudo | Ajustado* |
| Sexo | | | | | | | | |
| Femenino | 2607 | 10.70 | 21763 | 89.30 | 24370 | <.001 | 1.243 (1.140-1.355) | 1.239 (1.135-1.354) |
| Masculino | 722 | 8.79 | 7489 | 91.21 | 8211 | | 1 | |
| Etnicidad | | | | | | | | |
| Mestizo | 2482 | 9.55 | 23495 | 90.45 | 25977 | <.001 | 3.540 (2.675-4.685) | 2.868 (2.163-3.803) |
| Quechua | 542 | 19.48 | 2239 | 80.52 | 2781 | | 8.109 (6.052-10.864) | 5.367 (3.989-7.220) |
| Aymara | 140 | 33.77 | 274 | 66.23 | 414 | | 17.092 (12.118-24.106) | 11.081 (7.819-15.704) |
| Otros | 93 | 10.59 | 787 | 89.41 | 880 | | 3.972 (2.798-5.640) | 3.606 (2.533-5.132) |
| Blanco | 52 | 2.90 | 1727 | 97.10 | 1779 | | 1 | |
| Tipo de gestión de la universidad | | | | | | | | |
| Pública | 1406 | 10.57 | 11900 | 89.43 | 13306 | .081 | 1.067 (0.992-1.147) | 0.977 (0.907-1.054) |
| Privada | 1922 | 9.97 | 17352 | 90.03 | 19274 | | 1 | |
| Ámbito geográfico de la universidad | | | | | | | | |
| Resto del país | 2634 | 13.50 | 16888 | 86.50 | 19522 | <.001 | 2.780 (2.549-3.032) | 2.427 (2.220-2.653) |
| Lima y Callao | 694 | 5.31 | 12365 | 94.69 | 13059 | | 1 | |

* Hosmer-Lemeshow = 7.05; p = 0.3159.

Similares hallazgos se observaron al analizar las variables que se asociaban con la remuneración total. Las mujeres (ORA: 1.580; IC95 %: 1.484-1.682), los quechuas (ORA: 1.259; IC95 %: 1.092-1.451) y los egresados de universidades ubicadas fuera de Lima y Callao (ORA: 2.601; IC95 %: 2.455-2.756) presentaron mayor riesgo de remuneración inferior a los 1000 soles; en cambio, los mestizos (ORA: 0.970; IC95 %: 0.861-1.093), los aymaras (ORA: 1.178; IC95 %: 0.928-1.494) y de otras etnias (ORA: 1.093; IC95 %: 0.900-1.328) no tuvieron mayor riesgo de remuneración inferior a los 1000 soles, pero el egreso de una universidad pública (ORA:

0.784; IC95 %: 0.744-0.828) fue la única variable que se configuró como factor que disminuye la probabilidad de remuneración menor a 1000 soles (tabla 3).

Tabla 3. Remuneración total del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso, 2014

| Característica | <1000 soles | | ≥1000 soles | | Total | p | Odds ratio (IC 95%) | |
|--|-------------|-------|-------------|-------|--------|-------|---------------------|---------------------|
| | n | % | n | % | n | | Crudo | Ajustado* |
| Sexo | | | | | | | | |
| Femenino | 6751 | 27.70 | 17 619 | 72.30 | 24 370 | <.001 | 1.506 (1.418-1.600) | 1.580 (1.484-1.682) |
| Masculino | 1665 | 20.28 | 6546 | 79.72 | 8211 | | 1 | |
| Etnicidad | | | | | | | | |
| Mestizo | 6543 | 25.19 | 19 434 | 74.81 | 25 977 | <.001 | 1.162 (1.036-1.303) | 0.970 (0.861-1.093) |
| Quechua | 976 | 35.10 | 1805 | 64.90 | 2781 | | 1.866 (1.629-2.138) | 1.259 (1.092-1.451) |
| Aymara | 144 | 34.75 | 270 | 65.25 | 414 | | 1.838 (1.459-2.315) | 1.178 (0.928-1.494) |
| Otros | 220 | 25.03 | 660 | 74.97 | 880 | | 1.152 (0.954-1.392) | 1.093 (0.900-1.328) |
| Blanco | 400 | 22.47 | 1379 | 77.53 | 1779 | | 1 | |
| Tipo de gestión de la universidad | | | | | | | | |
| Pública | 3123 | 23.47 | 10 183 | 76.53 | 13 306 | <.001 | 0.810 (0.770-0.853) | 0.784 (0.744-0.827) |
| Privada | 5292 | 27.46 | 13 982 | 72.54 | 19 274 | | 1 | |
| Ámbito geográfico de la universidad | | | | | | | | |
| Resto del país | 6377 | 32.67 | 13 145 | 67.33 | 19 522 | <.001 | 2.622 (2.480-2.773) | 2.601 (2.455-2.756) |
| Lima y Callao | 2039 | 15.61 | 11 020 | 84.39 | 13 059 | | 1 | |

* Hosmer-Lemeshow = 3.98; p = 0.5524.

Solo los profesionales de salud de otras etnias —excluye mestizos, quechuas y aymaras— mostraron mayor probabilidad de tener dos ocupaciones (ORA: 2.319; IC95 %: 1.925-2.794), en comparación con los blancos. Por su parte, el sexo femenino (ORA: 0.759; IC95 %: 0.712-0.808), ser aymara (ORA: 0.564; IC95 %: 0.401-0.794) y egresar de universidades no ubicadas en Lima y Callao (ORA: 0.913; IC95 %: 0.860-0.968) disminuyeron la posibilidad de tener dos o más ocupaciones (tabla 4).

Tabla 4. Cantidad de ocupaciones del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso, 2014

| Característica | Dos o más | | Una sola | | Total n | p | Odds ratio (ic 95%) | |
|--|-----------|-------|----------|-------|------------|-------|---------------------|---------------------|
| | n | % | n | % | | | Crudo | Ajustado* |
| Sexo | | | | | | | | |
| Femenino | 4243 | 17.41 | 20127 | 82.59 | 24370 | <.001 | 0.773 (0.727-0.823) | 0.759 (0.712-0.808) |
| Masculino | 1759 | 21.43 | 6452 | 78.57 | 8211 | | 1 | |
| Etnicidad | | | | | | | | |
| Mestizo | 4675 | 18.00 | 21302 | 82.00 | 25977 | <.001 | 1.008 (0.890-1.143) | 1.013 (0.892-1.150) |
| Quechua | 539 | 19.41 | 2242 | 80.59 | 2781 | | 1.107 (0.950-1.291) | 1.155 (0.986-1.353) |
| Aymara | 43 | 10.35 | 371 | 89.65 | 414 | | 0.531 (0.378-0.744) | 0.564 (0.401-0.794) |
| Otros | 295 | 33.49 | 585 | 66.51 | 880 | | 2.314 (1.922-2.784) | 2.319 (1.925-2.794) |
| Blanco | 317 | 17.87 | 1462 | 82.13 | 1779 | | 1 | |
| Tipo de gestión de la universidad | | | | | | | | |
| Pública | 2470 | 18.56 | 10836 | 81.44 | 13306 | .019 | 1.016 (0.959-1.075) | 0.989 (0.933-1.048) |
| Privada | 3533 | 18.33 | 15741 | 81.67 | 19274 | | 1 | |
| Ámbito geográfico de la universidad | | | | | | | | |
| Resto del país | 3488 | 17.87 | 16034 | 82.13 | 19522 | <.001 | 0.912 (0.862-0.966) | 0.913 (0.860-0.968) |
| Lima y Callao | 2514 | 19.25 | 10545 | 80.75 | 13059 | | 1 | |

*Hosmer-Lemeshow = 4.86; p = 0.4335.

Cuando se incluyó el tipo de ocupación principal en el análisis multivariado de factores que determina la remuneración total, se observó que el modelo no se ajustaba a la realidad (Hosmer-Lemeshow = 148.379; p = 0.000) (tabla 5).

Tabla 5. Remuneración total del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de ocupación principal, tipo de gestión y ámbito geográfico de la universidad de egreso, 2014

| Característica | <1000 soles | | ≥1000 soles | | Total n | p | Odds ratio (IC 95%) | |
|--|-------------|------|-------------|------|------------|-------|---------------------|---------------------|
| | n | % | n | % | | | Crudo | Ajustado* |
| Sexo | | | | | | | | |
| Femenino | 6751 | 27.7 | 17619 | 72.3 | 24370 | <.001 | 1.506 (1.418-1600) | 1.581 (1.481-1.687) |
| Masculino | 1665 | 20.3 | 6545 | 79.7 | 8210 | | 1000 | |
| Etnicidad | | | | | | | | |
| Mestizo | 6543 | 25.2 | 19435 | 74.8 | 25978 | <.001 | 1.162 (1.036-1.303) | 0.869 (0.770-0.981) |
| Quechua | 976 | 35.1 | 1805 | 64.9 | 2781 | | 1.866 (1.629-2.138) | 0.989 (0.855-1.146) |
| Aymara | 144 | 34.8 | 270 | 65.2 | 414 | | 1.838 (1.459-2.315) | 0.685 (0.530-0.886) |
| Otros | 220 | 25.0 | 660 | 75.0 | 880 | | 1.152 (0.954-1.392) | 0.945 (0.774-1.153) |
| Blanco | 400 | 22.5 | 1379 | 77.5 | 1779 | | 1000 | |
| Tipo de gestión de la universidad | | | | | | | | |
| Pública | 3124 | 23.5 | 10183 | 76.5 | 13307 | <.001 | 0.811 (0.770-0.853) | 0.777(0.735-0.821) |
| Privada | 5292 | 27.5 | 13982 | 72.5 | 19274 | | 1000 | |
| Ámbito geográfico de la universidad | | | | | | | | |
| Resto del país | 6377 | 32.7 | 13144 | 67.3 | 19521 | <.001 | 2.622 (2.480-2.773) | 2.380 (2.243-2.526) |
| Lima y Callao | 2039 | 15.6 | 11020 | 84.4 | 13059 | | 1000 | |
| Tipo de ocupación principal | | | | | | | | |
| No relacionada | 2046 | 61.5 | 1282 | 38.5 | 3328 | <.001 | 5.733 (5.318-6.180) | 5.111 (4.728-5.525) |
| Relacionada | 6370 | 21.8 | 22882 | 78.2 | 29252 | | 1000 | |

*Hosmer-Lemeshow = 148.379; p = 0.000.

Finalmente, se incluyó el tipo de ocupación principal y remuneración de la ocupación principal en el análisis multivariado de los determinantes de la cantidad de ocupaciones del egresado universitario. Se observó que cuando la ocupación principal del profesional de salud no se relacionaba con su formación universitaria, se limitaba la posibilidad de tener dos o más ocupaciones; lo contrario ocurrió con la remuneración, debido a que cuando fue menor a 1000 soles, existió mayor probabilidad de tener dos o más ocupaciones. Asimismo, los profesionales de la salud de otras etnias —excluye mestizos, quechuas y aymaras— mantuvieron la mayor probabilidad de tener dos ocupaciones (ORA: 2.364; IC95 %: 1.961-2.894), en comparación con los blancos. Los quechuas modificaron su comportamiento (ORA: 1.178; IC95 %: 1.005-1.380) y presentaron mayor probabilidad de tener dos ocupaciones, a diferencia de las mujeres (ORA: 0.705; IC95 %: 0.705-0.800), los aymaras (ORA: 0.601; IC95 %: 0.427-0.846) y los egresados de universidades no ubicadas en Lima y Callao (ORA: 0.894; IC95 %: 0.841-0.950), que persistieron como variables que aumentaban la probabilidad de tener una sola ocupación (tabla 6).

Tabla 6. Cantidad de ocupaciones del profesional de la salud según sexo, etnicidad, tipo de gestión de la universidad, ámbito geográfico de la universidad, tipo y remuneración de la ocupación principal, 2014

| Característica | Dos o más | | Una sola | | Total n | p | Odds ratio (IC 95%) | | |
|---|-----------|------|----------|------|------------|-------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | n | % | n | % | | | Crudo | Ajustado* | |
| Sexo | | | | | | | | | |
| Femenino | 4243 | 17.4 | 20126 | 82.6 | 24369 | <.001 | 0.773 (0.727-0.823) | 0.751 (0.705-0.800) | |
| Masculino | 1759 | 21.4 | 6451 | 78.6 | 8210 | | 1 | | |
| Etnicidad | | | | | | | | | |
| Mestizo | 4675 | 18.0 | 21302 | 82.0 | 25977 | <.001 | 1.008 (0.890-1.143) | 1.026 (0.904-1.166) | |
| Quechua | 540 | 19.4 | 2241 | 80.6 | 2781 | | 1.107 (0.950-1.291) | 1.178 (1.005-1.380) | |
| Aymara | 43 | 10.4 | 371 | 89.6 | 414 | | 0.531 (0.378-0.744) | 0.601 (0.427-0.846) | |
| Otros | 295 | 33.5 | 585 | 66.5 | 880 | | 2.314 (1.922-2.784) | 2.364 (1.961-2.849) | |
| Blanco | 318 | 17.9 | 1461 | 82.1 | 1779 | | 1 | | |
| Tipo de universidad | | | | | | | | | |
| Pública | 2470 | 18.6 | 10836 | 81.4 | 13306 | | .594 | 1.016 (0.959-1.075) | 1.000 (0.943-1.060) |
| Privada | 3533 | 18.3 | 15741 | 81.7 | 19274 | 1 | | | |
| Ámbito geográfico | | | | | | | | | |
| Resto del país | 3488 | 17.9 | 16033 | 82.1 | 19521 | .002 | 0.912 (0.862-0.966) | 0.894 (0.841-0.950) | |
| Lima y Callao | 2514 | 19.3 | 10544 | 80.7 | 13058 | | 1 | | |
| Tipo de ocupación principal | | | | | | | | | |
| No relacionada | 512 | 15.4 | 2816 | 84.6 | 3328 | <.001 | 0.787 (0.713-0.869) | 0.754 (0.680-0.836) | |
| Relacionada | 5490 | 18.8 | 23762 | 81.2 | 29252 | | 1 | | |
| Remuneración de la ocupación principal | | | | | | | | | |
| <1000 soles | 1594 | 19.7 | 6503 | 80.3 | 8097 | .001 | 1.116 (1.047-1.190) | 1.245 (1.162-1.333) | |
| ≥1000 soles | 4408 | 18.0 | 20075 | 82.0 | 24483 | | 1 | | |

*Hosmer-Lemeshow = 11.824; p = 0.159.

Discusión

El trabajo, además de ser una actividad económica, es un espacio de desarrollo y desenvolvimiento del ser humano, donde aplica sus habilidades, obtiene un ingreso económico y aporta en beneficio de la sociedad (18); sin embargo, existen variables que se comportan como elementos discriminatorios para acceder al mercado laboral peruano o lograr remuneraciones equitativas en los profesionales de salud.

Nuestros hallazgos confirman que los patrones sociales tradicionales siguen limitando la participación de la mujer en el mercado laboral peruano —no obstante tener un elevado nivel de instrucción—, debido a que tiene mayor posibilidad de estar desocupada, así como de

estar limitada a una sola actividad laboral, a pesar de tener baja remuneración en la actividad principal que realiza (19). Esta situación podría ser explicada por las responsabilidades que desempeña en el hogar y que no le permitirían presentarse a ofertas laborales, ya que al ausentarse físicamente de la casa no puede ser sustituida (20-22). Además, Galarza et al. evidenciaron que el varón puede recibir 20% más llamadas para una entrevista laboral luego de presentar su currículum con iguales características al de una mujer (23). Esta situación la expone a mayores posibilidades de trabajar en una actividad principal no relacionada con la formación profesional recibida y, por consiguiente, menor ingreso en comparación con el varón —como se puede observar en nuestros hallazgos—, por lo que este ingreso sería considerado secundario para la familia. Esta desventaja comparativa frente a los hombres y la presión de su entorno para que prioricen su rol doméstico, maternal y de cuidado ante la ausencia de infraestructura pública (por ejemplo, lactarios, cunas, etc.) hace que la mujer tenga menor disposición a aceptar puestos que implican largos horarios de trabajo, viajar y traslado de residencia (24,25); aún más cuando el cónyuge gana lo suficiente para asegurar una adecuada calidad de vida familiar (26).

En relación con la etnicidad, los profesionales de la salud que se consideraron “blancos” tienen mayor posibilidad de estar desocupados que los demás grupos étnicos “no blancos” (mestizo, quechua, aymara y otros). Este es un comportamiento diferente al documentado por Moreno et al. y Galarza et al. en otros grupos profesionales —los “blancos” tuvieron más oportunidades de recibir llamadas u obtener el trabajo que los “indígenas” o “andinos”— y que también ocurre cuando se comparan con los “afroperuanos” (23,27,28). Sin embargo, nuestros resultados demostrarían que cuando logran ingresar al mercado laboral, los profesionales de la salud “no blancos” tendrían menor posibilidad de desempeñar una ocupación relacionada con su formación profesional (subempleo) y, finalmente, menor remuneración que podría perpetuar la falta de estabilidad y exclusión social (29). Esta situación generaría la creciente necesidad de contar con ingresos adicionales, aun sin la expectativa de tener un empleo de buena calidad (30). Todavía más, los aymaras no tendrían oportunidad de acceder a una segunda ocupación, a pesar de tener baja remuneración en la ocupación principal, tal como se observa en nuestros resultados.

Este último hallazgo se afianza en que los profesionales de la salud que egresaron de universidades ubicadas en el interior del país tienen mayor probabilidad de estar desocupados, trabajar en alguna actividad no relacionada con su profesión y ganar menos de 1000 soles. Esta situación reflejaría la desigualdad mediada por el centralismo de la calidad educativa en la educación superior y la mayor importancia —traducida en financiamiento— que se le ha dado a la educación superior privada, debido a que el mayor número de universidades privadas está en Lima, la capital del Perú, aunque nuestros resultados evidenciaron que el egresar de una universidad pública solo influye en la desocupación del profesional de salud y se comporta como un factor protector de baja remuneración total (31). En ese sentido, esta baja remuneración influiría en la decisión de trabajar en el interior del país o en la zona

rural, pues la capital del país o el extranjero serían los destinos preferidos con miras a mejor remuneración, con la consiguiente pérdida de recursos humanos locales (32).

Aunque los hallazgos son significativos, el presente estudio presenta limitaciones que deben ser consideradas: la variable *desempleo* podría expresar la búsqueda de empleo con mejores ingresos y no necesariamente un déficit de oportunidades laborales (33,34); asimismo, no se han analizado el estado civil, la zona de residencia, la dependencia laboral, la composición familiar, la edad, la apariencia física o la presencia de discapacidad, entre otras variables que podrían influir en la posibilidad de participar en el mercado laboral, así como en la remuneración percibida (33,35-37).

En conclusión, el sexo, la etnia, el centralismo y el nivel socioeconómico estarían condicionando la desigualdad en el acceso al mercado laboral y la remuneración de los profesionales de salud, a pesar del mayor nivel de instrucción obtenido. Cuando el profesional de la salud es de sexo femenino y egresa de una universidad ubicada fuera de la capital del país, tiene mayor riesgo de estar desocupado, trabajar en una actividad no relacionada con su formación profesional y obtener una remuneración total inferior a 1000 soles; asimismo, no podría optar por una segunda actividad laboral, a pesar de tener menores ingresos. El egreso de una universidad pública solo aumentaría el riesgo de desocupación, pero se comportaría como un factor protector de bajas remuneraciones; en presencia de una baja remuneración, los profesionales de sexo masculino, aquellos que se autoidentifican como “quechuas” y “otros” (posiblemente afroamericanos), cuentan con mayor probabilidad de tener dos ocupaciones. Finalmente, en los autoidentificados como “blancos” hay mayor riesgo de estar desocupados, pero son los “no blancos” quienes tienen mayor probabilidad de estar trabajando en una ocupación no relacionada con su formación profesional; mientras que los “quechuas” estarían en mayor riesgo de bajas remuneraciones. Estos hallazgos requieren un análisis más profundo que contribuya a la implementación de una política de salarios en el sector salud.

Contribución de los autores

Todos los autores participaron en la concepción y diseño del estudio; en la adquisición, análisis e interpretación de los datos, así como en la planeación, revisión crítica del contenido y aprobación de la versión final del artículo.

Conflicto de intereses

Ninguno declarado.

Referencias

1. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal), Organización Internacional del Trabajo (OIT). Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe: protección social universal en mercados laborales con informalidad [internet]. Santiago de Chile: Naciones Unidas; mayo 2015 [citado 2019 nov 5]. Disponible en: https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/38051/1/S1500311_es.pdf
2. Banco Mundial. Perú: panorama general [internet]. 2020 [citado 2019 nov 5]. Disponible en: <http://www.bancomundial.org/es/country/peru/overview>
3. Instituto Nacional de Estadística e Informática. Encuesta nacional a egresados universitarios y universidades, 2014: principales resultados [internet]. Lima: INEI; 2015 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1298/Libro.pdf
4. Organización Internacional del Trabajo. Informe mundial sobre salarios 2014/2015: la brecha salarial entre ambos sexos se amplía para las mujeres mejor remuneradas [internet]. Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo; 2014 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: http://www.ilo.org/global/about-the-ilo/newsroom/news/WCMS_324700/lang-es/index.htm
5. Bustos K, Castro E, Ceballos M, Londoño L, Peña C, Pérez Y, et al. Comportamiento salarial de las profesiones en salud, Huila, 2013. RFS. Revista Facultad de Salud. 2015;7(2):41-6. <https://doi.org/10.25054/rfs.v7i2.954>
6. García EM, Tapias L. Equidad de género en el empleo del sector salud Colombia 2008-2010 [internet]. Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana; 2010 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: <http://repository.javeriana.edu.co/bitstream/10554/871/1/pol151.pdf>
7. Santana VS, Loomis D. Informal jobs and nonfatal occupational injuries. Ann Occup Hyg. 2004;48(2):147-57. <https://doi.org/10.1093/annhyg/meh009>
8. Quinlan M, Mayhew C, Boyle P. The global expansion of precarious employment, work disorganization, and consequences for occupational health: a review of recent research. Int J Health Serv. 2001;31(2):335-413. <https://doi.org/10.2190/607H-TTV0-QCN6-YLT4>
9. Simpson CL, Severson RK. Risk of injury in African American hospital workers. J Occup Environ Med. 2000;42(10):1035-40. <https://doi.org/10.1097/00043764-200010000-00011>
10. Bernard BP, editor. Musculoskeletal disorders and workplace factors: a critical review of epidemiologic evidence for work-related musculoskeletal disorders of the neck, upper extremity, and low back [internet]. Atlanta: U. S. Department of Human Health and Human Services/CDC. 1997 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: <https://www.cdc.gov/niosh/docs/97-141/default.html>
11. Lennon MC. Work conditions as explanations for the relation between socioeconomic status and psychological disorders. Epidemiol Rev. 1995;17:120-7. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.epirev.a036167>
12. Do Carmo ML, Chaves MY, de Marchi RC, Almeida L, de Oliveira IA, Pedrão LJ. Exceso de trabajo y agravios mentales a los trabajadores de la salud. Rev Cuba Enferm 2010;26(1):52-64.

Faltan los hipervínculos para las referencias resaltadas

13. Flores R, Madero SM. Factores de la calidad de vida en el trabajo como predictoras de la intención de permanencia. *Acta Universitaria*. 2012;22(2):24-31.
14. Cirera Y, Aparecida E, Rueda S, Ferraz O. Impacto de los estresores laborales en los profesionales y en las organizaciones. *Invenio*. 2012;15(29):67-80.
15. Madero S. Factores relevantes del desarrollo profesional y de compensaciones en la carrera laboral del trabajador. *Contad Adm*. 2009;232:109-30.
16. Soto A. Recursos humanos en salud [Editorial]. *Rev Peru Med Exp Salud Pública*. 2011;28(2):173-4.
17. Pavón-León P, Gogeoascoechea-Trejo MC, Blázquez-Morales MSL, Blázquez-Domínguez CR. Satisfacción del personal de salud en un hospital universitario. *Salud Tab*. 2011;17(1-2):13-21.
18. Patlán J. Derechos laborales: una mirada al derecho a la calidad de vida en el trabajo. *Ciencia Ergo Sum*. 2016; 23(2):121-33.
19. Zumaeta CH, Limachi L. Educación, equidad y género: caso Iquitos. Informe final [internet]. Iquitos: Consorcio de Investigación Económica y Social de la Universidad Nacional de la Amazonía Peruana; 2007 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: http://cies.org.pe/sites/default/files/investigaciones/educacion-equidad-y-genero-iquitos_0.pdf
20. Patlán P. Efecto del burnout y la sobrecarga en la calidad de vida en el trabajo. *Estud Gerenc*. 2013;29(129):445-55.
21. Ansoleaga E, Vézina M, Montaña R. Síntomas depresivos y distrés laboral en trabajadores chilenos: condiciones diferenciales para hombres y mujeres. *Cad Saúde Pública*. 2014;30(1):107-18.
22. Torres C. El trabajo doméstico y las amas de casa. *Sociológica*. 1989;4(10):e1-23.
23. Galarza F, Kogan L, Yamada G. Detectando discriminación sexual y racial en el mercado laboral de Lima. En: Galarza F, editor. *Discriminación en el Perú: exploraciones en el Estado, la empresa y el mercado laboral* [internet]. Lima: Universidad del Pacífico; 2012 [citado 2016 jun 24]. p. 103-35. Disponible en: <http://repositorio.up.edu.pe/bitstream/handle/11354/1206/GalarzaFrancisco2012.pdf?sequence=1>
24. Alcañiz M. Nuevas desigualdades en contextos de crisis: la precariedad laboral femenina en España. *Proceedings of the First International Meeting of Industrial Sociology, Sociology of Organizations and Work*. 2015 [citado 2016 jun 24];507-26. Disponible en: http://www.apsiot.pt/images/publicacoessiot/53_1eisiot.pdf
25. Fischer LE, Chávez D. Percepción del rol que desempeñan las mujeres en puestos a nivel directivo del mercado laboral. *Eur Sci J*. 2015;3:78-86.
26. Kogan L, Fuchs RM, Lay P. Sistemas abiertos y/o encubiertos de discriminación en el entorno laboral de pequeñas, medianas y grandes empresas en Lima Metropolitana [documento de discusión] [internet]. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico; 2011 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: http://190.216.182.148/bitstream/handle/11354/368/DD1108%20-%20Kogan_Fuchs_Lay%20Ferrato.pdf?sequence=1
27. Moreno M, Ñopo H, Saavedra J, Torero M. Detecting gender and racial discrimination in hiring through monitoring intermediation services: the case of selected occupations in Metropolitan Lima, Peru. *World Dev*. 2012;40(2):315-28.

28. Galarza F, Yamada G, Zelada C. Cuesta arriba para los afroperuanos: evidencia de la discriminación en el acceso al mercado laboral de Lima Metropolitana [documento de discusión CIUP DD1503] [internet]. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico; 2015 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/302358115_Cuesta_arriba_para_los_afroperuanos_Evidencia_de_la_discriminacion_en_el_acceso_al_mercado_laboral_de_Lima_Metropolitana
29. Mora JJ, Pérez L, González CG. La calidad del empleo en la población afro-colombiana utilizando índices sintéticos. *Rev Métodos Cuant Econ Empresa*. 2016;21:117-40.
30. Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Organización Internacional del Trabajo. La evolución del empleo en las empresas de menor tamaño entre 2003 y 2013: mejoras y desafíos. *Coyuntura laboral en América Latina y El Caribe*. 2015;13:13.
31. García C. Equidad e inclusividad en la educación superior en los países andinos. *Rev Educ Super*. 2013; 42-2(166):137-44.
32. Mayta-Tristán P, Mejía CR, Riega-López P, Rojas-Mezarina L, Posso M, Mezones-Holguín E. Proyección de trabajo en el interior del país y factores asociados en médicos recién colegiados de Lima, Perú 2010. *Rev Peru Med Exp Salud Pública*. 2011;28(2):186-93.
33. Arpi R, Arpi L. Retornos heterogéneos a la educación en el mercado laboral peruano, 2015. *Rev Investig Altoandin*. 2016;18(3):289-302.
34. Márquez-Scotti, C. Determinantes del desempleo en las urbes mexicanas: continuidades y rupturas en el período de crisis. *Pap Poblac*. 2014;83:101-34.
35. Botello HA, Guerrero I. Efectos de las características físicas en los ingresos laborales en Ecuador, 2012. *Semest Econ*. 2017;20(42):127-42.
36. Galarza F, Yamada G. Discriminación laboral en Lima: el rol de la belleza, la raza y el sexo [documento de discusión CIUP 185] [internet]. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico; 2012 [citado 2016 jun 24]. Disponible en: <http://repositorio.up.edu.pe/bitstream/handle/11354/388/DD1209.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
37. Encinas V, Gómez MI, Contreras M. Dificultades de contratación en el mercado de trabajo para las personas con discapacidad: análisis desde la perspectiva de género. *Intersticios*. 2017;11(2):71-81.