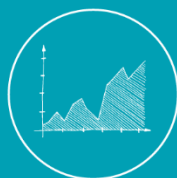
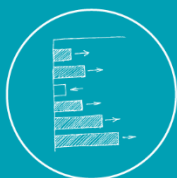




Sobreeducados y subcalificados: impacto del desajuste educativo y de habilidades en los ingresos en Ecuador

2025



Autoridades:

Eva María Mera Intriago

Directora Ejecutiva

Marianita de Lourdes Granda León

Subdirectora General

Andrea Isabel Molina Vera

Coordinadora General Técnica de Innovación en Métricas y Análisis de la Información

Carmen Esperanza Granda Encarnación

Directora de Estudios y Análisis de la Información

Autores:

Lorena Sofía De La Torre B.

Instituto Nacional de Estadística y Censos, Ecuador

Diego Fernando Del Pozo V.

Department of Economics of Northeastern University, Boston, MA, United States

Los Cuadernos de Trabajo Temáticos son documentos que presentan análisis de fenómenos sociales, económicos y ambientales con el objetivo de promover la investigación e incentivar el debate.

Las interpretaciones y opiniones expresadas en este documento pertenecen a los autores y no reflejan el punto de vista oficial del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). El INEC ha realizado una revisión del documento, no obstante, no garantiza la exactitud de los datos que figuran en el documento.

Sobreeducados y subcalificados: impacto del desajuste educativo y de habilidades en los ingresos en Ecuador

Lorena Sofía De La Torre B.¹

Diego Fernando Del Pozo V.²

Resumen

Este estudio ofrece la primera caracterización integral del desajuste educativo y de habilidades en el mercado laboral ecuatoriano utilizando datos de la ENEMDU anual de los periodos 2018 - 2024 y estimaciones econométricas que incluyen modelos Probit, regresiones mincerianas y correcciones de selección tipo Heckman. Se analizan simultáneamente los determinantes y los efectos salariales de los desajustes bajo dos enfoques de medición ampliamente utilizados en la literatura: el normativo y el estadístico basado en los requerimientos ocupacionales definidos ex ante, y el enfoque estadístico, sustentado en la distribución observada de la educación y las habilidades dentro de los grupos ocupacionales, cuyos resultados muestran que los desajustes educativos y de habilidades están fuertemente asociados a factores territoriales, étnicos, etarios y ocupacionales, con mayor incidencia entre trabajadores rurales, indígenas y montubios, jóvenes y ocupaciones de menor calificación formal (McGuinness, 2006; Quintini, 2011; Iriondo, 2022; OIT, 2025).

En términos de ingresos, las estimaciones revelan penalizaciones salariales sustantivas para la subcalificación (entre -10 % y -16 % respecto de los trabajadores correctamente emparejados) y primas moderadas para la sobrecalificación (entre 4 % y 8 % respecto de los trabajadores correctamente emparejados), siendo sistemáticamente más intensas en el caso de las habilidades que en el de la educación. Los modelos de Heckman confirman la relevancia del sesgo de selección en la participación laboral y muestran que algunos efectos tradicionalmente negativos —como la subeducación normativa— se atenúan una vez corregida dicha selección. La desagregación por ocupación evidencia heterogeneidad marcada: técnicos y operarios presentan las mayores penalizaciones ante cualquier forma de desajuste, mientras que artesanos, administrativos y directivos capturan primas elevadas bajo ciertas configuraciones de sobrecalificación o subcalificación.

Los resultados sugieren que los desajustes educativos y de habilidades constituyen un componente estructural del mercado laboral ecuatoriano, con implicaciones directas sobre la desigualdad salarial. El estudio aporta evidencia comparativa entre el desajuste educativo y el desajuste de habilidades, destacando que este último presenta efectos más severos y diferenciados sobre los ingresos laborales.

Palabras clave: desajuste educativo, desajuste de habilidades, retornos salariales, selección muestral, mercado laboral, Ecuador.

¹ Analista de la Dirección de Estudios y Análisis de la Información en el Instituto Nacional de Estadística y Censos.

² Department of Economics of Northeastern University, Boston, MA, United States.

1 Introducción

El análisis económico del mercado de trabajo parte de la idea de que la educación y la experiencia constituyen inversiones en capital humano que elevan la productividad y, por tanto, las remuneraciones de las personas (Becker, 1964; Mincer, 1974). Sin embargo, estos retornos dependen no solo de la cantidad de educación acumulada, sino también del grado en que las competencias de los trabajadores se alinean con las tareas y requerimientos de sus puestos. Cuando esa correspondencia se rompe, una parte del capital humano queda infrautilizado, lo que genera pérdidas de eficiencia en la asignación de recursos y puede reproducir brechas de ingreso y de oportunidades en el mercado laboral (McGuinness, 2006; OIT, 2018). En este contexto, los desajustes entre formación y empleo se han consolidado como un componente estructural de transformaciones recientes en la organización del trabajo, asociados a cambios tecnológicos, segmentación ocupacional y expansión educativa (Quintini, 2011; McGuinness et al., 2017).

La literatura distingue al menos dos dimensiones de estos desajustes. Por un lado, el desajuste educativo vertical se produce cuando el nivel de educación del trabajador se sitúa por encima o por debajo del nivel considerado adecuado para su ocupación, dando lugar a situaciones de sobreeducación y subeducación (Freeman, 1976; Heijke et al., 2003; Büchel, 2022). Por otro, el desajuste de habilidades aparece cuando el conjunto de competencias efectivas —cognitivas, técnicas o socioemocionales— no coincide con las que demanda el puesto, aun cuando el nivel educativo sea el esperado (Allen y Van der Velden, 2001; Badillo-Amador y Vila, 2013). Estos fenómenos han sido interpretados desde marcos teóricos complementarios: la teoría del capital humano tiende a concebirlos como transitorios y corregibles con la acumulación de experiencia (Boll et al., 2016), mientras que la competencia por empleos y los modelos de *job matching*³ enfatizan los problemas de asignación y las fricciones de información que generan penalizaciones salariales persistentes para trabajadores sobreeducados o subcalificados (Thurow, 1975; Jovanovic, 1979; Sattinger, 1993; McGuinness et al., 2017).

Los estudios empíricos internacionales muestran que la sobreeducación y la sobrequalificación afectan a una fracción considerable de la fuerza laboral y que sus efectos sobre los ingresos no son neutros. En países europeos, la incidencia de la sobreeducación suele ubicarse entre el 20 % y el 35 % de los ocupados (McGuinness et al., 2017), mientras que, utilizando información de PIAAC⁴, Pellizzari y Fichen (2017) estiman tasas de sobrequalificación en torno al 16 % y de subcalificación cercanas al 9 %, con penalizaciones salariales promedio del orden del 6 %. Para el Reino Unido, Chevalier (2003) y McGuinness (2006) documentan penalizaciones de entre 15 % y 25 % para trabajadores genuinamente sobreeducados, aun controlando por características observables. En el ámbito del desajuste de habilidades, Allen y Van der Velden (2001) encuentran reducciones salariales de 3 % a 6 % asociadas a subcalificación y menor estabilidad laboral, mientras que Badillo-Amador y Vila (2013) reportan incidencias de desajuste de habilidades superiores al 40 % en España. Evidencia más reciente basada en mediciones directas de competencias sugiere que tanto la subcalificación como la sobrequalificación tienen efectos persistentes sobre productividad y trayectorias laborales (Desjardins y Rubenson, 2011; Rathelot et al., 2023).

En América Latina, la expansión acelerada de la escolaridad en contextos de alta informalidad y heterogeneidad productiva ha dado lugar a configuraciones particulares de desajuste. Castillo (2007) estima para Colombia tasas de sobreeducación cercanas al 37 % y de subeducación del 15 %, con penalizaciones salariales de entre 10 % y 20 %. Estudios comparativos para Brasil, Rusia, India y China muestran incidencias que se sitúan entre el 14 % y el 35 %, reflejando que la oferta puede crecer más rápido que la demanda educativa (Battu y Bender, 2020).

³ Los modelos de *job matching* plantean que el emparejamiento entre trabajadores y puestos de trabajo es imperfecto debido a costos de búsqueda, información incompleta y heterogeneidad no observable, lo que puede derivar en desajustes persistentes entre las características del trabajador y los requerimientos del empleo (Jovanovic, 1979; Sattinger, 1993).

⁴ PIAAC (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies*) es el programa de la OCDE que evalúa habilidades cognitivas de adultos de 16 a 65 años —incluidas comprensión lectora, razonamiento matemático y resolución de problemas en entornos digitales— y documenta su uso en el trabajo. Esta información permite construir indicadores de desajuste de habilidades basados en la comparación entre proficiencia observada y habilidades requeridas para el empleo.

La evidencia reciente para jóvenes de la Comunidad Andina confirma la coexistencia de sobreeducación, subeducación e informalidad laboral, con penalizaciones sobre los ingresos cuando los desajustes se combinan con empleos de baja calidad, llegando a reducciones de hasta 31 % en Ecuador (Sierra y Villarraga, 2024).

A nivel nacional, Botello (2016) encuentra que aproximadamente un tercio de los ocupados presenta algún tipo de desajuste educativo, mientras que los trabajos sobre desajuste de habilidades son todavía incipientes y se apoyan en aproximaciones indirectas construidas a partir de la clasificación internacional de ocupaciones.

En este contexto, el presente estudio tiene como objetivo analizar los determinantes de los desajustes educativos y de habilidad en el mercado laboral ecuatoriano, así como cuantificar su impacto sobre los ingresos laborales. La contribución central consiste en comparar, de manera integrada, los desajustes educativos y de habilidades bajo dos mecanismos de medición utilizados en la literatura: un enfoque normativo, que asigna niveles requeridos de educación y habilidad a cada ocupación según la CIUO-08 y las orientaciones metodológicas de la OIT (McGuinness, 2006; Quintini, 2011; OIT, 2018), y un enfoque estadístico de “emparejamientos realizados” que define el nivel requerido a partir de la distribución observada en cada grupo ocupacional (Freeman, 1976; Verhaest y Van der Velden, 2010). Esta doble perspectiva permite contrastar la magnitud y el perfil de los desajustes según el criterio utilizado, así como comparar de manera explícita los resultados para educación y habilidades en un mismo marco de análisis.

Para alcanzar este objetivo, se utilizan las rondas anuales de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) entre 2018 y 2024, lo que proporciona una muestra suficientemente amplia y representativa para estimar incidencias y modelos econométricos desagregados por grupos poblacionales y ocupacionales. Sobre la base de estas encuestas, se construyen indicadores de sobreeducación, subeducación, sobrecalificación y subcalificación bajo enfoques normativo y estadístico, y se estima, en primer lugar, un conjunto de modelos logit que identifican los factores asociados a la probabilidad de presentar cada tipo de desajuste, siguiendo la práctica de estudios previos internacionales (Quintini, 2011; McGuinness et al., 2017; Dereli, 2018; Wen y Maani, 2023). En segundo lugar, se especifican ecuaciones salariales de tipo Mincer con corrección de sesgo de selección al estilo de Heckman, que permiten evaluar el efecto marginal de los distintos desajustes sobre el ingreso laboral, en línea con trabajos como los de Chevalier (2003), Badillo-Amador y Vila (2013) y Flórez y Gómez (2024).

Los resultados muestran que los desajustes son fenómenos extendidos y estructurales, asociados a condiciones de vulnerabilidad laboral (empleo informal, ocupaciones de baja calificación y menores ingresos laborales). La sobreeducación y la sobrecalificación se concentran especialmente entre jóvenes, mujeres y ocupaciones de baja calificación, mientras que la subeducación y la subcalificación son más frecuentes en contextos asociados a actividades operativas y manuales, con menores requerimientos formales de cualificación. Desde el punto de vista salarial, los desajustes por exceso de educación o habilidades generan, en promedio, primas moderadas o nulas, mientras que la subeducación y la subcalificación se vinculan con penalizaciones salariales significativas y robustas, cuya magnitud varía según el enfoque de medición y el grupo ocupacional considerado.

El cuaderno se organiza de la siguiente manera: la sección 2 presenta la revisión de literatura; la sección 3 describe el contexto del mercado laboral ecuatoriano; la sección 4 detalla los datos utilizados, la construcción de los indicadores y la estrategia econométrica; la sección 5 expone los principales resultados en términos de determinantes y efectos sobre los ingresos; y la sección 6 recoge las conclusiones.

2 Revisión de Literatura

2.1 Desajustes educativos y de habilidad en el mercado laboral⁵

Diversos estudios documentan que los cambios en la estructura productiva, la expansión educativa y la evolución tecnológica han modificado la correspondencia entre formación y demanda laboral, generando nuevas configuraciones en la relación entre educación, habilidades y ocupaciones (McGuinness, 2006; Quintini, 2011; Pellizzari y Fichen, 2017).

En este marco, la literatura identifica distintos tipos de desajustes entre las cualificaciones adquiridas y los requerimientos de los puestos de trabajo, tanto en términos del nivel educativo como del campo de estudio y de las habilidades utilizadas en el empleo (Quintini, 2011; McGuinness et al., 2017; OIT, 2025).

En lo referido al desajuste educativo, se distinguen dos dimensiones ampliamente estudiadas. El desajuste vertical corresponde a la diferencia entre el nivel educativo alcanzado por el trabajador y el considerado adecuado para la ocupación, lo que puede dar lugar a situaciones de sobreeducación o subeducación (Freeman, 1976; Heijke et al., 2003; Quintini, 2011; Büchel, 2022). El desajuste horizontal, por su parte, se presenta cuando el campo o área de estudio no coincide con el contenido ocupacional del puesto, aun si el nivel educativo es el esperado (Robst, 2007; González, 2022; Somers et al., 2018).

De forma complementaria, la literatura aborda el desajuste de habilidades, entendido como la divergencia entre las habilidades que los trabajadores poseen y aquellas que son demandadas por sus ocupaciones (Allen y Van der Velden, 2001; Badillo-Amador y Vila, 2013; Senarath y Patabendige, 2014). Estas habilidades comprenden dimensiones cognitivas, técnicas y socioemocionales y pueden situarse por encima o por debajo de los requerimientos del puesto, dando lugar a situaciones de subcalificación o sobrecalificación.

La interpretación teórica de estos desajustes se vincula a marcos establecidos del análisis laboral. Un primer enfoque proviene de la teoría del capital humano, según la cual la educación incrementa la productividad y las remuneraciones (Becker, 1964; Mincer, 1974). Desde esta perspectiva, algunos estudios sostienen que la sobreeducación podría constituir un fenómeno transitorio asociado a procesos de ajuste del mercado laboral (Boll et al., 2016). No obstante, la evidencia empírica que documenta brechas salariales persistentes entre trabajadores sobreeducados y adecuadamente educados introduce cuestionamientos a esta interpretación (Chevalier, 2003; McGuinness, 2006).

Un segundo enfoque, complementario al anterior, es la teoría de la competencia por empleos "*job competition*", que sostiene que los salarios están determinados principalmente por la categoría ocupacional más que por atributos individuales (Thurow, 1975). Bajo esta lógica, los trabajadores sobreeducados pueden ubicarse en puestos de menor nivel sin reducciones salariales proporcionales, en tanto los salarios dependen del puesto y no del nivel educativo del trabajador (Sloane et al., 1996; Hartog, 2000; Montt, 2017).

A partir de estas ideas, la literatura sobre asignación ocupacional "*job matching*" introduce una explicación alternativa: los desajustes se originan en emparejamientos imperfectos entre oferta y demanda, donde costos de búsqueda, incertidumbre o información incompleta llevan a que trabajadores con mayor educación acepten empleos con menores requerimientos (Jovanovic, 1979; Sattinger, 1993). En este marco, las penalizaciones salariales asociadas a la sobreeducación se interpretan como resultado de la infrautilización de habilidades específicas (Boll et al., 2016; McGuinness et al., 2017).

Adicionalmente, el modelo de selección de Roy (1951) plantea que las decisiones educativas, basadas en expectativas de retornos ocupacionales, pueden generar desajustes por campo de estudio cuando estas no se alinean con la estructura del empleo.

⁵ En términos estadístico los desajustes se establecen siguiendo el enfoque normativo de la OIT, que vincula los niveles educativos de la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE) con los niveles de habilidad definidos para cada grupo ocupacional en la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-08). La explicación detallada del procedimiento, junto con la matriz de referencia utilizada para esta correspondencia, se presenta en la sección metodológica (OIT, 2012; OIT, 2018; OIT, 2025).

De forma complementaria, la teoría de la señalización plantea que la educación funciona como un indicador de productividad cuya capacidad informativa se debilita en contextos de expansión educativa (Spence, 1973).

Finalmente, literatura reciente incorpora evidencia basada en mediciones de habilidades, lo que amplía el análisis más allá del campo educativo. Rathelot et al., (2023) estiman la presencia simultánea de subcalificación y sobrecalificación en distintos contextos europeos, y documentan que estos desajustes se asocian a efectos sobre salarios y productividad.

De forma complementaria, Di Pietro y Urwin (2006) argumentan que los desajustes -tanto educativos como de habilidades- pueden entenderse como el resultado de la interacción entre cambios tecnológicos, instituciones laborales y heterogeneidad ocupacional, lo que contribuye a explicar su variabilidad entre países y sistemas productivos.

2.2 Medición del desajuste educativo y de habilidad

La medición del desajuste constituye un elemento central para caracterizar su incidencia, identificar sus correlaciones laborales y analizar su asociación con variables como los ingresos y la calidad del empleo. En la literatura internacional se distinguen tres enfoques principales: normativo, estadístico y de autoevaluación (Quintini, 2011; McGuinness et al., 2017). En el marco de este estudio se emplean únicamente los enfoques normativo y estadístico, dado que, con la información disponible en la ENEMDU, es factible operacionalizar ambos enfoques de manera consistente y construir indicadores comparables a nivel ocupacional.

El enfoque normativo define el desajuste mediante la comparación entre el nivel educativo o de habilidades del trabajador y un nivel considerado "requerido" para cada ocupación según estándares establecidos externamente. En el caso del desajuste educativo, esta referencia suele derivarse de matrices ocupación-educación construidas a partir de clasificaciones como la Clasificación Internacional de Ocupaciones (CIUO) o de criterios desarrollados por expertos sectoriales (McGuinness, 2006; Quintini, 2011; OIT, 2018). La OIT documenta que la correspondencia entre ocupaciones y niveles educativos puede variar según cambios en la estructura ocupacional, lo que ha motivado propuestas de actualización de dichas matrices (Stoevska, 2018). De forma similar, para el desajuste de habilidades, este enfoque puede basarse en marcos nacionales de cualificaciones, análisis funcionales de ocupaciones o encuestas a empleadores, como indica CEDEFOP⁶ (2014, 2016).

El segundo enfoque, conocido como estadístico o de emparejamiento observado "*realized matches*", determina el nivel requerido de educación o habilidades a partir de la distribución observada entre quienes desempeñan cada ocupación. En este marco, se clasifica como sobreeducados o sobrecalificados a quienes se sitúan por encima del nivel modal o del intervalo correspondiente, y como subeducados o subcalificados a quienes se ubican por debajo de dichos valores (Freeman, 1976; McGuinness, 2006; Verhaest y Van der Velden, 2010).

Asimismo, para el análisis de habilidades, diversos estudios como Neffke et al. (2024) incorporan mediciones directas de proficiencia provenientes de encuestas como PIAAC, que incluyen evaluaciones de habilidades cognitivas y de su uso en el trabajo. En esta línea, Pellizzari y Fichen (2013) proponen un indicador que compara la proficiencia observada con la intensidad declarada de uso, metodología que fue posteriormente adoptada por la OCDE⁷ para la medición del desajuste de habilidades. De manera complementaria, Desjardins y Rubenson (2011) aplican esta distinción para examinar la relación entre desajuste, salarios y participación en actividades de formación continua.

⁶ CEDEFOP (por sus siglas en inglés *European Centre for the Development of Vocational Training*) es la agencia especializada de la Unión Europea en formación profesional, análisis de habilidades y estudios sobre desajuste laboral. Produce marcos de cualificaciones, metodologías comparadas y evidencia empírica utilizada internacionalmente para la medición del desajuste educativo y de habilidades.

⁷ OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos) es un organismo internacional que produce estadísticas, metodologías y estándares comparados en temas de educación, habilidades y mercado laboral.

En conjunto, estos enfoques ofrecen criterios para identificar discrepancias entre la formación —en términos educativos y de habilidades— y los requerimientos asociados a las ocupaciones, sirviendo como base conceptual para los análisis empíricos que se presentan en la sección siguiente.

2.3 Evidencia empírica sobre desajustes educativos y de habilidad

2.3.1 Desajustes educativos

En la literatura internacional, estudios empíricos como los de McGuinness (2006), Davia et al. (2017), McGuinness et al. (2017), e Iriondo (2022) documentan que la sobreeducación constituye un fenómeno recurrente en distintos mercados laborales. Estos trabajos muestran que su incidencia suele ubicarse entre el 20 % y el 35 % en varios países europeos, con variaciones asociadas a diferencias institucionales y productivas. Asimismo, la evidencia para países como Italia, España e Irlanda señala que la expansión educativa ha coexistido con procesos de segmentación ocupacional, generando una oferta de trabajadores calificados superior a la capacidad de absorción del mercado laboral.

Otros estudios por su parte identifican patrones consistentes en los determinantes del desajuste educativo, donde la sobreeducación es más frecuente entre trabajadores jóvenes y con menor experiencia laboral, lo que ha sido verificado en Turquía (Dereli, 2018) e Indonesia (Sitorus y Wicaksono, 2020). Eriş (2017), además, documenta que las variaciones en la incidencia dependen del nivel educativo, así, en Turquía la sobreeducación decreció entre universitarios y aumentó entre trabajadores con secundaria entre 2009 y 2014. Por su parte, Dereli (2018) encuentra que factores como género, estructura productiva y sector institucional también explican diferencias en la probabilidad de desajuste, además, identifica la existencia de una mayor incidencia entre hombres con menor educación, y reporta que el sector público presenta menores niveles de sobreeducación.

En países de ingresos medios, Battu y Bender (2020) señalan que la velocidad de expansión educativa puede superar la capacidad de absorción del mercado laboral, generando mayores tasas de desajuste. Esto ha sido documentado para Brasil, Rusia, India y China, con incidencias que fluctúan entre el 14 % y el 35 %.

Freeman (1976), Chevalier (2003), McGuinness (2006) y Wen y Maani (2023) coinciden en señalar que los desajustes educativos se asocian a penalizaciones salariales. Freeman (1976) introdujo el debate al advertir que la sobreproducción de graduados puede reducir las oportunidades laborales y los retornos a la educación. La evidencia empírica posterior confirma estos efectos: en el Reino Unido, Chevalier (2003) distingue entre trabajadores aparentemente y genuinamente sobreeducados, encontrando penalizaciones salariales de entre 22 % y 26 % para estos últimos, mientras que McGuinness (2006) estima una penalización promedio cercana al 15 % asociada a la sobreeducación. En Australia, Wen y Maani (2023) reportan una incidencia de sobreeducación del 32,3 % y muestran que cada año adicional de desajuste reduce el salario en aproximadamente 2,5 %.

En América Latina también se ha evidenciado la presencia persistente de desajustes. Castillo (2007) encuentra para Colombia una tasa de sobreeducación del 37 % y de subeducación del 15 %, con penalizaciones salariales entre 10 % y 20 %. Botello (2016), para Ecuador, reporta una incidencia de 35 % en desajuste educativo (22 % sobreeducación y 13 % subeducación), con efectos diferenciados: los años de sobreeducación se asocian a mayores ingresos, mientras que los años de subeducación generan penalizaciones. Sierra y Villarraga (2024), para jóvenes de la Comunidad Andina, muestran heterogeneidad: la subeducación se asocia positivamente con los salarios en algunos países, mientras que la sobreeducación tiene efectos mixtos. Además, la presencia simultánea de desajuste educativo e informalidad laboral se vincula con una penalización de alrededor del 31 % en Ecuador.

En conjunto, la evidencia internacional y regional muestra tres regularidades: i) mayor incidencia de la sobreeducación respecto a la subeducación, especialmente entre trabajadores jóvenes, ii) determinantes asociados a características individuales y segmentación del mercado laboral; y iii) penalizaciones salariales que varían según el método de medición y el contexto institucional.

2.3.2 Desajustes por habilidad

La evidencia sobre desajustes por habilidades indica que su comportamiento no necesariamente coincide con el del desajuste educativo. Trabajadores con niveles educativos similares pueden diferir en sus competencias efectivas, por lo que los desajustes educativos y de habilidades no siempre aparecen conjuntamente (Allen y Van der Velden, 2001; Green y McIntosh, 2007). En los Países Bajos, Allen y Van der Velden (2001) encuentran penalizaciones salariales entre 3 % y 6 % para trabajadores sobrecalificados y efectos sobre estabilidad laboral para trabajadores subcalificados. Para España, Badillo-Amador y Vila (2013) reportan incidencias entre 44 % y 61 % en algún tipo de desajuste de habilidades, con reducciones salariales de 12 % entre subcalificados y 4 % entre sobrecalificados.

Utilizando datos PIAAC, Pellizzari y Fichen (2017) estiman incidencias de 16 % de sobrecalificación y 9 % de subcalificación en países de la OCDE, con penalizaciones salariales cercanas al 6 %. Quintini (2011) sintetiza estudios que reportan sobrecalificación de entre 25 % y 35 %, asociadas a menor satisfacción laboral y mayor rotación.

La comparación entre desajuste educativo y de habilidades muestra que ambos fenómenos capturan dimensiones distintas. Green y McIntosh (2007) observan que menos de la mitad de los trabajadores sobreeducados reporta una subutilización efectiva de habilidades, lo que sugiere que los efectos salariales no se deben únicamente a brechas de competencias, sino también a otros factores ocupacionales y productivos.

En cuanto a tendencias y factores asociados, Hauret et al. (2023) documentan que entre 2005 y 2015 la sobrecalificación disminuyó en Europa, mientras aumentó la subcalificación, con diferencias por género vinculadas a la digitalización y la reconfiguración de tareas. La evolución ocupacional de economías avanzadas también contribuye a la dinámica del desajuste, especialmente en ocupaciones cognitivas no rutinarias.

Los estudios que emplean mediciones directas de habilidades también encuentran resultados consistentes. Desjardins y Rubenson (2011) identifica asociaciones entre desajuste de habilidades, menores ingresos y menor acceso a capacitación. Rathelot et al. (2023) estiman tasas de desajuste entre 4 % y 11 %, con efectos persistentes sobre productividad.

En América Latina, la evidencia es más reciente. Flórez y Gómez (2024), para Colombia, encuentran que el desajuste de habilidades se relaciona con mayor rotación y con dinámicas de informalidad, aunque sin efectos significativos sobre el desempleo.

En Ecuador no se dispone de estudios que midan de manera directa el desajuste de habilidades mediante instrumentos especializados —como PIAAC, STEP⁸ o encuestas nacionales de habilidades laborales—, lo que implica que no existe evidencia empírica basada en pruebas de desempeño o evaluaciones de habilidades aplicadas al puesto.

La literatura nacional se ha centrado principalmente en el desajuste educativo y en diagnósticos de brechas de competencias reportadas por empresas o instituciones, los cuales no permiten estimar sobrecalificación o subcalificación en sentido estricto. Ante esta limitación, los análisis deben emplear aproximaciones indirectas que utilizan los niveles de habilidad asignados a las ocupaciones según la CIUO-08, siguiendo la metodología de la OIT para construir indicadores de desajuste. Si bien estos métodos no capturan habilidades efectivas, sí proporcionan una medida sistemática y comparable internacionalmente del grado de alineación entre las competencias esperadas para la ocupación y el perfil observado de los trabajadores⁹.

⁸ La Encuesta *Skills Toward Employability and Productivity* (STEP), desarrollada por el Banco Mundial, constituye uno de los principales instrumentos internacionales para medir habilidades cognitivas, socioemocionales y técnicas en países de ingresos bajos y medios. Permite evaluar brechas de competencias y estimar desajustes entre las habilidades efectivamente poseídas por los trabajadores y aquellas requeridas por sus empleos.

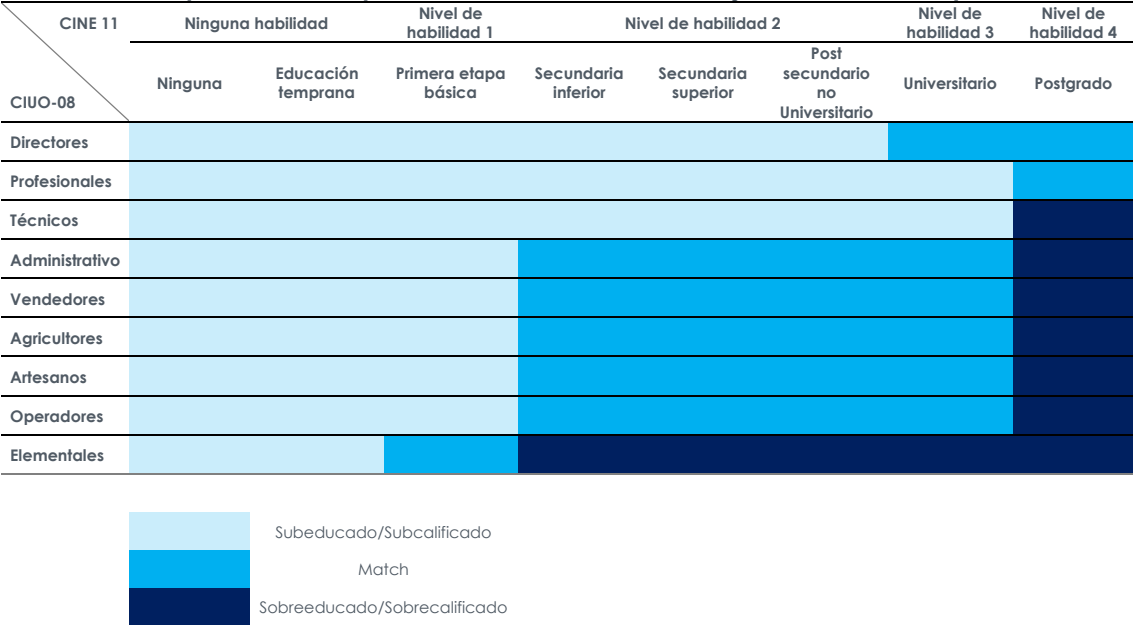
⁹ La justificación metodológica completa del uso de aproximaciones indirectas basadas en la CIUO-08 se desarrolla en la sección metodológica.

3 Contexto

La estructura del mercado laboral ecuatoriano combina una fuerza de trabajo con niveles educativos crecientes y una composición ocupacional concentrada en actividades de baja y media calificación. Esta configuración influye en la correspondencia entre la formación de los trabajadores y las habilidades requeridas para el desempeño de sus actividades. Con el fin de contextualizar el análisis posterior, esta sección presenta el marco conceptual que orienta la identificación de los desajustes educativos y de habilidades, así como una descripción preliminar de su magnitud en el periodo 2018–2024.

En primer lugar, la identificación de los distintos tipos de desajuste se fundamenta en el enfoque normativo de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), el cual establece una correspondencia esperada entre los niveles educativos alcanzados —según la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE-11) desarrollada por UNESCO— y los niveles de habilidad requeridos para cada grupo ocupacional definidos por la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-08). El Gráfico 1¹⁰ sintetiza esta relación. Para cada ocupación, la matriz define un intervalo de niveles educativos compatibles con el nivel de habilidad requerido; las combinaciones por debajo de este rango se clasifican como subeducación o subcalificación, mientras que aquellas por encima se consideran sobreeducación o sobrequalificación.

Gráfico 1 Enfoque normativo para la identificación de desajustes educativos y de habilidad



Fuente: (OIT, 2025)

Como punto de partida, antes de cuantificar el desajuste, resulta útil caracterizar la distribución educativa dentro de cada grupo ocupacional. La Tabla 1 presenta la proporción de personas empleadas según nivel de instrucción (CINE-11) para cada categoría ocupacional de la CIUO-08 en el periodo 2018–2024. Esta distribución permite ilustrar el grado de heterogeneidad educativa al interior de las ocupaciones y proporciona un telón de fondo para interpretar, en la siguiente subsección, los indicadores de sobreeducación y subeducación contruidos bajo el enfoque normativo.

¹⁰ El gráfico proporciona un marco conceptual que orienta la lectura de los resultados descriptivos; no obstante, la metodología específica utilizada para operacionalizar este esquema se detalla en el capítulo metodológico. Se utiliza exclusivamente el enfoque normativo debido a que constituye la referencia conceptual establecida por la OIT para la correspondencia entre niveles educativos y niveles de habilidad. En contraste, el enfoque estadístico —basado en la moda educativa observada en cada grupo ocupacional— depende directamente de la distribución educativa de la muestra y puede variar entre años por razones de efecto de la composición de la muestra.

En las ocupaciones directivas, la estructura educativa está dominada por niveles terciarios y de posgrado. Entre 2018 y 2024, alrededor de la mitad de los directivos registra educación universitaria (entre 41,5 % y 51,2 %) y cerca de una quinta parte posee formación de posgrado (entre 14,2 % y 19,9 %), mientras que la proporción con educación secundaria superior se sitúa en torno a 23,5 %–25,8 %. La presencia de niveles educativos inferiores es marginal, con participaciones casi nulas en los tramos de educación temprana y sin escolaridad. Este perfil es coherente con la definición normativa de la CIUO-08, que asigna a los directivos niveles de habilidad altos, compatibles con educación terciaria y posgradual.

Entre los profesionales, la concentración de capital humano formal es aún más marcada. A lo largo del periodo, la educación universitaria representa entre 69,1 % y 77,3 % del total de ocupados en este grupo, mientras que los estudios de posgrado incrementan su peso desde 14,6 % hasta 23,5 %. Los niveles de secundaria superior y postsecundaria no universitaria explican conjuntamente alrededor de 7 %–10 %, en tanto que los niveles de primaria y secundaria inferior representan fracciones muy reducidas, generalmente inferiores al 1 %. Esta estructura refuerza la idea de que las ocupaciones profesionales se ubican en la parte alta de la distribución educativa, con una presencia muy limitada de trabajadores con niveles formales bajos.

En contraste, las ocupaciones técnicas y administrativas muestran una composición intermedia, en la que conviven niveles de educación secundaria y terciaria. Entre los técnicos, la secundaria superior concentra alrededor de 24,9 %–27,5 % del empleo, mientras que la educación universitaria oscila entre 46,5 % y 55,6 %. A su vez, la formación postsecundaria no universitaria gana peso, pasando de 9,5 % a 20,4 % en el periodo, lo que sugiere un incremento en credenciales técnicas y tecnológicas de ciclo corto. En los trabajadores administrativos, la secundaria superior representa alrededor de 41,7 %–45,8 % y la educación universitaria entre 38,3 % y 44,2 %, con aumentos notorios de la formación postsecundaria no universitaria, que alcanza cerca de 9,9 % en 2024.

Las ocupaciones vinculadas al comercio y a actividades de servicios muestran perfiles educativos más heterogéneos. Entre los vendedores, la secundaria superior concentra alrededor de 44,3 %–49,4 % del total de ocupados, mientras que la primaria representa cerca de 19,3 %–24,3 % y la secundaria inferior alrededor de 8,8 %–11,0 %. La educación universitaria participa con proporciones cercanas a 15,7 %–17,9 %, reflejando la presencia de trabajadores con niveles educativos altos en puestos de ventas y comercio minorista. En las ocupaciones elementales, la estructura educativa se desplaza hacia niveles medios e inferiores: la primaria explica alrededor de 33,5 %–38,2 %, la secundaria inferior alrededor de 16,8 %–18,8 % y la secundaria superior entre 32,6 % y 39,1 %, mientras que la proporción de personas sin escolaridad se ubica alrededor de 4,2 %–5,7 %. Si bien la educación universitaria sigue siendo minoritaria, su participación se incrementa gradualmente hasta situarse alrededor de 4,5 % en 2024.

En el caso de los agricultores, la estructura educativa se concentra en la primaria, que representa entre 53,4 % y 60,7 % de los ocupados a lo largo del periodo, seguida por la secundaria inferior (10,1 %–11,4 %) y la secundaria superior (15,5 %–22,4 %). La proporción de personas sin escolaridad se mantiene entre 7,1 % y 9,9 %, y la presencia de educación universitaria y de posgrado es reducida, aunque no despreciable, situándose en torno a 2,2 %–2,7 % y 0,0 %–0,1 %, respectivamente.

Estas cifras evidencian que, en el sector agrícola, la base educativa sigue siendo predominantemente básica, con incrementos moderados en los niveles secundarios y terciarios. Los artesanos comparten una configuración intermedia, con una fuerte concentración en primaria (alrededor de 31,1 %–35,9 %) y secundaria superior (38,1 %–42,7 %), además de una participación creciente de educación universitaria, que se sitúa entre 7,5 % y 9,3 %.

Finalmente, los operadores exhiben una estructura en la que la secundaria superior domina el perfil educativo, con participaciones entre 47,9 % y 53,0 %, seguida de la primaria, que representa cerca de 23,0 %–27,7 %, y de la secundaria inferior, con proporciones alrededor de 10,8 %–12,7 %. La educación universitaria participa con niveles cercanos a 9,5 %–10,5 %, mientras que la educación postsecundaria no universitaria aumenta gradualmente hasta alrededor de 3,0 % en 2024.

En conjunto, estas distribuciones muestran que la mayoría de las ocupaciones de baja y media calificación combinan una base importante de trabajadores con educación básica y secundaria con una presencia no trivial de personas con estudios superiores.

Tabla 1 Distribución porcentual de los ocupados por nivel de instrucción (CINE-11), según grupo ocupacional (CIUO-08) y año, 2018–2024
(porcentaje dentro de cada grupo ocupacional)

Cargo Ocupacional	Nivel de instrucción	2018	2019	2021	2022	2023	2024
Directivos	Ninguna	-	-	-	-	-	0%
	Educación temprana	0%	-	-	-	-	-
	Primera etapa básica	3%	3%	2%	2%	2%	2%
	Secundaria inferior	1%	1%	1%	1%	2%	1%
	Secundaria superior	24%	24%	25%	26%	23%	26%
	Post secundario no Universitario	6%	7%	7%	9%	10%	10%
	Universitario	51%	51%	46%	45%	43%	41%
	Postgrado	14%	14%	19%	17%	19%	20%
Profesionales	Ninguna	-	0%	0%	0%	0%	0%
	Educación temprana	-	-	0%	-	-	-
	Primera etapa básica	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Secundaria inferior	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Secundaria superior	4%	4%	4%	4%	4%	4%
	Post secundario no Universitario	3%	4%	4%	4%	3%	3%
	Universitario	77%	76%	73%	72%	71%	69%
	Postgrado	15%	15%	20%	20%	22%	23%
Técnicos	Ninguna	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Educación temprana	0%	0%	-	-	0%	0%
	Primera etapa básica	3%	3%	2%	2%	2%	2%
	Secundaria inferior	2%	2%	1%	1%	1%	2%
	Secundaria superior	27%	28%	27%	27%	26%	25%
	Post secundario no Universitario	9%	10%	15%	17%	19%	20%
	Universitario	56%	54%	50%	48%	48%	46%
	Postgrado	2%	3%	4%	3%	4%	4%
Administrativos	Ninguna	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Educación temprana	0%	-	0%	-	-	-
	Primera etapa básica	5%	4%	4%	3%	4%	3%
	Secundaria inferior	4%	3%	3%	3%	2%	2%
	Secundaria superior	44%	43%	43%	44%	46%	42%
	Post secundario no Universitario	5%	5%	6%	7%	8%	10%
	Universitario	42%	44%	43%	42%	38%	41%
	Postgrado	1%	1%	2%	2%	2%	2%
Vendedores	Ninguna	2%	2%	1%	1%	1%	1%
	Educación temprana	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Primera etapa básica	24%	24%	20%	21%	19%	20%
	Secundaria inferior	11%	11%	10%	10%	9%	9%
	Secundaria superior	44%	45%	47%	48%	48%	49%
	Post secundario no Universitario	2%	2%	3%	4%	4%	4%
	Universitario	16%	16%	18%	17%	17%	16%
	Postgrado	0%	0%	0%	0%	0%	1%
Agricultores	Ninguna	10%	10%	7%	8%	8%	9%
	Educación temprana	1%	1%	1%	1%	1%	1%
	Primera etapa básica	61%	59%	58%	57%	54%	53%
	Secundaria inferior	10%	11%	11%	10%	11%	11%
	Secundaria superior	15%	17%	20%	21%	22%	22%
	Post secundario no Universitario	0%	0%	0%	0%	0%	1%
	Universitario	2%	2%	3%	3%	3%	3%
	Postgrado	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Artesanos	Ninguna	1%	2%	1%	1%	1%	1%
	Educación temprana	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Primera etapa básica	36%	35%	31%	31%	31%	31%
	Secundaria inferior	15%	15%	14%	14%	14%	14%
	Secundaria superior	38%	39%	42%	43%	42%	42%
	Post secundario no Universitario	2%	2%	3%	3%	2%	3%
	Universitario	8%	8%	9%	8%	9%	9%
	Postgrado	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Cargo Ocupacional	Nivel de instrucción	2018	2019	2021	2022	2023	2024
Operarios	Ninguna	1%	1%	0%	0%	1%	1%
	Educación temprana	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Primera etapa básica	28%	27%	25%	24%	23%	23%
	Secundaria inferior	12%	13%	11%	11%	11%	11%
	Secundaria superior	48%	48%	51%	52%	52%	53%
	Post secundario no Universitario	2%	2%	2%	2%	3%	3%
	Universitario	10%	9%	10%	10%	10%	10%
Elementales	Postgrado	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Ninguna	6%	5%	4%	5%	5%	5%
	Educación temprana	1%	1%	1%	0%	0%	0%
	Primera etapa básica	38%	37%	34%	34%	34%	34%
	Secundaria inferior	19%	19%	17%	17%	17%	17%
	Secundaria superior	33%	33%	38%	39%	38%	38%
	Post secundario no Universitario	1%	1%	1%	1%	1%	1%
	Universitario	4%	4%	5%	5%	4%	5%
	Postgrado	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Nota 1: Los porcentajes representan la distribución de los niveles de instrucción dentro de cada grupo ocupacional por año. La tabla tiene un carácter descriptivo, orientado a identificar patrones y tendencias en la composición educativa del empleo, y no tiene fines de inferencia estadística ni evaluación de significancia muestral.

Nota 2: Los valores "-" representan datos faltantes, es decir que no existe esa categoría específica.

Fuente: INEC, ENEMDU anual 2018 - 2024

La Tabla 2 presenta la distribución del desajuste educativo de la población ocupada, identificada a partir del enfoque normativo, según sexo, condición de actividad y grupo ocupacional. A nivel agregado, la sobreeducación oscila entre el 18 % y el 28 %, con un descenso sostenido entre 2019 y 2022 y una estabilización cercana al 19 % en los años más recientes. La subeducación, en cambio, muestra niveles más elevados, situándose entre el 24 % y el 33 % durante todo el periodo. Estas cifras sugieren que, de manera general, el mercado laboral ecuatoriano mantiene una proporción relevante de trabajadores cuyo nivel educativo no coincide con el nivel esperado para las ocupaciones que desempeñan, con una predominancia de la subeducación en casi todos los años analizados.

Al desagregar por sexo se observan patrones diferenciados. La sobreeducación es sistemáticamente mayor entre las mujeres, alcanzando entre 25 % y 33 %, mientras que los hombres registran niveles más bajos, situándose en torno al 16 %-21 % según el año. En contraste, la subeducación es más frecuente entre los hombres, con incidencias cercanas al 30 % en todos los periodos, mientras que entre las mujeres los valores fluctúan alrededor de 21 %-25 %. Estas diferencias sugieren dinámicas distintas de inserción laboral entre ambos grupos, que se mantienen constantes en el tiempo.

La condición de actividad también muestra variaciones relevantes. En el sector privado, la sobreeducación se mantiene relativamente estable entre 21 % y 24 %, mientras que en el sector público los valores son ligeramente menores al inicio del periodo, aunque aumentan de forma gradual hasta alcanzar 27 % en 2024. Entre los trabajadores independientes, la incidencia fluctúa entre 25 % y 29 %, mientras que en los no remunerados se observan niveles excepcionalmente altos en 2018 y 2019 (48 % y 49 %, respectivamente), seguidos de una reducción marcada en los años posteriores. En cuanto a la subeducación, esta se mantiene alrededor del 26 % en el sector privado y aumenta en el sector público en años intermedios (25 % en 2022). La incidencia es mayor entre los trabajadores independientes y no remunerados, alcanzando entre 26 % y 56 %.

Las diferencias por grupo ocupacional constituyen uno de los elementos más notorios del desajuste educativo. En las ocupaciones elementales, la sobreeducación supera de manera consistente el 55 %, lo que indica que una proporción considerable de trabajadores con formación media o superior se inserta en actividades que no requieren dichos niveles educativos. Entre los trabajadores administrativos la sobreeducación también es elevada, fluctuando entre 48 % y 53 %. En contraste, las ocupaciones técnicas concentran los valores más altos de subeducación, con incidencias entre 42 % y 49 % a lo largo del periodo. Los agricultores, artesanos y operadores presentan combinaciones similares, con niveles moderados de sobreeducación y subeducación que oscilan entre 10 % y 52 %, según el subgrupo y el año. Entre los profesionales, tanto la sobreeducación como la subeducación se mantienen en valores relativamente bajos.

Tabla 2 Desajuste educativo de los ocupados, según sexo, condición de actividad y grupo ocupacional, enfoque normativo

Desagregación		Sobreeducado						Subeducado					
		2018	2019	2021	2022	2023	2024	2018	2019	2021	2022	2023	2024
General	-	28%	27%	19%	18%	19%	19%	24%	25%	33%	33%	33%	33%
Sexo	Hombre	16%	17%	20%	21%	21%	20%	35%	34%	30%	30%	30%	30%
	Mujer	25%	26%	30%	33%	33%	31%	25%	24%	21%	21%	22%	21%
Condición de actividad	Privado	22%	23%	21%	23%	24%	22%	27%	26%	27%	26%	26%	26%
	Público	17%	20%	21%	22%	24%	27%	18%	15%	17%	25%	23%	17%
	Independiente	28%	29%	25%	26%	27%	25%	23%	22%	26%	26%	27%	27%
	No remunerado	48%	49%	11%	10%	8%	9%	14%	15%	50%	52%	55%	56%
Grupo ocupacional	Directores	18%	18%	24%	22%	22%	24%	24%	23%	21%	26%	28%	27%
	Profesionales	15%	15%	20%	20%	22%	23%	8%	9%	8%	8%	7%	7%
	Técnicos	2%	3%	4%	3%	4%	4%	42%	43%	46%	48%	49%	49%
	Administrativos	48%	1%	50%	50%	48%	53%	8%	55%	6%	6%	6%	5%
	Vendedores	18%	19%	22%	21%	21%	21%	37%	36%	31%	31%	30%	30%
	Agricultores	28%	30%	34%	35%	37%	37%	11%	11%	8%	8%	9%	10%
	Artesanos	10%	10%	12%	11%	11%	11%	52%	52%	46%	46%	47%	46%
	Operadores	11%	11%	13%	13%	13%	13%	41%	41%	36%	35%	35%	34%
	Elementales	55%	57%	6%	6%	5%	6%	6%	6%	56%	55%	56%	56%

Nota 1: Los valores presentados se encuentran expandidos para proveer de información poblacional. Las fluctuaciones para determinados grupos ocupacionales y años se asocian al factor de expansión, el cual no se encuentra calibrado para los niveles de desagregación analizados.

Fuente: INEC, ENEMDU anual 2018 – 2024.

Por su parte, la Tabla 3 presenta la distribución del desajuste de habilidades de la población ocupada, identificado a partir del enfoque normativo, según sexo, condición de actividad y grupo ocupacional. A nivel general, la sobrecalificación permanece estable entre 9 % y 10 % a lo largo del periodo 2018–2024, sin variaciones sustantivas entre años. La subcalificación, por su parte, registra niveles apenas inferiores, fluctuando entre 6 % y 7 %, lo que indica que, en términos agregados, los desajustes basados en niveles de habilidad muestran menor magnitud que los desajustes basados en nivel educativo.

Las diferencias por sexo son relativamente moderadas. Los hombres presentan niveles de sobrecalificación entre 8 % y 10 %, mientras que las mujeres registran cifras similares, con valores que oscilan entre 7 % y 9 %. En materia de subcalificación, los hombres muestran incidencias de aproximadamente 5 %–6 %, mientras que las mujeres se sitúan entre 9 % y 10 % en la mayoría de los años. Aunque las diferencias son menores que en el caso del desajuste educativo, persiste una estructura diferenciada entre ambos grupos.

La condición de actividad introduce variaciones más marcadas. En el sector privado, la sobrecalificación se mantiene entre 8 % y 10 %, mientras que en el sector público se observa una incidencia menor, cercana al 6 %–7 %. Entre los trabajadores independientes, la sobrecalificación fluctúa entre 9 % y 11 %, y en los no remunerados los niveles son similares, aunque con una ligera caída en 2022. La subcalificación presenta una estructura inversa: es más frecuente en el sector público, donde alcanza de manera consistente el 12 %, mientras que en el sector privado se mantiene entre 5 % y 6 %. Los trabajadores independientes presentan valores intermedios, entre 6 % y 8 %.

Las diferencias más pronunciadas se encuentran nuevamente a nivel ocupacional. En las ocupaciones directivas y profesionales prácticamente no se registran casos de sobrecalificación, mientras que las tasas de subcalificación en estos grupos alcanzan entre 21 % y 28 %, lo cual es coherente con las mayores exigencias de habilidad asociadas a estas actividades. En las ocupaciones técnicas la subcalificación constituye la forma predominante del desajuste, con niveles entre 42 % y 49 %. En los grupos administrativos, vendedores, artesanos, operadores y ocupaciones elementales, la sobrecalificación varía entre 4 % y 53 %, con valores particularmente altos en las ocupaciones administrativas, donde la incidencia alcanza entre 48 % y 53 % en todo el periodo. Las ocupaciones elementales muestran niveles de sobrecalificación entre 4 % y 6 %, junto con valores relativamente bajos de subcalificación, que se mantienen alrededor del 5 %.

Tabla 3 Desajuste de habilidades de los ocupados, según sexo, condición de actividad y grupo ocupacional, enfoque normativo

Desagregación		Sobrecalificado						Subrecalificado					
		2018	2019	2021	2022	2023	2024	2018	2019	2021	2022	2023	2024
General	-	9%	9%	10%	10%	10%	10%	7%	7%	6%	6%	7%	7%
Sexo	Hombre	8%	9%	10%	9%	9%	9%	6%	6%	5%	6%	6%	6%
	Mujer	7%	7%	9%	9%	9%	9%	10%	10%	9%	9%	10%	10%
Condición de actividad	Privado	8%	9%	9%	10%	10%	10%	6%	6%	5%	5%	6%	6%
	Público	6%	6%	6%	6%	7%	7%	12%	12%	12%	12%	12%	12%
	Independiente	9%	9%	11%	10%	10%	9%	8%	8%	6%	7%	8%	8%
	No remunerado	8%	8%	11%	10%	9%	9%	8%	7%	6%	6%	8%	8%
Grupo ocupacional	Directores	0%	0%	0%	0%	0%	0%	24%	23%	21%	26%	28%	27%
	Profesionales	0%	0%	0%	0%	0%	0%	8%	9%	8%	8%	7%	7%
	Técnicos	0%	0%	0%	0%	0%	0%	42%	43%	46%	48%	49%	49%
	Administrativos	48%	50%	50%	50%	48%	53%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	Vendedores	18%	19%	22%	21%	21%	21%	2%	2%	1%	1%	1%	1%
	Agricultores	2%	2%	3%	3%	3%	3%	11%	11%	8%	8%	9%	10%
	Artesanos	10%	10%	12%	11%	11%	11%	2%	2%	1%	1%	1%	1%
	Operadores	11%	11%	13%	13%	13%	13%	1%	1%	0%	0%	1%	1%
	Elementales	4%	5%	6%	6%	5%	6%	6%	6%	5%	5%	5%	5%

Nota 1: Los valores presentados se encuentran expandidos para proveer de información poblacional. Las fluctuaciones para determinados grupos ocupacionales y años se asocian al factor de expansión, el cual no se encuentra calibrado para los niveles de desagregación analizado.

Fuente: INEC, ENEMDU anual 2018 - 2024

4 Datos y Metodología

Esta sección describe la información utilizada y la estrategia metodológica empleada para medir los desajustes educativos y de habilidades en el mercado laboral ecuatoriano, así como para analizar sus determinantes y su efecto sobre el ingreso laboral. La estructura del análisis sigue la lógica de estudios recientes sobre desajuste aplicados en América Latina y se alinea con la metodología propuesta por la OIT (2025) para la identificación y clasificación de los desajustes educativos y de habilidades a nivel ocupacional.

4.1 Datos

El análisis se basa en los microdatos de la ENEMDU correspondientes al período 2018–2024¹¹ y se restringe a la población ocupada, es decir, a las personas empleadas al momento de la encuesta. Estas encuestas proporcionan información sobre educación formal, características demográficas, variables ocupacionales, formación adicional y niveles de ingreso laboral. A partir de esta información se construyen los indicadores de desajuste educativo y de habilidades mediante los enfoques normativo y estadístico, los cuales constituyen las variables dependientes en los modelos de determinantes. Asimismo, el ingreso laboral individual reportado por la encuesta se emplea como variable resultado en las estimaciones salariales tipo Mincer que evalúan el impacto del desajuste.

Las variables explicativas utilizadas en los modelos incluyen sexo, edad, estado civil, área urbana/rural, etnia, experiencia laboral, rama de actividad, tamaño de empresa, condición de actividad, grupo ocupacional, sector de empleo, provincia y temporalidad. La educación formal se mide en años de escolaridad completos, lo que permite mantener consistencia con la estructura de los modelos y evitar ambigüedades entre medidas continuas y categóricas.

¹¹ La ENEMDU es una encuesta de hogares con diseño muestral probabilístico, estratificado y multietápico, representativa a nivel nacional, urbano y rural. La unidad de observación es el hogar, y la información se recoge mediante entrevistas directas a los miembros del hogar en edad de trabajar. El diseño incorpora factores de expansión, estratos y unidades primarias de muestreo, lo que permite realizar inferencias válidas para la población objetivo. Para mayores detalles sobre el marco muestral, el tamaño de muestra y los procedimientos de selección, véase INEC (2021), Diseño Muestral de la ENEMDU.

4.2 Medición de los desajustes educativos y de habilidad

Los desajustes educativos se producen cuando el nivel de instrucción del trabajador no coincide con el requerido por su ocupación (OIT, 2025). Su medición se basa en dos enfoques utilizados en este estudio: el normativo y el estadístico¹².

- El **enfoque normativo** determina ex ante el nivel educativo requerido para cada ocupación, a partir de referencias como la CIUO-08. Los trabajadores son clasificados como sobreeducados si su educación observada supera el nivel requerido, subeducados si se encuentra por debajo, y adecuadamente educados si coinciden. Esta aproximación requiere un mapeo preciso entre ocupaciones y niveles educativos (Hartog, 2000).
- El **enfoque estadístico** compara el nivel educativo del trabajador con la moda observada dentro de su grupo ocupacional. Quienes se ubican por encima se consideran sobreeducados, y quienes se ubican por debajo, subeducados. Este enfoque permite una medición empírica dependiente de la estructura observada en el mercado laboral (OIT, 2025).

La medición del desajuste por habilidades se estructura paralelamente a la medición educativa. El enfoque normativo asigna un nivel mínimo de habilidades esperado para cada ocupación según los requerimientos de la CIUO-08, mientras que el enfoque estadístico clasifica como sobrecalificados o subcalificados a los trabajadores cuya habilidad proxificada mediante la educación y la capacitación se ubica por encima o por debajo de la moda del grupo ocupacional.

Al emplear únicamente los enfoques normativo y estadístico, el estudio genera indicadores binarios de sobreeducación, subeducación, sobrecalificación y subcalificación, los cuales permiten caracterizar la magnitud del desajuste en el mercado laboral ecuatoriano y sirven como insumos para los modelos posteriores.

4.3 Determinantes de los desajustes educativos y de habilidad

4.3.1 Modelo Probit

Para identificar los factores asociados a los desajustes se emplea un modelo Probit, donde la variable dependiente es binaria y toma el valor de 1 si el individuo presenta desajuste educativo o de habilidad, y 0 si está adecuadamente emparejado. Las variables explicativas incluyen características sociodemográficas, laborales, ocupacionales y temporales, tales como: características sociodemográficas (área y provincia de residencia, sexo, estado civil, etnia y grupo de edad); características laborales (años de experiencia, rama de actividad y condición de actividad); variables ocupacionales (tamaño de empresa, tipo de ocupación, condición de empleo adecuado y sector público/privado); y variables temporales (año de análisis). La especificación del modelo sigue estudios previos que han mostrado la relevancia de estos factores (Sánchez y Fernández, 2014; Iriondo, 2022).

El modelo se expresa como indica la ecuación 1:

$$y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, 1) \quad (1)$$

donde y_i^* es la variable latente asociada al desajuste (sobre/subeducación o sobre/subcalificación), x_i es el vector de variables explicativas (área, sexo, estado civil, etnia, edad, experiencia, rama de actividad, condición de actividad, tamaño de empresa, grupo ocupacional, condición de empleo, sector de empleo, provincia y año), β es el vector de parámetros a estimar y ε_i es el término de error con distribución normal estándar.

¹² El enfoque de autoevaluación se omite, dado que no existen resultados vinculados a dicha medición en esta investigación.

La relación entre la variable latente y la variable observada se define como:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \text{ (sobre/subeducado o sobre/subcalificado)} \\ 0 & \text{si } y_i^* \leq 0 \text{ (emparejamiento adecuado)} \end{cases} \quad (2)$$

Así, la probabilidad de estar desajustado es:

$$P(y_i = 1|x_i) = P(y_i^* > 0|x_i) = \Phi(x_i\beta) \quad (3)$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de la normal estándar.

La estimación de la ecuación (1) se realiza mediante el método de máxima verosimilitud, que maximiza la siguiente función log-verosimilitud:

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln \Phi(x_i\beta) + (1 - y_i) \ln [1 - \Phi(x_i\beta)]\} \quad (4)$$

Dado que los coeficientes β no representan directamente cambios marginales en la probabilidad, se estiman efectos marginales parciales definidos como:

$$\frac{\partial P(y_i = 1|x_i)}{\partial (x_{ij})} = \Phi(x_i\beta)\beta_j \quad (5)$$

donde $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de la normal estándar.

4.3.2 Regresión Minceriana

Para estimar el impacto de los desajustes educativos y de habilidades sobre el ingreso laboral se emplea una regresión salarial tipo Mincer, que relaciona el logaritmo del ingreso con variables de capital humano e indicadores de desajuste:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \gamma_1 SobreEdu_i + \gamma_2 SubEdu_i + \delta' Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

donde $\ln(w_i)$ es el logaritmo del ingreso laboral; Edu_i corresponde a los años de educación formal; Exp_i es la experiencia potencial; $SobreEdu_i$ y $SubEdu_i$ son indicadores binarios de desajuste educativo; y Z_i incluye otras variables de control.

Duncan y Hoffman (1981), Verdugo y Verdugo (1989) y Ramos (2022) emplean esta especificación, conocida como regresión minceriana extendida, en el análisis del efecto de la educación y del desajuste sobre el ingreso laboral. La estimación se realiza mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La inclusión de variables indicadoras de sobreeducación y subeducación permite estimar las penalizaciones o primas salariales asociadas a los desajustes. Estudios internacionales encuentran que cada año adicional de sobreeducación reduce el salario entre 2 % y 3 %, siendo 2,5 % la penalización media estimada mediante variables instrumentales (Wen y Maani, 2023). De forma análoga, el desajuste por habilidades puede incorporarse mediante variables dummy específicas o interacciones con la educación formal, permitiendo identificar su efecto diferencial sobre el ingreso. Botello (2016) propone una especificación alternativa y más sintética que introduce una variable binaria general de desajuste:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_0 Desajuste_i + \beta_2 x_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

donde $Desajuste_i$ toma el valor de 1 si el individuo presenta algún desajuste educativo o de habilidades, y 0 en caso contrario.

Mincer (1974) estableció el modelo clásico aplicado con datos transversales, posteriormente utilizado en estudios como Castillo (2007), Botello (2016), Iriondo (2022) y Sierra y Villarraga (2024). De manera complementaria, Dolton y Vignoles (2000), McGuinness (2006) y Khoiruddin et al. (2024) discuten problemas de endogeneidad y proponen extensiones metodológicas.

4.3.3 Modelo Heckman: Corrección del sesgo de selección

Los ingresos laborales observados corresponden únicamente a las personas que participan en el mercado de trabajo, lo cual introduce un sesgo de selección muestral. Para corregir este sesgo, se emplea el método de Heckman (1979). En una primera etapa, se estima un modelo de selección, típicamente Probit, que modela la probabilidad de estar empleado o de reportar ingresos. Esta etapa considera como variable dependiente una dummy que indica pertenencia a la muestra salarial (empleado: sí/no), e incluye regresores adicionales o instrumentos exclusivos de la ecuación de selección, como características del hogar o responsabilidades familiares. Posteriormente, se calcula el inverso del ratio de Mills, que se incorpora como una covariable en la regresión salarial. Formalmente, si λ_i representa el ratio de Mills derivado del modelo de selección, la ecuación estimada es la siguiente:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta \times (\text{covariables}) + \theta\lambda_i + u_i \quad (8)$$

Heckman (1979) y Rubli (2012) advierten que la participación endógena en el mercado laboral puede generar sesgos en la estimación del efecto del desajuste sobre el ingreso. Incorporar el término λ_i en la ecuación de ingresos permite corregir este problema y obtener estimaciones insesgadas tanto de los retornos como del impacto del desajuste. Asimismo, Mateos et al. (2014), Botello (2016), Guevara y Del Pozo (2020) y Sierra y Villarraga (2024) documentan la presencia de este sesgo, señalando que las ecuaciones tipo Mincer (1974) excluyen por construcción a quienes no participan en el mercado laboral, lo cual puede relacionarse con características no observadas. Para solucionarlo, el procedimiento consta de dos etapas. La primera es la estimación del modelo Probit, expresada como:

$$P(\text{Empleado}_i = 1 | Z_i) = \Phi(Z_i\gamma) \quad (9)$$

donde **Empleado_i** es la variable binaria igual a 1 si el individuo participa activamente en el mercado laboral (empleado) y 0 si no participa; **Z_i** es el vector de variables explicativas asociadas a la decisión de participación laboral, incluyendo variables exclusivas que afectan dicha participación, pero no directamente a los ingresos laborales; **γ** es el vector de parámetros a estimar; y **Φ(·)** es la función de distribución acumulada normal estándar

El inverso del ratio de Mills (λ_i) se define como:

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} \quad (10)$$

donde, **φ** es la función de densidad acumulada normal estándar. Finalmente, en la segunda etapa, se estima la ecuación salarial corregida por selección:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{Desajuste} + \beta_2 X_i + \rho\lambda_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

donde **ρ** mide la correlación entre los errores de las ecuaciones de selección y de ingresos. Si **ρ** es estadísticamente significativo, se confirma la necesidad de aplicar Heckman.

5 Resultados

Este capítulo presenta los principales hallazgos de los modelos estimados para analizar los determinantes del desajuste educativo y de habilidades, así como su impacto sobre los ingresos laborales. Dado el volumen de estimaciones realizadas —que incluye modelos Probit, regresiones salariales tipo Mincer y modelos de selección de Heckman— la presentación de resultados se concentra en las estimaciones corregidas por sesgo de selección mediante el modelo de Heckman, por constituir el enfoque más adecuado para la interpretación de los efectos salariales. Las estimaciones mincerianas se consideran consistentes desde el punto de vista teórico y empírico, pero no se reportan en el cuerpo principal del documento; sus resultados se incluyen en los anexos.

5.1 Modelo Probit

5.1.1 Determinantes del desajuste educativo

Los resultados de la Tabla 4 muestran que el desajuste educativo en Ecuador está fuertemente asociado al territorio, la identidad étnica, el ciclo de vida laboral y la estructura ocupacional. A lo largo de este análisis, los efectos se reportan bajo el enfoque normativo y el enfoque estadístico, indicados entre paréntesis como (normativo / estadístico), y deben interpretarse como variaciones en la probabilidad expresadas en puntos porcentuales.

El sexo del trabajador constituye un determinante relevante, con efectos diferenciados según el enfoque de medición. Ser mujer reduce la probabilidad de subeducación bajo el enfoque normativo en 0,5 % y la incrementa en 0,6 % bajo el enfoque estadístico, mientras que reduce la probabilidad de sobreeducación normativa en 2,0 %; bajo el enfoque estadístico, no se observa un efecto estadísticamente significativo sobre la sobreeducación.

El área de residencia destaca como uno de los determinantes más robustos del desajuste educativo. En comparación con la población urbana, residir en zonas rurales incrementa la probabilidad de subeducación en 9,4 % / 7,4 % y reduce la probabilidad de sobreeducación en 8,2 % / 8,3 % (normativo / estadístico). Estas magnitudes reflejan un patrón persistente de déficit educativo en los espacios rurales.

La identidad étnica presenta diferencias marcadas respecto al grupo mestizo. Las personas indígenas exhiben los mayores desajustes, con incrementos en la probabilidad de subeducación de 11,7 % / 15,8 % y reducciones en la probabilidad de sobreeducación de 4,5 % / 2,7 %. Los grupos afro y montubio muestran patrones similares, con aumentos de la subeducación entre 5,1 % y 6,4 % y reducciones de la sobreeducación entre 3,3 % y 5,8 %. En contraste, las personas blancas presentan un patrón inverso, caracterizado por una menor probabilidad de subeducación (4,4 % / 3,6 %) y una mayor probabilidad de sobreeducación (5,1 % / 5,5 %), lo que evidencia brechas étnicas persistentes en el ajuste educativo.

La estructura etaria confirma la presencia de desajustes sistemáticos a lo largo del ciclo de vida laboral. En comparación con el grupo de 45 a 64 años, los jóvenes de 15 a 17 años presentan una menor probabilidad de subeducación de 36,7 % / 7,1 % y una mayor probabilidad de sobreeducación de 31,8 % / 10,7 %. El grupo de 18 a 29 años muestra resultados en la misma dirección, aunque de menor magnitud. Por el contrario, los trabajadores de 65 años y más registran incrementos en la probabilidad de subeducación de 16,0 % / 12,9 % y reducciones en la probabilidad de sobreeducación de 5,4 % / 8,0 %, lo que sugiere que las desventajas educativas se intensifican en los extremos del ciclo laboral.

La experiencia laboral refuerza este patrón: cada año adicional de experiencia incrementa la probabilidad de subeducación en 0,26 % / 0,24 % y reduce la probabilidad de sobreeducación en 0,54 % / 0,60 %. Este resultado indica que, en trayectorias laborales más largas, la experiencia tiende a sustituir parcialmente a la educación formal, generando mayores desajustes por déficit educativo.

Finalmente, el tipo de ocupación emerge como uno de los factores más determinantes del desajuste educativo. En comparación con los vendedores, los artesanos presentan incrementos sustanciales en la probabilidad de subeducación de 58,4 % / 19,2 % y reducciones pronunciadas en la probabilidad de sobreeducación de 61,9 % / 29,7 %. Los operarios registran aumentos de la subeducación de 44,0 % / 41,4 % y una caída de la sobreeducación normativa de 55,4 %. Las ocupaciones elementales también muestran una mayor probabilidad de subeducación de 27,5 % / 0,8 % y una menor probabilidad de sobreeducación de 48,0 % / 9,3 %. En conjunto, artesanos, operarios, ocupaciones elementales, profesionales y técnicos concentran los mayores desajustes por déficit educativo dentro de la estructura ocupacional.

Tabla 4 Resultados del modelo probabilístico de Desajuste Educativo¹³

variable	indicador	Subeducación normativa	Sobreeducación normativa	Subeducación estadística	Sobreeducación estadística
area	rural	0.0936*** (0.000193)	-0.0822*** (0.00222)	0.0741*** (0.00247)	-0.0831*** (0.00238)
base: urbano					
sexo	mujer	-0.00458*** (0.000155)	-0.0203*** (0.00198)	0.00597*** (0.00211)	-0.00229 (0.00200)
base: hombre					
etnia	afro	0.0508*** (0.000407)	-0.0415*** (0.00407)	0.0653*** (0.00485)	-0.0334*** (0.00434)
	blanco	-0.0441*** (0.000611)	0.0509*** (0.00757)	-0.0356*** (0.00717)	0.0552*** (0.00745)
	indígena	0.117*** (0.000277)	-0.0448*** (0.00331)	0.158*** (0.00375)	-0.0265*** (0.00373)
	base: mestizo				
	montubio	0.0613*** (0.000333)	-0.0578*** (0.00571)	0.0637*** (0.00547)	-0.0437*** (0.00508)
	otro	-0.00413 (0.00395)	0.0476 (0.0361)	0.0402 (0.0408)	0.0357 (0.0372)
grupo edad	15-17	-0.367*** (0.000665)	0.318*** (0.00549)	-0.0705*** (0.00806)	0.107*** (0.00689)
	18-29	-0.290*** (0.000211)	0.120*** (0.00304)	-0.245*** (0.00296)	0.0687*** (0.00311)
	base: 45-64				
	30-44	-0.0951*** (0.000181)	0.0328*** (0.00245)	-0.0994*** (0.00231)	0.0151*** (0.00241)
	>65	0.160*** (0.000295)	-0.0542*** (0.00499)	0.129*** (0.00328)	-0.0800*** (0.00395)
tiempo trabajo	experiencia	0.00259*** (6.29e-06)	-0.00543*** (0.000112)	0.00237*** (8.50e-05)	-0.00602*** (0.000102)
grupo ocupacional	administrativos	0.373*** (0.000566)	-	0.142*** (0.00681)	-0.120*** (0.00618)
	agricultores	0.140*** (0.000312)	-	-0.236*** (0.00443)	-0.185*** (0.00327)
	artesanos	0.584*** (0.000300)	-0.619*** (0.00263)	0.192*** (0.00420)	-0.297*** (0.00285)
	directivos	0.118*** (0.000527)	-0.275*** (0.00488)	0.00681 (0.00625)	0.0780*** (0.00540)
	base: base:				
	elementales	0.275*** (0.000237)	-0.480*** (0.00270)	0.00827** (0.00350)	-0.0926*** (0.00316)
	vendedores				
	operarios	0.440*** (0.000398)	-0.554*** (0.00364)	-0.413*** (0.00262)	0.165*** (0.00468)
	profesionales	0.292*** (0.000289)	-0.540*** (0.00315)	0.0639*** (0.00405)	-0.119*** (0.00402)
	técnicos	0.277*** (0.000307)	-0.532*** (0.00330)	0.0201*** (0.00433)	-0.154*** (0.00396)
	Observations	880,457	725,522	867,156	822,063
	Pseudo R2	0.301	0.284	0.188	0.0963

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.1.2 Determinantes del desajuste de habilidades

En el caso del desajuste de habilidades, los modelos Probit (Tabla 5) muestran patrones similares a los del desajuste educativo, aunque de menor magnitud. Los efectos se reportan como variaciones porcentuales en la probabilidad, bajo los enfoques normativo y estadístico (normativo / estadístico).

El territorio emerge nuevamente como un factor central: residir en el área rural, frente a la urbana, incrementa la probabilidad de subcalificación (1,7 % / 1,9 %) y reduce la probabilidad de sobrecalificación (4,6 % / 5,2 %), evidenciando déficits persistentes de habilidades en los espacios rurales.

¹³ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el estado civil, la rama de actividad, condición de actividad, tamaño de la empresa, condición de empleo, sector del empleo, provincia de residencia y año de análisis.

Las diferencias por sexo, aunque de menor magnitud, resultan estadísticamente significativas. Ser mujer incrementa la probabilidad de subcalificación (1,0 % / 0,6 %) y eleva ligeramente la probabilidad de sobrecalificación (0,8 % / 0,7 %), lo que sugiere una mayor exposición simultánea a déficits y excesos de habilidades, consistente con una inserción laboral más segmentada.

La identidad étnica muestra brechas persistentes respecto al grupo mestizo. Las personas indígenas presentan los mayores desajustes, con aumentos de la subcalificación (9,7 % / 9,9 %) y reducciones de la sobrecalificación (5,3 % / 5,7 %). La población afroecuatoriana también registra mayor subcalificación (3,2 % / 2,9 %) y menor sobrecalificación (3,4 % / 3,9 %). Entre los montubios, la subcalificación aumenta (1,8 % / 2,2 %) y la sobrecalificación se reduce (2,7 % / 3,1 %). En contraste, las personas blancas presentan una menor probabilidad de subcalificación (1,3 % / 1,7 %) y una mayor probabilidad de sobrecalificación (3,4 % / 3,4 %), evidenciando una asimetría étnica en el acceso a ocupaciones acordes con las habilidades disponibles.

El ciclo de vida laboral también se asocia de manera sistemática con el desajuste de habilidades. En comparación con el grupo de 45 a 64 años, los jóvenes de 15 a 17 años reducen su probabilidad de subcalificación (4,4 % / 8,2 %) y de sobrecalificación (5,5 % / 10,2 %). Los grupos de 18 a 29 años y de 30 a 44 años muestran igualmente menores probabilidades de subcalificación (entre 2,8 % y 4,7 %) y mayores probabilidades de sobrecalificación (entre 2,1 % y 2,9 %). En el extremo opuesto, las personas de 65 años y más incrementan la subcalificación (6,7 % / 7,5 %) y reducen la sobrecalificación (alrededor de 2,0 %), lo que sugiere que los déficits de competencias se acentúan en edades avanzadas. De forma coherente, cada año adicional de experiencia laboral incrementa ligeramente la subcalificación (alrededor de 0,1 % en ambos enfoques) y reduce la sobrecalificación en aproximadamente 0,2 %, reflejando trayectorias donde la experiencia acumulada no siempre se traduce en una adecuación plena de habilidades.

La estructura productiva también incide en el desajuste de habilidades. En comparación con la agricultura, trabajar en comercio incrementa la subcalificación (3,4 % / 0,5 %) y reduce la sobrecalificación estadística (0,5 %). En la construcción, la subcalificación aumenta bajo el enfoque normativo (2,4 %), pero se reduce bajo el enfoque estadístico (1,6 %), mientras que la sobrecalificación disminuye (0,8 % / 2,2 %), lo que sugiere procesos de reasignación hacia perfiles de habilidades más ajustadas.

En cuanto a la posición en el mercado de trabajo, los asalariados privados y los jornaleros muestran patrones robustos frente a los trabajadores independientes. Ser jornalero incrementa la subcalificación (1,6 % / 1,8 %) y reduce la sobrecalificación (6,8 % / 8,4 %). De manera similar, el empleo asalariado privado eleva la subcalificación (1,1 % / 1,5 %) y reduce la sobrecalificación (5,8 % / 6,4 %), lo que indica que las formas de inserción subordinada concentran una mayor proporción de déficits de competencias.

La calidad del empleo también se asocia de forma clara con el desajuste de habilidades. En comparación con los empleos inadecuados, los empleos adecuados reducen la subcalificación (2,6 % / 2,6 %) y aumentan la sobrecalificación (2,5 % / 2,9 %). El subempleo presenta efectos en la misma dirección, aunque de menor magnitud, con reducciones de la subcalificación cercanas al 0,8 % y aumentos de la sobrecalificación de alrededor de 1,1 %–1,2 %. Estos resultados sugieren que los empleos de mejor calidad tienden a concentrar trabajadores con competencias que superan los requerimientos mínimos del puesto.

El sector de empleo refuerza este patrón. En comparación con el sector formal, la informalidad y las ocupaciones no clasificadas incrementan la subcalificación (entre 2,3 % y 3,4 %) y reducen la sobrecalificación (entre 4,9 % y 6,0 %), lo que evidencia que los segmentos menos regulados del mercado laboral concentran déficits de habilidades más pronunciados.

Finalmente, las diferencias por grupo ocupacional frente a los vendedores son particularmente marcadas. Directivos, ocupaciones elementales, operarios, profesionales y técnicos presentan reducciones muy elevadas en la subcalificación normativa (entre 67,5 % y 72,2 %) y en la sobrecalificación normativa (entre 64,9 % y 91,1 %), junto con reducciones adicionales en la subcalificación estadística (entre 1,1 % y 3,3 %) y ligeros incrementos de la sobrecalificación estadística (entre 0,7 % y 28,3 %).

Tabla 5 Resultados del modelo probabilístico de Desajuste de Habilidades¹⁴

variable	indicador	Subcalificación	Sobrecalificación	Subcalificación	Sobrecalificación
		normativa	normativa	estadística	estadística
area	rural	0.0172***	-0.0463***	0.0193***	-0.0521***
		(0.00157)	(0.00123)	(0.00139)	(0.00132)
sexo	mujer	0.00973***	0.00816***	0.00571***	0.00678***
		(0.00113)	(0.00112)	(0.000997)	(0.00127)
base: hombre	afro	0.0324***	-0.0340***	0.0292***	-0.0385***
		(0.00350)	(0.00223)	(0.00287)	(0.00234)
etnia	blanco	-0.0133***	0.0341***	-0.0169***	0.0343***
		(0.00279)	(0.00423)	(0.00277)	(0.00493)
base: mestizo	indígena	0.0970***	-0.0531***	0.0986***	-0.0568***
		(0.00303)	(0.00198)	(0.00243)	(0.00175)
	montubio	0.0175***	-0.0268***	0.0216***	-0.0309***
		(0.00253)	(0.00327)	(0.00241)	(0.00357)
	otro	0.0256	0.000342	-0.00238	-0.00901
		(0.0186)	(0.0181)	(0.0144)	(0.0213)
	15-17	-0.0440***	-0.0554***	-0.0816***	-0.102***
		(0.00493)	(0.00202)	(0.00161)	(0.00102)
grupo edad	18-29	-0.0376***	0.0207***	-0.0472***	0.0294***
		(0.00150)	(0.00163)	(0.00140)	(0.00180)
base: 45-64	30-44	-0.0281***	0.0209***	-0.0346***	0.0251***
		(0.00127)	(0.00124)	(0.00121)	(0.00138)
	>65	0.0665***	-0.0196***	0.0753***	-0.0197***
		(0.00263)	(0.00219)	(0.00247)	(0.00222)
tiempo trabajo	experiencia	0.000692***	-0.00192***	0.00109***	-0.00211***
		(4.27e-05)	(5.93e-05)	(3.87e-05)	(6.39e-05)
	comercio	0.0337***	0.0119***	0.00470*	-0.00521*
		(0.00395)	(0.00346)	(0.00281)	(0.00298)
rama	construcción	0.0240***	-0.00774**	-0.0163***	-0.0222***
		(0.00472)	(0.00360)	(0.00295)	(0.00345)
actividad	manufactura	0.0285***	-0.00233	0.00469*	-0.0109***
		(0.00403)	(0.00351)	(0.00284)	(0.00314)
base: agricultura	minas	0.0354***	-0.0116**	0.00641	-0.0166
		(0.00743)	(0.00534)	(0.00514)	(0.0114)
	servicios	0.0307***	0.00738**	-0.00228	-0.00705**
		(0.00367)	(0.00336)	(0.00252)	(0.00288)
	jornalero	0.0160***	-0.0676***	0.0179***	-0.0840***
		(0.00231)	(0.00235)	(0.00228)	(0.00232)
condición	no remunerado	-0.0226***	-0.0150***	-0.00249	0.0150***
		(0.00255)	(0.00226)	(0.00219)	(0.00257)
actividad	privado	0.0112***	-0.0578***	0.0150***	-0.0644***
		(0.00204)	(0.00157)	(0.00188)	(0.00178)
base: independiente	público	-0.00351	-0.000384	0.00696***	0.0192***
		(0.00265)	(0.00316)	(0.00258)	(0.00421)
	administrativos	-0.284***	-	0.498***	-
		(0.0132)	-	(0.00694)	-
	agricultores	-0.567***	-	0.146***	-
		(0.0113)	-	(0.00417)	-
	artesanos	0.0280**	-0.412***	0.580***	-
		(0.0112)	(0.00520)	(0.00429)	-
grupo	directivos	-0.722***	-0.649***	-0.0324***	0.283***
		(0.0103)	(0.00442)	(0.00398)	(0.00451)
ocupacional	elementales	-0.712***	-0.854***	-0.0191***	0.0739***
		(0.00973)	(0.00149)	(0.00146)	(0.00192)
base: vendedores	operarios	-0.675***	-0.911***	-0.0111***	0.00732***
		(0.00965)	(0.00310)	(0.00186)	(0.00225)
	profesionales	-0.717***	-0.884***	-0.0278***	0.0404***
		(0.00971)	(0.00197)	(0.00146)	(0.00230)
	técnicos	-0.721***	-0.894***	-0.0326***	0.0324***
		(0.00973)	(0.00187)	(0.00182)	(0.00223)

¹⁴ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el estado civil, tamaño de la empresa, provincia de residencia y año de análisis.

variable	indicador	Subcalificación	Sobrecalificación	Subcalificación	Sobrecalificación
		normativa	normativa	estadística	estadística
condición empleo base:	adecuado	-0.0257*** (0.00169)	0.0245*** (0.00138)	-0.0256*** (0.00148)	0.0289*** (0.00159)
	subempleo	-0.00786*** (0.00163)	0.0120*** (0.00147)	-0.00728*** (0.00141)	0.0114*** (0.00153)
sector empleo base: formal	doméstico	0.0189** (0.00854)	-0.0209*** (0.00557)	0.00443 (0.00364)	-0.0473*** (0.00391)
	no clasificado	0.0234*** (0.00323)	-0.0493*** (0.00294)	0.0291*** (0.00292)	-0.0526*** (0.00409)
	informal	0.0307*** (0.00222)	-0.0529*** (0.00138)	0.0342*** (0.00188)	-0.0604*** (0.00156)
	Observations	737,581	952,541	1,001,669	903,090
	Pseudo R2	0.430	0.624	0.321	0.190

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.2 Modelo de Heckman: corrección del sesgo de selección

5.2.1 Regresión con corrección de Heckman del desajuste educativo

Los resultados del modelo de selección de Heckman (Tabla 6) muestran que, bajo el enfoque normativo, tanto la sobreeducación como la subeducación se asocian a incrementos salariales positivos y de magnitud similar. En ambos casos, los ingresos laborales son aproximadamente 2,5 % mayores en comparación con los trabajadores sin desajuste. Este resultado contrasta con el obtenido en regresiones mincerianas sin corrección por selección, donde la subeducación suele presentar penalizaciones salariales, lo que sugiere que parte de dicho efecto negativo estaba influido por la selección hacia ocupaciones de menor remuneración. Una vez corregido este sesgo, los trabajadores sobreeducados y subeducados exhiben primas salariales comparables, indicando que el emparejamiento ocupacional y la experiencia acumulada pueden compensar parcialmente los déficits formales de educación en determinadas trayectorias laborales.

Bajo el enfoque estadístico, la sobreeducación mantiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el ingreso, con un incremento salarial cercano al 8,0 %, mientras que la subeducación no muestra un efecto significativamente distinto de cero. Esto sugiere que disponer de un nivel educativo superior al modal de la ocupación se traduce en mayores retornos salariales, incluso después de corregir por selección, mientras que los déficits relativos de educación no generan penalizaciones adicionales una vez controlada la composición de los ocupados.

Las variables de control presentan patrones coherentes con la literatura. Las mujeres perciben ingresos aproximadamente 23,5 % menores que los hombres, mientras que residir en áreas rurales se asocia a incrementos salariales cercanos al 24 %, reflejando diferencias estructurales en la composición ocupacional entre zonas rurales y urbanas. Los grupos indígenas, afro y montubios enfrentan penalizaciones salariales que oscilan entre 4,4 % y 6,4 %. Los retornos a la educación formal se sitúan en torno al 3,0 % por cada año adicional de escolaridad bajo el enfoque normativo y al 2,7 % bajo el estadístico, mientras que la experiencia laboral presenta efectos positivos con rendimientos decrecientes. Las ocupaciones directivas y profesionales concentran los mayores retornos, superando el 44 % en el caso de cargos directivos, en contraste con primas más moderadas en ocupaciones elementales y artesanales. Las diferencias territoriales reproducen un patrón consistente con las brechas regionales históricas.

Tabla 6 Resultados de la regresión de Heckman de Desajuste Educativo¹⁵

Variable	indicador	Desajuste educativo normativo	Desajuste educativo estadístico
desajuste normativo base: sin desajuste	sobreeducado	0.0253*** (0.00753)	-
	subeducado	0.0253*** (0.00753)	-

¹⁵ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el grupo de edad, rama de actividad, tamaño de la empresa, provincia de residencia y año de análisis. Variables auxiliares para quitar sesgo de selección:

Variable	Indicador	Desajuste educativo normativo	Desajuste educativo estadístico
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobreeducado	-	0.0801*** (0.00582)
	subeducado	-	-0.00983 (0.00690)
		-	
		-	
area	rural	0.240*** (0.00604)	0.241*** (0.00605)
base: urbano			
sexo	mujer	-0.235*** (0.00504)	-0.235*** (0.00504)
base: hombre			
etnia base: mestizo	afro	-0.0539*** (0.00894)	-0.0541*** (0.00895)
	blanco	0.0623*** (0.0192)	0.0615*** (0.0191)
	indígena	-0.0449*** (0.00958)	-0.0465*** (0.00961)
	montubio	-0.0630*** (0.0111)	-0.0638*** (0.0111)
	otro	0.298*** (0.0913)	0.296*** (0.0913)
Años escolaridad	escolaridad	0.0300*** (0.00109)	0.0274*** (0.00107)
Años trabajo	experiencia	0.0274*** (0.000470)	0.0273*** (0.000470)
	experiencia ²	-0.000482*** (9.77e-06)	-0.000478*** (9.78e-06)
cargo base: vendedores	administrativos	0.254*** (0.0127)	0.254*** (0.0127)
	agricultores	0.246*** (0.0135)	0.248*** (0.0135)
	artesanos	0.174*** (0.0135)	0.176*** (0.0135)
	directivos	0.444*** (0.0280)	0.449*** (0.0282)
	elementales	0.261*** (0.0120)	0.262*** (0.0121)
	operarios	1.060*** (0.0180)	1.058*** (0.0154)
	profesionales	0.539*** (0.0143)	0.542*** (0.0106)
	técnicos	0.446*** (0.0141)	0.450*** (0.0109)
	$\alpha\theta\rho^b$	-1.546*** (0.0114)	-1.547*** (0.0115)
	insigma^c	0.162*** (0.00370)	0.162*** (0.00370)
	constante	5.527*** (0.0162)	5.546*** (0.0176)
	Observations	1,134,840	1,134,840

^a Variables auxiliares para quitar el sesgo de selección¹⁶

^b correlación entre errores de las ecuaciones

^c varianza del error del modelo

Robust standard errors in parentheses

Estimación del desajuste educativo por cargo ocupacional – Heckman

La estimación del modelo de Heckman por grupos ocupacionales (Anexo 5) permite analizar la relación entre desajuste educativo e ingresos, una vez corregida la participación no aleatoria en el empleo. En todas las ocupaciones, los retornos a la escolaridad son positivos y significativos, con incrementos salariales que varían entre 2 % y 13 % por cada año adicional de educación. Las mayores elasticidades se observan en agricultores, artesanos y directivos, mientras que en ocupaciones elementales y de ventas los retornos son más moderados, reflejando diferencias en la estructura de habilidades requeridas.

¹⁶ Estado civil, años de edad, condición de estudio y condición de jefe de hogar.

Bajo el enfoque normativo, la sobreeducación se asocia a primas salariales diferenciadas según la ocupación. Destacan los artesanos, con primas salariales cercanas al 22 %, seguidos por trabajadores elementales y operarios (6–7 %). En estas ocupaciones, la escolaridad adicional complementa habilidades específicas, mientras que en técnicos, vendedores y profesionales la sobreeducación normativa no genera retornos y, en algunos casos, se asocia a penalizaciones leves.

La subeducación normativa muestra un patrón heterogéneo: en directivos, elementales, operarios y profesionales se asocia a primas salariales de entre 8 % y 17 %, lo que sugiere que la experiencia puede compensar déficits formales, mientras que en ocupaciones artesanales implica una penalización cercana al 6 %, evidenciando la necesidad de una base educativa mínima para tareas técnicas.

Con el enfoque estadístico, los resultados cambian de forma sustantiva. La sobreeducación genera primas salariales relevantes en varias ocupaciones, destacando el caso de los administrativos, con incrementos cercanos al 26 %, seguidos por artesanos (21 %), ocupaciones elementales (13 %) y agricultores (4–5 %). Estos resultados indican que, cuando la comparación se realiza respecto al nivel educativo modal de la ocupación, los trabajadores con mayor formación capturan retornos superiores dentro de su propio segmento.

La subeducación estadística, por su parte, se asocia a penalizaciones salariales significativas en diversas ocupaciones. Los administrativos presentan caídas cercanas al 8 %, seguidos por artesanos (6 %) y, en menor medida, operarios y técnicos. En ocupaciones con mayor autonomía, como los directivos, estas penalizaciones no resultan significativas, lo que sugiere un mayor peso relativo de la experiencia y de habilidades no observadas en la determinación salarial.

5.2.2 Regresión con corrección de Heckman del desajuste de habilidades

La estimación mediante el modelo de Heckman (Tabla 7) permite analizar cómo la correspondencia entre las habilidades del trabajador y las exigencias del puesto se traduce en diferencias salariales, una vez corregida la selección no aleatoria en la participación laboral. Los resultados muestran patrones claros y consistentes bajo ambos enfoques de medición.

Las variables de control muestran patrones esperados: la escolaridad eleva los ingresos en torno al 2,7 % por año adicional, la experiencia presenta rendimientos decrecientes y persisten brechas por área, sexo y edad, con mayores ingresos rurales (≈ 24 %), penalizaciones salariales para mujeres (≈ 24 %) y pérdidas cercanas al 30 % en edades avanzadas.

Bajo el enfoque normativo, la sobrecalificación se asocia a una prima salarial cercana al 8 %, lo que indica que poseer habilidades por encima de las requeridas es valorado por el mercado laboral. En contraste, la subcalificación normativa genera una penalización salarial de alrededor del 10 %, evidenciando que la carencia de habilidades mínimas impacta directamente la productividad percibida y el salario.

Bajo el enfoque estadístico, los efectos se intensifican: la sobrecalificación incrementa los salarios en torno al 6 %, mientras que la subcalificación genera penalizaciones de hasta el 13 %, evidenciando que las brechas de habilidades dentro de cada ocupación son determinantes para los ingresos.

Con el enfoque estadístico, los efectos mantienen la misma dirección, pero con mayor intensidad. La sobrecalificación se asocia a incrementos salariales cercanos al 6 %, mientras que la subcalificación genera penalizaciones que alcanzan el 13 %, la mayor observada entre los distintos modelos.

La estructura ocupacional amplifica estos efectos. Frente a los vendedores, el resto de ocupaciones presenta retornos salariales más altos, destacando operarios (más del 110 %) y profesionales (55–63 %). Directivos, técnicos y ocupaciones elementales también exhiben primas relevantes, lo que confirma que la especialización de tareas condiciona fuertemente la relación entre habilidades e ingresos.

Las diferencias territoriales y sectoriales refuerzan esta heterogeneidad. Provincias como Galápagos presentan primas salariales superiores al 60 %, mientras que zonas como Napo, Pastaza o Sucumbios registran penalizaciones que superan el 25 %.

Tabla 7 Resultados de la regresión de Heckman de Desajuste de Habilidad¹⁷

variable	indicador	Desajuste de habilidad normativo	Desajuste de habilidad estadístico
desajuste normativo base: sin desajuste	sobrecalificado	0.0820*** (0.00724)	-
	subcalificado	-0.0997*** (0.0107)	-
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobrecalificado	-	0.0618*** (0.00794)
	subcalificado	-	-0.134*** (0.0104)
area base: urbano	rural	0.238*** (0.00605)	0.238*** (0.00605)
sexo base: hombre	mujer	-0.236*** (0.00504)	-0.236*** (0.00504)
grupo edad base: 30-44	15-17	-0.128*** (0.0250)	-0.125*** (0.0251)
	18-29	-0.0300*** (0.00563)	-0.0301*** (0.00563)
	45-64	-0.0608*** (0.00488)	-0.0612*** (0.00488)
	>65	-0.302*** (0.0108)	-0.302*** (0.0108)
Años escolaridad	escolaridad	0.0272*** (0.000775)	0.0273*** (0.000805)
Años trabajo	experiencia	0.0271*** (0.000470)	0.0270*** (0.000470)
	experiencia ²	-0.000476*** (9.75e-06)	-0.000472*** (9.77e-06)
cargo base: vendedores	administrativos	0.256*** (0.0126)	0.255*** (0.0126)
	agricultores	0.245*** (0.0134)	0.246*** (0.0135)
	artesanos	0.177*** (0.0135)	0.177*** (0.0135)
	directivos	0.446*** (0.0280)	0.445*** (0.0281)
	elementales	0.263*** (0.0120)	0.263*** (0.0120)
	operarios	1.162*** (0.0176)	1.104*** (0.0155)
	profesionales	0.631*** (0.0138)	0.555*** (0.00999)
	técnicos	0.495*** (0.0108)	0.493*** (0.0109)
	athrho ^b	-1.545*** (0.0114)	-1.545*** (0.0114)
	insigma ^c	0.162*** (0.00369)	0.162*** (0.00370)
	constante	5.490*** (0.0163)	5.566*** (0.0159)
Observations		1,134,840	1,134,840

^a Variables auxiliares para quitar el sesgo de selección¹⁸

^b correlación entre errores de las ecuaciones

^c varianza del error del modelo

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

¹⁷ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables la etnia, rama de actividad, tamaño de la empresa y año de análisis

¹⁸ Estado civil, años de edad, condición de estudio y condición de jefe de hogar.

Estimación del desajuste de habilidades por cargo ocupacional - Heckman

La estimación desagregada por cargo ocupacional (Anexo 6) muestra que los retornos a la educación y a la experiencia mantienen el patrón esperado en todas las ocupaciones. La escolaridad genera incrementos salariales de entre 2 % y 7 % por año adicional en la mayoría de ocupaciones, y superiores al 13 % en la agricultura, mientras que la experiencia laboral presenta efectos positivos con rendimientos decrecientes.

Bajo el enfoque normativo, la sobrecalificación se asocia a primas salariales significativas en varias ocupaciones: alrededor del 8 % en artesanos, 13 % en ocupaciones elementales, 10 % en operarios y cerca del 6 % en profesionales. En técnicos, sin embargo, la sobrecalificación se acompaña de una penalización cercana al 6 %, indicando que el exceso de habilidades no siempre es recompensado.

La subcalificación normativa muestra un patrón diverso. En administrativos, artesanos y directivos se observan primas salariales importantes, que oscilan entre 9 % y 48 %, lo que sugiere que la experiencia y la trayectoria laboral pueden compensar déficits formales de habilidades. En contraste, en operarios y técnicos la subcalificación implica pérdidas salariales cercanas al 6 % y 19 %, respectivamente.

Con el enfoque estadístico, la sobrecalificación genera primas elevadas únicamente en directivos, cercanas al 48 %, mientras que en artesanos, operarios, técnicos y vendedores se asocia a penalizaciones de entre 5 % y 19 %, lo que sugiere problemas de asignación en puestos de menor complejidad. La subcalificación estadística presenta primas en ocupaciones elementales, operarios y profesionales (entre 6 % y 13 %), pero vuelve a generar penalizaciones en técnicos.

En conjunto, la comparación entre ambos enfoques evidencia que las ocupaciones técnico-manuales concentran las mayores tensiones de desajuste. Mientras que la sobrecalificación normativa suele ser recompensada, el enfoque estadístico revela penalizaciones dentro de la distribución interna de varias ocupaciones. Los cargos técnicos destacan como el grupo donde el desajuste, independientemente de su signo, tiende a ser penalizado, mientras que los directivos presentan un patrón atípico, con primas muy elevadas asociadas a configuraciones extremas de desajuste, probablemente vinculadas a procesos de selección, negociación salarial y acumulación de capital social.

6 Conclusiones

Este estudio presenta una caracterización integral de los desajustes educativos y de habilidades en el mercado laboral ecuatoriano, a partir de las rondas anuales de la ENEMDU 2018–2024, centrada en la población ocupada. Sobre una base de datos armonizada a nivel individual y ocupacional, se construyeron indicadores de desajuste bajo dos enfoques de medición —normativo y estadístico— y se estimaron modelos Probit, regresiones salariales tipo Mincer y modelos de selección de Heckman. Esta estrategia permitió avanzar simultáneamente en tres dimensiones: la identificación de los determinantes de los desajustes, la estimación de sus efectos sobre los ingresos laborales y la comparación entre desajuste educativo y desajuste de habilidades dentro de un marco metodológico.

Los resultados confirman que los desajustes educativos y de habilidades no son fenómenos marginales ni aleatorios, sino que responden a patrones estructurales del mercado laboral ecuatoriano. En ambos enfoques de medición, residir en áreas rurales incrementa sistemáticamente la probabilidad de subeducación y subcalificación y reduce la de sobreeducación y sobrecalificación, en línea con la evidencia empírica previa para Ecuador y otros países de América Latina, que documenta brechas persistentes en la acumulación y el aprovechamiento del capital humano fuera de los principales centros urbanos (Ponce y Vos, 2014; Botello, 2016; Iriondo, 2022). La identidad étnica refuerza estas desigualdades: las personas indígenas, afrodescendientes y montubias concentran mayores déficits educativos y de habilidades, resultado consistente con estudios que señalan una segmentación educativa y ocupacional de carácter histórico asociada a factores étnicos, territoriales e institucionales (Larrea y Montenegro, 2006; Sánchez y Fernández, 2014), mientras que la población blanca presenta mejores niveles de ajuste.

Asimismo, los resultados por edad y experiencia laboral replican patrones ampliamente documentados en la literatura internacional y regional, según los cuales los trabajadores jóvenes tienden a ubicarse en situaciones de sobreeducación o sobrecalificación, mientras que los de mayor edad presentan con mayor frecuencia subeducación y subcalificación, reflejando trayectorias laborales en las que la experiencia sustituye parcialmente a la educación formal, aunque no siempre logra compensar sus déficits en términos de ajuste productivo (McGuinness, 2006; Quintini, 2011; Davia et al., 2017). La persistencia de estos patrones a lo largo del período 2018–2024 sugiere que, pese a la expansión educativa reciente, los mecanismos de asignación ocupacional no han logrado absorber plenamente la mayor dotación de capital humano, lo que refuerza la consistencia externa de los resultados obtenidos.

La comparación entre enfoques de medición y tipos de desajuste revela que educación y habilidades capturan dimensiones complementarias del desajuste. En el caso educativo, el enfoque normativo identifica un patrón de déficit concentrado en ocupaciones manuales y elementales, mientras que el enfoque estadístico destaca la brecha entre quienes se sitúan por encima o por debajo del nivel educativo modal al interior de cada ocupación. Este contraste confirma que la elección del mecanismo de medición no es neutral y condiciona la interpretación empírica del fenómeno, tal como ha sido señalado por la literatura internacional, pero raramente explorado de manera sistemática para el caso ecuatoriano.

Para el desajuste de habilidades, ambos enfoques coinciden en que la subcalificación es más frecuente que la sobrecalificación. En conjunto, los resultados muestran que, aun cuando los niveles educativos mejoran, persisten déficits de competencias específicas que limitan la adecuación entre trabajadores y puestos, hallazgo consistente con estudios regionales que subrayan la brecha entre expansión educativa y demanda efectiva de habilidades en mercados laborales segmentados.

En términos de ingresos laborales, las estimaciones mincerianas y de Heckman confirman que la educación y la experiencia siguen siendo determinantes fundamentales del salario, pero también que el desajuste introduce diferencias adicionales. Cuando el desajuste educativo se mide de forma normativa, sus efectos sobre el ingreso son moderados y sensibles a la corrección por selección; en cambio, bajo el enfoque estadístico, la sobreeducación se asocia con primas salariales y la subeducación con pérdidas de ingreso, especialmente en ocupaciones administrativas, artesanales, elementales, operativas y técnicas. Para el desajuste de habilidades, los resultados son más contundentes: la sobrecalificación se acompaña de primas salariales moderadas, mientras que la subcalificación implica penalizaciones sustanciales, incluso después de corregir por sesgo de selección, reforzando la evidencia internacional que señala que los déficits de habilidades tienen efectos más severos que los desajustes educativos sobre los ingresos.

El análisis desagregado por grupos ocupacionales muestra que los efectos del desajuste son altamente heterogéneos y dependen de la estructura de tareas y de los mecanismos de remuneración propios de cada segmento. En ocupaciones manuales y elementales, la sobreeducación y la sobrecalificación normativas suelen asociarse a primas salariales, mientras que, bajo el enfoque estadístico, los trabajadores que se sitúan por encima del perfil modal pueden enfrentar penalizaciones, reflejando procesos de mala asignación ocupacional. En contraste, los cargos directivos exhiben primas elevadas asociadas a configuraciones de desajuste severo, lo que coincide con la literatura que enfatiza el rol de factores no observados en la determinación salarial de estos segmentos.

Los hallazgos tienen implicaciones relevantes de política. En primer lugar, la magnitud y persistencia de los déficits educativos y de habilidades en zonas rurales y entre grupos étnicos históricamente excluidos sugieren la necesidad de intervenciones integrales que articulen políticas educativas, de formación profesional y de desarrollo productivo territorial. En segundo lugar, las penalizaciones salariales asociadas a la subcalificación de habilidades refuerzan la importancia de fortalecer los sistemas de certificación de competencias, la formación continua y los mecanismos de actualización tecnológica. Finalmente, las brechas salariales por sexo y etnia que persisten incluso después de controlar por educación, experiencia, desajuste y ocupación confirman la vigencia de mecanismos de desigualdad estructural ampliamente documentados para Ecuador y la región, y subrayan la necesidad de políticas activas de igualdad de oportunidades.

Este estudio presenta, no obstante, algunas limitaciones. En particular, la ausencia de mediciones directas de habilidades obliga a emplear aproximaciones indirectas basadas en niveles educativos y en la clasificación ocupacional CIUO. Al mismo tiempo, esta restricción constituye una de las principales contribuciones del artículo, al permitir la comparación sistemática de dos mecanismos de medición ampliamente utilizados —normativo y estadístico— aplicados tanto al desajuste educativo como al desajuste de habilidades dentro de un mismo marco metodológico y para un mismo universo poblacional. El contraste simultáneo entre educación y habilidades, así como la evaluación de la sensibilidad de los resultados a la definición operativa del desajuste, representa un aporte novedoso para el caso ecuatoriano y poco explorado en la evidencia empírica regional, fortaleciendo el diálogo entre la literatura internacional y los estudios aplicados a mercados laborales en desarrollo.

Además, el análisis se limita al empleo principal y no incorpora dimensiones como la calidad contractual ni las trayectorias de movilidad entre ocupaciones. Futuras investigaciones podrían ampliar este enfoque incorporando información longitudinal, registros administrativos adicionales y métodos econométricos que permitan modelar explícitamente los procesos de asignación ocupacional. Ello permitiría no solo profundizar en el análisis relacional entre desajustes e ingresos, sino también avanzar hacia la identificación de relaciones causales, aislando con mayor precisión el efecto del desajuste educativo y de habilidades sobre los resultados laborales.

7 Referencias Bibliográficas

- Allen, J., y Van Der Velde, R. (2001). Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. *Oxford Economic Papers*, Vol. 3, 434-452.
- Badillo-Amador, L., y Vila, L. (2013). Education and skill mismatches: wage and job satisfaction consequences. *International Journal of Manpower*, Vol. 39(4), 416-428.
- Battu, H., y Bender, K. (2020). Educational mismatch in developing countries: A review of the existing evidence. *The Economics of Education*, 269-289.
- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Boll, C., Leppin, J., Rossen, A., y Wolf, A. (2016). Overeducation - new evidence for 25 European countries. *HWI Research Paper* (173). Obtenido de <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/130613/1/857142143.pdf#:~:text=case%20is%20emphasized%20by%20supply,phenomenon%2C%20which%20is%20naturally%20corrected>
- Botello, H. (2016). Determinantes y Efectos del Desajuste Educativo en el Mercado Laboral Ecuatoriano 2007-2012. *Investigación y Desarrollo*, Vol. 39(4), 307-328.
- Büchel, F. (2022). Overqualification: Reasons. *Measurement Issues and Typological Affinities*. *International Journal of Manpower*, Vol. 23(6), 447-452.
- Castillo, M. (2007). Desajuste educativo por regiones en Colombia: ¿Competencia por salarios o por puestos de trabajo? *Cuadernos de Economía*, Vol. 36(46), 107-145.
- CEDEFOP. (2014). Skill vs Education Types of Labour Mismatch and Their Association with Earnings. Obtenido de <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/308057/1/1913045439.pdf>
- CEDEFOP. (2016). Systematic literature: An analysis of skill mismatch measurement. Obtenido de <https://www.europeanproceedings.com/pdf/article/10.15405/epfe.23081.34>
- Chevalier, A. (2003). Measuring Over-education. *Economica*, Vol. 70, 509-531. Obtenido de *Economica*.
- Davia, M. A., McGuinness, S., y O'Connell, P. (2017). Determinants of regional differences in rates of overeducation in Europe. *Social Science Research*, 67-80.
- Dereli, B. (2018). Determinants of Educational Mismatch in Turkey: Evidence from household labor force surveys. *Marmara Üniversitesi İktisadi*, 519-530. doi:10.14780/muiibd.384186
- Desjardins, R., y Rubenson, K. (2011). An Analysis of Skill Mismatch Using Direct Measures of Skills. Obtenido de https://escholarship.org/content/qt4h916341/qt4h916341_noSplash_dd3331d6016b8be777116863c669b12a.pdf
- Di Pietro, G., y Urwin, P. (2006). Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. Obtenido de <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840500215303>
- Dolton, P., y Silles, M. (2008). The effect of over-education on earnings in the graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 27(Issue. 2), 125-139.
- Dolton, P., y Vignoles, A. (2000). The incidence and effects of overeducation in the U.K. graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 19(Issue 2), 179-198.
- Duncan, G. J., y Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 75-86. Obtenido de [https://doi.org/10.1016/0272-7757\(81\)90028-5](https://doi.org/10.1016/0272-7757(81)90028-5)
- Eris, B. (2017). Determinants of education mismatch in Turkey: Evidence from household labor force surveys. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Vol. 39(2), 519-530.
- Flores, L., y Gómez, L. (2024). The impact of skill mismatch on unemployment, informality, and labour turnover. Obtenido de <https://investiga.banrep.gov.co/es/content/impact-skill-mismatch-unemployment-informality-and-labour-turnover>
- Freeman, R. (1976). *The overeducated American*. Academic Press.

- González, C. (2022). Sobreeducación y desajuste horizontal entre los universitarios españoles: un análisis por género. Universidad de Valladolid. Obtenido de <https://uvadoc.uva.es/bitstream/handle/10324/54507/TFG-N.%201780.pdf?sequence=1#:~:text=de%20trabajo%20se%20genera%20infraeducaci%C3%B3n>
- Green, F., y McIntosh, S. (2007). Is there a genuine under-utilization of skills amongst the over-qualified? *Applied Economics*, Vol. 39(4), 427-439.
- Guevara, G., y Del Pozo, D. (2020). Determination of the urban wage premium in Ecuador. *Regional Research*.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19(2), 131-147.
- Hauret, L., Martin, L., Lewandowski, P., Palczyńska, M., y Šalamon, N. (2023). Gender gaps in skills, task, and employment outcomes. *Untagged*.
- Heckman, J. (1979). Sample Slection Bias as a Specification Error. *Econometría*, Vol. 47, 153.
- Heijke, H., Meng, C., y Ris, C. (2003). Fitting to the job: the role of generic and vocational competencies in adjustment and performance. *Labour Economics*, Vol. 10(2), 215-229.
- INEC (2021). Diseño Muestral de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Instituto Nacional de Estadística y Censos, Ecuador.
- Iriondo, I. (2022). Determinantes e impacto en los salarios del desajuste educativo. *Educación XXI*, Vol. 25(1), 2019-249.
- Janovic, B. (1979). *Job Matching and the Theory of Turnover*. Bell Laboratories Inc. and Columbia University.
- Khoiruddin, M., Muara, A., Suman, A., Prasetyia, F., y Susilo, S. (2024). Exploring Determinants of Education-Job Mismatch Among Educated Workers in Indonesia. *Journal Ekonomi Pembangunan*, Vol. 25 (2), 263-281.
- Leuven, E., y Oosterbeek, H. (2011). Overeducation and Mismatch in the Labor Market. *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 4, 283-326.
- Mateos, L., Murillo, I., Salinas, M., y Salinas, J. (2014). Wage effects of cognitive skills and educational mismatch in ten European countries. *Universidad de Extremadura*.
- McGuinness. (2006). Overeducation in the Labour Market. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 20(3), 387-417.
- McGuinness, S., Pouliakas, K., y Redmond, P. (2017). How useful is the concept of skills mismatch? *IZA Institute of Labor Economics*.
- Mincer, J. (1974). Experience and Earnings. *Schooling*.
- Montt, G. (2017). Field-of-study mismatch and overqualification: labour market correlates and their wage penalty. *Journal of Labor Economics*. Obtenido de <https://izajole.springeropen.com/articles/10.1186/s40172-016-0052-x#:~:text=Hartog%20,characteristics%20of%20the%20job%20that>
- Neffke, F., Nedelkoska, L., y Wiederhold, S. (2024). Skill mismatch and the costs of job displacement. Obtenido de <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0048733323002172>
- OIT. (2012). International Standard Classification of Occupations: ISCO-08 structure, index correspondence with ISCO-88. Geneva: ILO. Obtenido de <https://ilostat.ilo.org/methods/concepts-and-definitions/classification-occupation/>
- OIT. (2018). Guidelines for measuring education and skills mismatch. Geneva: ILO. Obtenido de <https://www.ilo.org/skills-mismatches>
- OIT. (2018). Skills and jobs mismatch in low- and middle-income countries. Geneva: ILO. Obtenido de <https://www.ilo.org/publications/major-publications/skills-and-jobs-mismatches-low-and-middle-income-countries>
- OIT. (2025). Indicadores de Educación y Desajuste (base de datos EMI). Obtenido de Organización Internacional del Trabajo: <https://ilostat.ilo.org/es/methods/concepts-and-definitions/description-education-and-mismatch-indicators/>

- Pellizzari, M., y Fichen, A. (2017). A new measure of skill mismatch: theory and evidence from PIAAC. IZA Journal of Labor Economics.
- Quintini, G. (2011). Over-Qualified or Under-Skilled: A Review of Existing Literature. (O. Social, Ed.) Employment and Migration Working Papers, No. 21, 1-47.
- Ramos, M. A. (2022). Desajuste educativo: sobreeducación e infraeducación profesional y su impacto en los salarios de los jóvenes en México. El Colegio de la Frontera Norte.
- Rathelot, R., Van Rens, T., y Chan, S.-Y. (2023). Better understanding of skills mismatch is essential to finding effective policy options. Obtenido de <https://wol.iza.org/articles/rethinking-the-skills-gap/long>
- Robst, J. (2007). Education and job match: the relatedness of college major and work. Economics of Education, Vol. 26(4), 397-407.
- Roy. (1951). Roy Model. Springer.
- Rubli, A. (2012). La importancia de corregir por sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México. Ensayos Revista de Economía, 31(2), 1-36.
- Sánchez-Sánchez, N., y Fernández, A. (2014). Desajuste educacional y de competencias: efectos diferenciales sobre la satisfacción laboral. Un estudio aplicado al mercado de trabajo español. Estudios de Economía, University of Chile, Department of Economics, 261-281.
- Sattinger, M. (1993). Assignment Models of the Distribution of Earnings. J. Econ. Lit, 31(2), 831-880.
- Senarath, S., y Patabendige, S. (2014). Job-Education Mismatch Among the Graduates: A Sri Lankan Perspective. Ruhuna Journal of Management and Finance, Vol 1(2), 1-16.
- Sierra, E., y Villarraga, A. (2024). Efectos del Desajuste Educativo sobre los Salarios de los Jóvenes de 18 a 28 años: Análisis en Países de la Comunidad Andina. Cuadernos de Economía, Vol. 43(91), 297-326.
- Sitorus, F., y Wicaksono, P. (2020). The determinant of educational mismatch and its correlation to wages. Journal Ekonomi Pembangunan, Vol. 18(2), 163-176.
- Sloane, D., Battu, H., y Seaman, P. (1996). Overeducation and the Formal Education Experience and Training Trade-off. Applied Economics (31), 1437-1453.
- Somers, M., Cabus, S., Groot, W., y Maassen Van Den Brink, H. (2018). Horizontal mismatch between employment and field of education: Evidence from a systematic literature review. Obtenido de The Economic Surveys: <https://doi/10.1111/joes.12271>
- Spence, M. (1973). Job market signaling. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 87, 355-374.
- Stoevska, V. (2018). Measuring employment and unemployment according to the ILO standards. International Labour Organization.
- Thurow, L. (1975). Generating Inequality. Basic Books.
- Verdugo, R. R., y Verdugo, N. T. (1989). The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings. The Journal of Human Resources, 629-643. Obtenido de <https://www.jstor.org/stable/145998>
- Verhaest, D., y Van del Velden, R. (2010). Cross-country differences in graduate overeducation and its persistence. ROA Research Memorandum.
- Wen, L., y Maani, S. (2023). Earnings Penalty of Educational Mismatch: A Comparison of Alternative Methods of Assessing Over-Education. IZA - Institute of Labor Economics, 1-38.

8 Anexos

Anexo 1 Resultados de la regresión de Mincer de Desajuste Educativo¹⁹

variable	indicador	Desajuste educativo normativo	Desajuste educativo estadístico
desajuste normativo base: sin desajuste	sobreeducado	-0.00867 (0.00841)	- -
	subeducado	-0.00230 (0.00824)	- -
	sobreeducado	-	0.0617*** (0.00655)
	subeducado	-	-0.0134* (0.00708)
area base: urbano	rural	0.0900*** (0.00697)	0.0929*** (0.00699)
sexo base: hombre	mujer	-0.354*** (0.00542)	-0.352*** (0.00543)
etnia base: mestizo	afro	-0.0486*** (0.00978)	-0.0492*** (0.00979)
	blanco	0.0366** (0.0185)	0.0356* (0.0184)
	indígena	-0.0406*** (0.0101)	-0.0431*** (0.0101)
	montubio	-0.0598*** (0.0119)	-0.0609*** (0.0119)
	otro	0.280*** (0.107)	0.278*** (0.106)
grupo edad base: 30-44	15-17	-0.410*** (0.0343)	-0.416*** (0.0343)
	18-29	-0.124*** (0.00628)	-0.124*** (0.00626)
	45-64	-0.0633*** (0.00510)	-0.0649*** (0.00510)
	>65	-0.370*** (0.0109)	-0.375*** (0.0109)
Años escolaridad	escolaridad	0.0302*** (0.00119)	0.0247*** (0.00112)
Años trabajo	experiencia	0.0325*** (0.000514)	0.0325*** (0.000514)
	experiencia ²	-0.000578*** (1.07e-05)	-0.000576*** (1.07e-05)
	mills ^a	-0.506*** (0.0156)	-0.515*** (0.0156)
	constante	5.534*** (0.0187)	5.569*** (0.0198)
	Observations	979,560	979,560
	R-squared	0.305	0.305
	Pseudo R2	355787	356088

^a sesgo de selección

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

¹⁹ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el cargo ocupacional, rama de actividad, tamaño de la empresa, provincia de residencia y año de análisis.

Anexo 2 Resultados de la regresión de Mincer de Desajuste de Habilidades²⁰

variable	indicador	Desajuste de habilidad normativo	Desajuste de habilidad estadístico
desajuste normativo base: sin desajuste	sobrecalificado	0.0684*** (0.00806)	- -
	subcalificado	-0.131*** (0.0109)	- -
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobrecalificado	- -	0.0438*** (0.00888)
	subcalificado	- -	-0.159*** (0.0106)
area base: urbano	rural	0.0888*** (0.00698)	0.0884*** (0.00699)
sexo base: hombre	mujer	-0.355*** (0.00542)	-0.355*** (0.00542)
etnia base: mestizo	afro	-0.0472*** (0.00976)	-0.0473*** (0.00976)
	blanco	0.0352* (0.0185)	0.0348* (0.0185)
	indígena	-0.0336*** (0.00999)	-0.0318*** (0.00999)
	montubio	-0.0607*** (0.0119)	-0.0601*** (0.0119)
	otro	0.282*** (0.107)	0.280*** (0.107)
grupo edad base: 30-44	15-17	-0.415*** (0.0343)	-0.414*** (0.0343)
	18-29	-0.118*** (0.00629)	-0.119*** (0.00630)
	45-64	-0.0643*** (0.00509)	-0.0645*** (0.00509)
	>65	-0.373*** (0.0109)	-0.372*** (0.0109)
Años escolaridad	escolaridad	0.0234*** (0.000823)	0.0238*** (0.000843)
Años trabajo	experiencia	0.0322*** (0.000515)	0.0321*** (0.000515)
	experiencia ²	-0.000571*** (1.07e-05)	-0.000568*** (1.07e-05)
rama actividad base: agricultura	comercio	0.267*** (0.0149)	0.266*** (0.0149)
	construcción	0.256*** (0.0162)	0.256*** (0.0162)
	manufactura	0.178*** (0.0159)	0.177*** (0.0158)
	minas	0.427*** (0.0341)	0.427*** (0.0343)
	servicios	0.284*** (0.0142)	0.284*** (0.0142)
	administrativos	1.122*** (0.0169)	1.075*** (0.0138)
	agricultores	0.640*** (0.0154)	0.574*** (0.0110)
	artesanos	0.506*** (0.0120)	0.509*** (0.0118)
	mills ^a	-0.506*** (0.0156)	-0.505*** (0.0156)
constante		5.530*** (0.0187)	5.591*** (0.0182)
Observations		979,560	979,560
R-squared		0.305	0.305
Pseudo R2		356634	356648

^a sesgo de selección

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²⁰ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el tamaño de la empresa, grupo ocupacional y año de análisis.

Anexo 3 Resultados de la regresión de Mincer de Desajuste Educativo por cargo ocupacional²¹

variable	indicador	administrativos	agricultores	artesanos	directivos	elementales	operarios	profesionales	técnicos	vendedores
Desajuste educativo normativo										
desajuste normativo base: sin desajuste	sobreeducado	-	-	0.210***	0.0163	0.0394**	0.0293	0.00641	-0.0653**	-0.032
		-	-	-0.0274	-0.0302	-0.0161	-0.0338	-0.0277	-0.0257	-0.02
	subeducado	0.121***	0.0164	-0.0677***	0.173***	0.175***	0.0709***	0.0770***	0.0123	-0.130***
		-0.0321	-0.025	-0.0193	-0.0543	-0.0201	-0.0172	-0.0222	-0.0251	-0.0447
Años escolaridad	escolaridad	0.0712***	0.133***	0.0511***	0.0453***	0.0443***	0.0262***	0.0325***	0.0234***	0.0205***
		-0.0052	-0.00402	-0.00389	-0.00638	-0.00284	-0.00224	-0.00352	-0.00377	-0.003
Años trabajo	experiencia	0.0152***	0.0339***	0.0458***	0.0607***	0.0528***	0.0170***	0.0345***	0.0332***	0.0344***
		-0.00295	-0.00215	-0.00236	-0.0035	-0.00125	-0.00118	-0.00195	-0.00154	-0.00134
	experiencia ²	-0.000168*	-0.000688***	-0.00105***	-0.00147***	-0.000923***	-0.000288***	-0.000665***	-0.000662***	-0.000658***
		-9.28E-05	-6.79E-05	-7.33E-05	-0.000103	-3.26E-05	-1.90E-05	-4.10E-05	-3.93E-05	-3.10E-05
	mills ^a	-0.235***	-0.283***	-0.469***	-0.352***	-0.405***	-0.567***	-0.624***	-0.520***	-0.503***
		-0.0767	-0.0432	-0.0515	-0.0793	-0.0306	-0.0295	-0.0649	-0.0631	-0.0361
	constante	6.255***	4.093***	5.634***	5.470***	5.774***	5.692***	5.879***	5.959***	5.526***
		-0.108	-0.163	-0.0932	-0.0964	-0.06	-0.0379	-0.128	-0.0774	-0.0375
	R-squared	0.13	0.275	0.206	0.161	0.207	0.232	0.187	0.139	0.144
	Pseudo R2	2729	35161	15061	6950	49720	45737	26208	11450	23977
Desajuste educativo estadístico										
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobreeducado	0.234***	0.0206	0.210***	0.0263	0.0856***	-0.0641***	0.0252	-0.0927***	-0.0398*
		-0.027	-0.0173	-0.0274	-0.0292	-0.0157	-0.0187	-0.0265	-0.0254	-0.0216
	subeducado	-0.0801***	0.00235	-0.0677***	0.0163	0.0454**	-0.0253	0.0531**	0.0528**	0.0364
		-0.0276	-0.0285	-0.0193	-0.0376	-0.0211	-0.025	-0.0246	-0.0231	-0.0224
Años escolaridad	escolaridad	0.0291***	0.129***	0.0511***	0.0390***	0.0306***	0.0252***	0.0300***	0.0307***	0.0253***
		-0.00551	-0.00614	-0.00389	-0.00569	-0.00324	-0.00265	-0.00415	-0.00391	-0.0032
Años trabajo	experiencia	0.0163***	0.0338***	0.0458***	0.0608***	0.0529***	0.0169***	0.0343***	0.0331***	0.0347***
		-0.00294	-0.00215	-0.00236	-0.00352	-0.00125	-0.00118	-0.00195	-0.00154	-0.00134
	experiencia ²	-0.000197**	-0.000686***	-0.00105***	-0.00147***	-0.000923***	-0.000286***	-0.000661***	-0.000660***	-0.000666***
		-9.23E-05	-6.79E-05	-7.33E-05	-0.000103	-3.25E-05	-1.89E-05	-4.11E-05	-3.93E-05	-3.09E-05
	mills ^a	-0.237***	-0.286***	-0.469***	-0.360***	-0.409***	-0.566***	-0.629***	-0.517***	-0.507***
		-0.0762	-0.0433	-0.0515	-0.0795	-0.0305	-0.0295	-0.0654	-0.0621	-0.0365
	constante	6.950***	4.166***	5.634***	5.565***	5.953***	5.771***	5.905***	5.866***	5.481***
		-0.113	-0.18	-0.0932	-0.0875	-0.0646	-0.0321	-0.133	-0.0752	-0.0396
	R-squared	0.136	0.275	0.206	0.16	0.206	0.232	0.187	0.14	0.143
	Pseudo R2	2868	35165	15061	6916	49490	45738	26189	11478	23916
	Observations	19,547	109,335	65,371	39,616	214,849	173,175	126,630	76,248	154,789

^a sesgo de selección

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²¹ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el área y provincia de residencia, sexo, etnia, grupo de edad, rama de actividad, tamaño de la empresa y año de análisis.

Anexo 4 Resultados de la regresión de Mincer de Desajuste de Habilidades por cargo ocupacional²²

variable	indicador	administrativos	agricultores	artesanos	directivos	elementales	operarios	profesionales	técnicos	vendedores
Desajuste de habilidad normativo										
desajuste normativo base: sin desajuste	sobrecalificado	-	-	0.0802***	0.0434	0.102***	0.0667**	0.0450*	-0.0656***	0.0784
		-	-	-0.0207	-0.0276	-0.0146	-0.0314	-0.0258	-0.0239	-0.0742
	subcalificado	0.121***	0.0164	0.0670***	0.439***	-0.0122	-0.0621***	-0.0428	-0.195***	-0.0698
		-0.0321	-0.025	-0.0248	-0.113	-0.0392	-0.0234	-0.0499	-0.0746	-0.0881
Años escolaridad	escolaridad	0.0712***	0.133***	0.0629***	0.0356***	0.0248***	0.0172***	0.0225***	0.0217***	0.0171***
		-0.0052	-0.00402	-0.00439	-0.00462	-0.00186	-0.00189	-0.00264	-0.00205	-0.00178
Años trabajo	experiencia	0.0152***	0.0339***	0.0459***	0.0607***	0.0529***	0.0172***	0.0344***	0.0331***	0.0345***
		-0.00295	-0.00215	-0.00238	-0.00351	-0.00125	-0.00117	-0.00194	-0.00154	-0.00134
	experiencia ²	-0.000168*	-0.000688***	-0.00104***	-0.00146***	-0.000925***	-0.000289***	-0.000664***	-0.000660***	-0.000659***
		-9.28E-05	-6.79E-05	-7.40E-05	-0.000103	-3.26E-05	-1.89E-05	-4.09E-05	-3.93E-05	-3.10E-05
	mills ^a	-0.235***	-0.283***	-0.460***	-0.368***	-0.413***	-0.571***	-0.632***	-0.518***	-0.503***
		-0.0767	-0.0432	-0.0516	-0.0789	-0.0307	-0.0295	-0.0649	-0.0621	-0.0361
	constante	6.255***	4.093***	5.372***	5.602***	6.034***	5.813***	6.008***	5.986***	5.462***
		-0.108	-0.163	-0.0947	-0.0729	-0.0526	-0.0315	-0.127	-0.0588	-0.0813
	R-squared	0.13	0.275	0.205	0.16	0.206	0.232	0.187	0.14	0.143
	Pseudo R2	2729	35161	14991	6929	49472	45715	26174	11486	23969
Desajuste de habilidad estadístico										
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobrecalificado	-0.0223	0.0164	-0.0609***	0.439***	-0.0122	-0.0621***	-0.0428	-0.195***	-0.132***
		-0.0273	-0.025	-0.0192	-0.113	-0.0392	-0.0234	-0.0499	-0.0746	-0.044
	subcalificado	-	-	-	0.0434	0.102***	0.0667**	0.0450*	-0.0656***	-0.0586**
		-	-	-	-0.0276	-0.0146	-0.0314	-0.0258	-0.0239	-0.029
Años escolaridad	escolaridad	0.0533***	0.133***	0.0563***	0.0356***	0.0248***	0.0172***	0.0225***	0.0217***	0.0190***
		-0.00482	-0.00402	-0.00369	-0.00462	-0.00186	-0.00189	-0.00264	-0.00205	-0.0018
Años trabajo	experiencia	0.0156***	0.0339***	0.0459***	0.0607***	0.0529***	0.0172***	0.0344***	0.0331***	0.0345***
		-0.00295	-0.00215	-0.00237	-0.00351	-0.00125	-0.00117	-0.00194	-0.00154	-0.00134
	experiencia ²	-0.000179*	-0.000688***	-0.00105***	-0.00146***	-0.000925***	-0.000289***	-0.000664***	-0.000660***	-0.000658***
		-9.24E-05	-6.79E-05	-7.37E-05	-0.000103	-3.26E-05	-1.89E-05	-4.09E-05	-3.93E-05	-3.10E-05
	mills ^a	-0.246***	-0.283***	-0.467***	-0.368***	-0.413***	-0.571***	-0.632***	-0.518***	-0.501***
		-0.0768	-0.0432	-0.0516	-0.0789	-0.0307	-0.0295	-0.0649	-0.0621	-0.0362
	constante	6.575***	4.093***	5.563***	5.602***	6.034***	5.813***	6.008***	5.986***	5.526***
		-0.104	-0.163	-0.0913	-0.0729	-0.0526	-0.0315	-0.127	-0.0588	-0.0353
	R-squared	0.129	0.275	0.205	0.16	0.206	0.232	0.187	0.14	0.144
	Pseudo R2	2700	35161	14971	6929	49472	45715	26174	11486	23986
	Observations	19,547	109,335	65,371	39,616	214,849	173,175	126,630	76,248	154,789

^a sesgo de selección

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²² Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el área y provincia de residencia, sexo, etnia, grupo de edad, rama de actividad, tamaño de la empresa y año de análisis.

Anexo 5 Resultados de la regresión de Heckman de Desajuste Educativo por cargo ocupacional²³

variable	indicador	administrativos	agricultores	artesanos	directivos	elementales	operarios	profesionales	técnicos	vendedores
Desajuste educativo normativo										
desajuste normativo base: sin desajuste	sobreeducado	-	-	0.216***	0.00694	0.0683***	0.0654**	0.0146	-0.0649***	0.00557
		-	-	-0.0282	-0.0278	-0.0143	-0.0331	-0.0257	-0.0251	-0.0156
	subeducado	-	-	-0.0615***	0.164***	0.167***	0.0780***	0.0913***	0.0213	-0.0526
		-	-	-0.0181	-0.0513	-0.0175	-0.0163	-0.0211	-0.0241	-0.0354
Años escolaridad	escolaridad	0.0712*** -0.0052	0.134*** -0.00401	0.0532*** -0.00361	0.0482*** -0.00591	0.0465*** -0.00242	0.0288*** -0.00215	0.0350*** -0.00328	0.0239*** -0.00363	0.0218*** -0.00232
Años trabajo	experiencia	0.0156** -0.00293	0.0328** -0.002	0.0443*** -0.00216	0.0545*** -0.00301	0.0470** -0.00113	0.0185*** -0.0011	0.0349** -0.00182	0.0333*** -0.00149	0.0228** -0.00115
	experiencia ²	-0.000181** -9.21E-05	-0.000650*** -6.19E-05	-0.000980*** -6.53E-05	-0.00121*** -8.89E-05	-0.000752*** -3.07E-05	-0.000319*** -1.74E-05	-0.000670*** -3.78E-05	-0.000655*** -3.79E-05	-0.000379*** -2.75E-05
	athrho ^b	0.00178 -0.0322	-1.542*** -0.034	-1.540*** -0.0363	-1.881*** -0.0486	-1.691*** -0.0179	-1.354*** -0.0229	-1.664*** -0.041	-1.546*** -0.0453	-1.697*** -0.0282
	insigma ^c	-0.284*** -0.0297	-0.0370*** -0.0137	0.0101 -0.0155	-0.00537 -0.0228	0.212*** -0.0071	0.175*** -0.0063	0.103*** -0.0122	-0.150*** -0.0157	0.220*** -0.0097
	constante	6.246*** -0.108	4.143*** -0.142	5.634*** -0.0856	5.463*** -0.0897	5.839*** -0.0573	5.711*** -0.0362	5.849*** -0.126	5.963*** -0.0754	5.425*** -0.0307
Desajuste educativo estadístico										
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobreeducado	0.235*** -0.027	0.0464*** -0.0164	0.216*** -0.0282	0.00892 -0.0272	0.127*** -0.0141	-0.0749*** -0.018	0.0314 -0.0245	-0.0866*** -0.0247	0.000417 -0.0167
	subeducado	-0.0779*** -0.0276	-0.00295 -0.0277	-0.0615*** -0.0181	0.0461 -0.0334	0.0219 -0.0185	-0.018 -0.0245	0.0598*** -0.0232	0.0521** -0.0225	0.0115 -0.0178
	Años escolaridad	escolaridad	0.0289*** -0.00551	0.126*** -0.00575	0.0532*** -0.00361	0.0454*** -0.00518	0.0304*** -0.00288	0.0290*** -0.00262	0.0319*** -0.00388	0.0299*** -0.0038
Años trabajo	experiencia	0.0166*** -0.00292	0.0327*** -0.002	0.0443*** -0.00216	0.0547*** -0.00302	0.0471*** -0.00113	0.0183*** -0.00109	0.0347*** -0.00183	0.0332*** -0.00149	0.0229*** -0.00114
	experiencia ²	-0.000210** -9.15E-05	-0.000647*** -6.18E-05	-0.000980*** -6.53E-05	-0.00122*** -8.91E-05	-0.000752*** -3.06E-05	-0.000317*** -1.74E-05	-0.000666*** -3.80E-05	-0.000653*** -3.78E-05	-0.000383*** -2.72E-05
	athrho ^b	0.00427 -0.0296	-1.547*** -0.0342	-1.540*** -0.0363	-1.885*** -0.0489	-1.693*** -0.0179	-1.352*** -0.0229	-1.663*** -0.0407	-1.543*** -0.0451	-1.697*** -0.0282
	insigma ^c	-0.287*** -0.0298	-0.0370*** -0.0137	0.0101 -0.0155	-0.00493 -0.0228	0.212*** -0.00709	0.175*** -0.0063	0.103*** -0.0122	-0.151*** -0.0157	0.220*** -0.00972
	constante	6.945*** -0.113	4.294*** -0.157	5.634*** -0.0856	5.509*** -0.0798	6.049*** -0.0633	5.789*** -0.031	5.883*** -0.131	5.887*** -0.0746	5.402*** -0.0326
	Observations	20,324	112,000	67,556	41,602	250,545	183,081	129,039	77,283	253,410

^a variables auxiliares (Estado civil, edad, condición de estudio y condición de jefe de hogar)

^b correlación entre errores de las ecuaciones

^c varianza del error del modelo

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²³ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el área y provincia de residencia, sexo, etnia, grupo de edad, rama de actividad, tamaño de la empresa y año de análisis.

Anexo 6 Resultados de la regresión de Heckman de Desajuste de Habilidades por cargo ocupacional²⁴

variable	indicador	administrativos	agricultores	artesanos	directivos	elementales	operarios	profesionales	técnicos	vendedores
Desajuste de habilidad normativo										
desajuste normativo base: sin desajuste	sobrecalificado	-	-	0.0813***	0.0284	0.133***	0.0984***	0.0552**	-0.0599**	-0.0657
		-	-	-0.0192	-0.0258	-0.0128	-0.0312	-0.0241	-0.0233	-0.0901
	subcalificado	0.124***	0.0274	0.0905***	0.476***	0.0131	-0.0638***	-0.0653	-0.194***	-0.126
		-0.0321	-0.0244	-0.0232	-0.124	-0.0378	-0.0229	-0.0474	-0.0723	-0.0966
Años escolaridad	escolaridad	0.0712***	0.134***	0.0673***	0.0401***	0.0280***	0.0192***	0.0231***	0.0210***	0.0222***
		-0.0052	-0.00401	-0.00409	-0.00438	-0.00168	-0.0019	-0.00256	-0.00201	-0.00148
Años trabajo	experiencia	0.0156***	0.0328***	0.0442***	0.0546***	0.0472***	0.0186***	0.0348***	0.0331***	0.0228***
		-0.00293	-0.002	-0.00217	-0.00302	-0.00113	-0.00109	-0.00182	-0.00149	-0.00115
	experiencia ²	-0.000181**	-0.000650***	-0.000976***	-0.00121***	-0.000753***	-0.000321***	-0.000669***	-0.000653***	-0.000380***
		-9.21E-05	-6.19E-05	-6.55E-05	-8.90E-05	-3.06E-05	-1.74E-05	-3.77E-05	-3.79E-05	-2.74E-05
	athrho ^b	0.00178	-1.542***	-1.539***	-1.885***	-1.693***	-1.355***	-1.663***	-1.543***	-1.697***
		-0.0322	-0.034	-0.0363	-0.0488	-0.0179	-0.0229	-0.0407	-0.0452	-0.0282
	insigma ^c	-0.284***	-0.0370***	0.0106	-0.00502	0.212***	0.175***	0.103***	-0.151***	0.220***
		-0.0297	-0.0137	-0.0155	-0.0228	-0.00709	-0.0063	-0.0122	-0.0157	-0.0097
	constante	6.246***	4.143***	5.333***	5.575***	6.084***	5.842***	6.002***	6.004***	5.491***
		-0.108	-0.142	-0.0873	-0.0684	-0.0547	-0.0305	-0.127	-0.059	-0.094
Desajuste de habilidad estadístico										
desajuste estadístico base: sin desajuste	sobrecalificado	-0.0196	0.0274	-0.0543***	0.476***	0.0131	-0.0638***	-0.0653	-0.194***	-0.0459
		-0.0273	-0.0244	-0.018	-0.124	-0.0378	-0.0229	-0.0474	-0.0723	-0.0349
	subcalificado	-	-	-	0.0284	0.133***	0.0984***	0.0552**	-0.0599**	-0.0216
		-	-	-	-0.0258	-0.0128	-0.0312	-0.0241	-0.0233	-0.0221
Años escolaridad	escolaridad	0.0532***	0.134***	0.0586***	0.0401***	0.0280***	0.0192***	0.0231***	0.0210***	0.0230***
		-0.00482	-0.00401	-0.00344	-0.00438	-0.00168	-0.0019	-0.00256	-0.00201	-0.00157
Años trabajo	experiencia	0.0160***	0.0328***	0.0442***	0.0546***	0.0472***	0.0186***	0.0348***	0.0331***	0.0228***
		-0.00293	-0.002	-0.00216	-0.00302	-0.00113	-0.00109	-0.00182	-0.00149	-0.00115
	experiencia ²	-0.000193**	-0.000650***	-0.000980***	-0.00121***	-0.000753***	-0.000321***	-0.000669***	-0.000653***	-0.000379***
		-9.16E-05	-6.19E-05	-6.53E-05	-8.90E-05	-3.06E-05	-1.74E-05	-3.77E-05	-3.79E-05	-2.74E-05
	athrho ^b	0.00342	-1.542***	-1.537***	-1.885***	-1.693***	-1.355***	-1.663***	-1.543***	-1.696***
		-0.0307	-0.034	-0.0362	-0.0488	-0.0179	-0.0229	-0.0407	-0.0452	-0.0282
	insigma ^c	-0.283***	-0.0370***	0.0108	-0.00502	0.212***	0.175***	0.103***	-0.151***	0.220***
		-0.0295	-0.0137	-0.0155	-0.0228	-0.00709	-0.0063	-0.0122	-0.0157	-0.0097
	constante	6.568***	4.143***	5.559***	5.575***	6.084***	5.842***	6.002***	6.004***	5.418***
		-0.104	-0.142	-0.0838	-0.0684	-0.0547	-0.0305	-0.127	-0.059	-0.0297
	Observations	20,324	112,000	67,556	41,602	250,545	183,081	129,039	77,283	253,410

^a variables auxiliares (Estado civil, edad, condición de estudio y condición de jefe de hogar)

^b correlación entre errores de las ecuaciones

^c varianza del error del modelo

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²⁴ Además de las variables presentadas, el modelo utiliza como covariables el área y provincia de residencia, sexo, etnia, grupo de edad, rama de actividad, tamaño de la empresa y año de análisis.



@ecuadorencifras



@ecuadorencifras



@InecEcuador



t.me/equadorencifras



INEC/Ecuador



INECEcuador

Administración Central (Quito)
Juan Larrea N15-36 y José Riofrio,
Teléfonos: (02) 2544 326 - 2544 561 Fax: (02) 2509 836
Código postal: 170410
correo-e: inec@inec.gob.ec

www.ecuadorencifras.gob.ec