

Más profesionales en ciencia, ingeniería y tecnología, más movilidad intergeneracional de ingresos en Latinoamérica

Susana HERRERO-OLARTE
olartesusana@hotmail.com
Universidad de Las Américas
Quito (Ecuador)

More professionals in science, engineering and technology, more intergenerational income mobility in Latin America

Resumen/Abstract

- 1. Introducción**
- 2. Marco teórico**
- 3. Análisis de los datos y metodología**
- 4. Resultados**
- 5. Conclusiones**
- 6. Agradecimientos**
- 7. Bibliografía**
- 8. Anexos**

Anexo 1. Clasificación de países por movilidad intergeneracional de ingresos (MII)

Anexo 2. Pruebas del nivel de predicción del modelo

Anexo 3. Resultados del modelo *probit* ordenado

Más profesionales en ciencia, ingeniería y tecnología, más movilidad intergeneracional de ingresos en Latinoamérica

Susana HERRERO-OLARTE
olartesusana@hotmail.com
Universidad de Las Américas
Quito (Ecuador)

More professionals in science, engineering and technology, more intergenerational income mobility in Latin America

Citar como/cite as:

Herrero-Olarte S (2024). Más profesionales en ciencia, ingeniería y tecnología, más movilidad intergeneracional de ingresos en Latinoamérica. *Iberoamerican Journal of Development Studies* 13(1):6-25.

DOI: 10.26754/ojs_ried/ijds.785

Resumen

La movilidad intergeneracional de ingresos (MII) es la capacidad para cambiar de clase social, independientemente de la clase social de origen. Si bien en Latinoamérica la MII es especialmente baja, una nueva clase creativa ha logrado llegar a los deciles más altos en la región sin necesariamente pertenecer a la clase dominante. Dado que los creativos en ciencia, ingeniería y tecnología (CIT) están especialmente bien remunerados y hay un exceso de demanda desde el mercado laboral, planteamos como hipótesis que el aumento de profesionales en CIT aumentaría la MII en Latinoamérica. La metodología aplicada tiene dos pasos: primero, clasificamos 72 países del mundo en 3 grupos según su MII —7 son latinoamericanos—; segundo, estimamos un *probit* ordenado para saber si las publicaciones en CIT (como un *proxy* de los profesionales de estas carreras) incide en la probabilidad de que los países latinoamericanos considerados pasen de un grupo a otro. Los resultados confirman la hipótesis.

Palabras clave: movilidad intergeneracional de ingresos, clase creativa, carreras de CIT, desajuste de habilidades.

Códigos JEL: J01, J21, J23, J24, J31.

Abstract

Intergenerational income mobility (IIM) is the ability to change social class regardless of social class of origin. While in Latin America the IIM is especially low, a new creative class has managed to reach the highest deciles in the region, without necessarily belonging to the ruling class. Given that creatives in Science, Engineering and Technology (SET) are especially well paid and there is an excess of demand from the labor market, we hypothesized that the increase in professionals in SET would increase IIM in Latin America. The methodology applied has two steps: first, we classified 72 countries in the world into 3 groups according to their IIM —7 are Latin American—; second, we estimate an ordered probit to know if the publications in SET (as a proxy of the professionals of these careers) affect the probability that the Latin American countries considered pass from one group to another. The results confirm the hypothesis.

Keywords: intergenerational income mobility, creative class, science careers, skills mismatch.

JEL codes: J01, J21, J23, J24, J31.

1 Introducción

La movilidad intergeneracional de ingresos (MII) es una medida de movilidad social con la que se evalúa la posibilidad de que una persona pueda estar en un decil de ingresos distinto al de sus padres. La MII ha sido tradicionalmente baja en Latinoamérica. Mientras que en los deciles más bajos conviven quienes heredan la condición de pobreza crónica, los deciles más altos están ocupados por una clase dominante que debe su privilegio a su familia de origen. La economía de mercado ha permitido, no obstante, abrir el espacio para que un nuevo grupo social, la clase creativa, esté entre los profesionales con los mejores ingresos de la región.

La clase creativa es aquella capaz de generar nuevos bienes y servicios o mejoras en los procesos que suponen un valor agregado en el mercado. El mercado laboral retribuye la aportación desde la creatividad con un mayor salario. Si bien pueden generarse desde varias disciplinas mejoras que supongan un mayor valor agregado en la economía, están especialmente bien valorados por el mercado los aportes desde las carreras de ciencia, ingeniería y tecnología (CIT).

En Latinoamérica, hay una carencia de profesionales en CIT como resultado del desajuste de habilidades en la educación superior. En los últimos años, se ha producido un exceso de profesionales en determinadas áreas y una demanda insatisfecha cada vez mayor en las carreras de CIT.

Dados los bajos niveles de MII en Latinoamérica, la capacidad de las carreras en CIT de aumentar los ingresos de quienes las estudian en la región y la demanda insatisfecha de profesionales en esta área, la hipótesis que se plantea es que el aumento de profesionales en CIT aumenta la MII en Latinoamérica. Los resultados alcanzados permiten confirmar la hipótesis.

El documento sigue a continuación con un epígrafe de marco teórico en el que se analiza la relación entre la desigualdad y la movilidad social en Latinoamérica, el papel de la clase creativa como motor de la economía, la demanda insatisfecha de profesionales en CIT como resultado del desajuste de habilidades en la región y la falta de interés en las carreras de CIT. En el apartado del análisis de los datos y la metodología, explicamos el origen y el tratamiento de los datos y el modelo seguido para confirmar o rechazar la hipótesis. En el epígrafe de resultados, se muestran los principales hallazgos. Acabamos el correspondiente análisis con la discusión y las conclusiones.

2 Marco teórico

La MII se utiliza como medida de movilidad social. Con ella se evalúa la capacidad para cambiar de clase social, independien-

temente de la clase social de origen. En Latinoamérica, la MII es especialmente baja. Blanden (2013) compila varios trabajos comparables en distintos países sobre la elasticidad de ingresos entre los padres y los hijos, mientras que Hertz *et al.* (2007) calculan la elasticidad de los años de escolaridad entre generaciones en 42 países. En ambos casos, la elasticidad se muestra más alta en los países latinoamericanos considerados; es decir, tienen una menor movilidad social. La elasticidad más baja se registra en los países nórdicos, con una mayor movilidad. Los países anglosajones y del sur de Europa presentan una movilidad comparada moderada.

Naran *et al.* (2018) realizan el análisis en 75 países y confirman que la MII no solo es más baja en Latinoamérica, sino que aumenta menos que en los países tradicionalmente industrializados. La movilidad es especialmente reducida en la región para llegar hasta la mitad alta de la tabla de ingresos.

En Latinoamérica, los deciles con mayores ingresos están ocupados por la clase dominante. La élite está formada por las dinastías que lideran los grupos empresariales del país, que suponen el 1 % de la población con más ingresos. Junto a ellos, están los profesionales reputados, familiares de esos mismos grupos empresariales, de los que son a su vez proveedores (Herrero-Olarte 2022). Convive con la clase dominante en los deciles más altos un nuevo grupo social llamado «clase creativa». Si bien la clase creativa no llega a tener los ingresos de las familias beneficiarias de los grandes grupos empresariales, sus ingresos pueden equipararse a los de los profesionales reputados.

La clase creativa es la que puede generar valor, el motor de la llamada «economía del conocimiento». Según la teoría del capital humano, el aumento de las habilidades de los trabajadores incrementa la productividad. Dado que el salario es el pago por la productividad, más creatividad generaría mayores salarios (Schultz 1961). En la medida en que la productividad permite estratificar a los trabajadores y clasificar su paga, en lo que se conoce como la «teoría de la cola del mercado laboral» (Doeringer y Piore 1985), las personas con la mayor creatividad serán las mejor remuneradas. En un contexto de flexibilidad creciente (Harvey 1998), llamado al cambio como lo único seguro (Bauman 2001), se premian las ideas que generen el cambio y que, además, permitan obtener beneficio. La capacidad para innovar se convierte en una fuente fundamental de ventaja competitiva (Florida 2014).

Si bien hay muchos espacios desde los que se puede dar la creatividad, la innovación desde las carreras de CIT es recompensada de manera directa por el mercado a través de las empresas. El desarrollo de nuevos productos y servicios o la mejora de los ya existentes y de sus procesos de producción a través de las innovaciones generan un aumento de las ventas o una reducción de los costes y, en consecuencia, un incremento en la cuenta de resultados tanto de las pequeñas empresas (Teece 2007) como de las grandes

(Veryzer 1998). Como resultado, el número de profesionales en CIT determina a nivel nacional la productividad a corto (Antonelli y Fassio 2016) y largo plazo (Pinto y Teixeira 2020). En Latinoamérica, el aumento del número de profesionales en CIT llega a influir más en el progreso de la región que el incremento de la cantidad de personas con educación superior en general (Villarán y Golup 2010, Dalle *et al.* 2019).

La región registra un tradicional déficit de profesionales en CIT. Entre 1990 y 2018, el acceso a la educación superior se incrementó en la región en 35 puntos, hasta llegar al 60 % (OECD 2022). Pese al aumento registrado, entre 2010 y 2015, la proporción de empresas que reportó una demanda insatisfecha de profesionales con educación superior aumentó en ocho puntos (Manpower 2015). Este fenómeno podría explicarse porque no habría aumentado lo suficiente la oferta disponible de profesionales con educación superior. No obstante, en el mismo período se produjo una caída significativa del retorno de la formación superior (Galiani *et al.* 2017). El trabajo de González-Velosa *et al.* (2015) concluye que, en determinados grupos sociales de Chile, seguir estudios de educación superior no garantizaba mejores ingresos. Lavado *et al.* (2015) confirmaban en Perú que 4 de cada 10 profesionales universitarios en 2012 estaban ocupando vacantes por debajo de su calificación.

La demanda insatisfecha de profesionales con altas capacidades aun después del extraordinario aumento de la oferta se explica desde la teoría del desajuste de habilidades. Según esta teoría, se estudian profesiones que el mercado laboral no requiere, pero no se estudian las que el mercado laboral necesita. Las carreras de CIT son las que no se estarían estudiando (Aedo y Walker 2012, Bassi *et al.* 2012), pese a que la necesidad es cada vez mayor. En 2019, la demanda de carreras en CIT era del 48 %, superior a la registrada durante los últimos cinco años (Page-Group 2022).

Como resultado del exceso de demanda sobre los trabajadores en CIT, estos cuentan con unas condiciones laborales preferenciales. La demanda de trabajo de CIT en Latinoamérica es un 70 % superior al resto de profesiones, y los ingresos por hora son un 80 % más altos (Zilberman y Ice 2021, González-Velosa y Peña 2019). Son ventajas ampliamente difundidas dentro y fuera de la región desde los medios de comunicación, pero todavía no se logra la respuesta esperada desde las universidades y la ciudadanía.

¿Por qué, si se sabe que las condiciones laborales son mucho mejores en el campo de las CIT, no hay suficientes estudiantes en el área? La oferta de carreras CIT desde la educación superior ha resultado insuficiente. La falta de carreras en CIT en la región responde a la falta de experiencia de la Academia en este tipo de carreras y a la falta de referentes o líderes en la región que impulsen el optar por una de estas carreras.

Desde la demanda, la falta de estudiantes en CIT obedece al bajo nivel con el que llegan los alumnos a la educación terciaria como resultado del esfuerzo realizado para generalizar el acceso a la secundaria en la región (Lustig 2018). Como resultado, las tasas de graduación en carreras de CIT no superaron en Argentina y Colombia el 30 % por los bajos niveles en matemáticas con los que llegaron a la universidad (Fiszbein *et al.* 2016).

La cantidad de estudiantes en CIT depende también de las condiciones psicosociales de los jóvenes susceptibles de estudiar este tipo de carreras. La influencia de las variables psicosociales a la hora de seleccionar una carrera de CIT se estudia, sobre todo, al analizar la brecha en la participación en las carreras de CIT de los latinoamericanos fuera de la región. Entre las variables que explican la baja participación de los latinos en las carreras de CIT, destacan los limitados resultados en la educación secundaria de los estudiantes latinos (Frehill *et al.* 2008), su necesidad o deseo de ingresos rápidos, la falta de referentes que tenían de profesionales en CIT en su contexto inmediato (Mein 2019), la baja educación de sus padres (Gándara y Contreras 2009), los estereotipos de género (Good *et al.* 2008), su autopercepción de incapacidad y su baja autoestima (Denner y Rivera 2011).

La baja autoestima como causa de la falta de estudiantes en CIT es objeto de estudio del trabajo en Estados Unidos de Nelson *et al.* (2019), quienes analizan las razones de lo que Chen y Soldner (2013) llamaron «desgaste en CIT». El «desgaste en CIT» se utiliza para explicar por qué un significativo número de personas que inicialmente se mostraban interesadas por las carreras de CIT no acababan inscribiéndose en carreras de ciencia y tecnología. Concluyeron que, entre las principales razones, destacaban el miedo al fracaso, el síndrome del impostor y la reducida percepción de autoeficacia.

En el trabajo de Vázquez Alonso y Manassero Mas (2015) en Argentina, Brasil, Colombia, España, México y Panamá sobre las razones para escoger carreras de CIT, se llama la atención sobre la autopercepción, los profesores que hayan tenido durante la secundaria en CIT y las referencias en los medios audiovisuales.

Con la llamada reiterada para aumentar el número de profesionales en CIT y lograr cubrir la demanda de la industria y el Estado como estrategia de desarrollo (Xue y Larson 2015), se persigue además el aumento de la participación de los grupos subrepresentados como estrategia de inclusión (Werner y Denner 2009). Las carreras de CIT permiten mejorar instantáneamente la calidad de vida de aquellos que las acaban porque aumentan sus ingresos de manera inmediata. Potencialmente, las profesiones de CIT benefician especialmente a los colectivos tradicionalmente excluidos de los deciles más altos no solo por el déficit de la demanda que presenta el mercado laboral, traducido en mejores condiciones laborales, sino por la capacidad de las carreras de CIT para evitar el nepotismo.

En este contexto, en la presente investigación, se plantea como hipótesis que el aumento de la cantidad de profesionales en carreras de CIT aumentaría la MII en Latinoamérica. En tal caso, los titulares de obligaciones contarían con una razón más para impulsar estrategias dirigidas a satisfacer la demanda insatisfecha del mercado laboral de profesionales en CIT.

3 Análisis de los datos y metodología

Para poder contestar la pregunta de investigación planteada, necesitamos relacionar el dato de la MII y el número de graduados en CIT.

La MII se obtuvo de las estimaciones realizadas en el Banco Mundial (2022a), en la base Global Database on Intergenerational Mobility (GDIM) de 72 países,¹ para las cohortes nacidas en 1960 y 1970, que son las que el Banco Mundial tiene disponibles. Los países latinoamericanos considerados fueron Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Panamá y Perú. Esta es una medida ampliamente utilizada en la bibliografía relacionada, considerando la limitación de datos longitudinales, especialmente para países de ingresos bajos y medios.

El procedimiento utilizado por el Banco Mundial sigue tres pasos. En primer lugar, se estima una ecuación de ingreso en función de determinadas características como la edad, el sexo, el área de residencia, la rama de actividad y la ocupación, entre otras, de una muestra más antigua, que es secundaria. Esta muestra debe ser representativa de la población actual de los padres. En segundo lugar, se utilizan los coeficientes estimados en el paso 1, para poder predecir los ingresos de los padres cuando eran jóvenes en la muestra principal. Esta es la muestra de la que se obtendrá la información de los hijos. Finalmente, se estima una regresión de los ingresos de los hijos en la edad de referencia, sobre los ingresos previstos de los padres a la edad de referencia y así, de esta manera, el Banco Mundial estima la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) para cada país.

Estas estimaciones fueron realizadas con encuestas de corte retrospectivo; es decir, incluyen información de los padres de los encuestados, independientemente de si viven con ellos o no, por lo que no se ven afectadas por el sesgo de coresidencia.² La EII toma valores entre 0 y 1 y, según el Banco Mundial, los resultados de estimarla muestran la correlación que existe entre los ingresos de los hijos y los de los padres: a medida que este valor se acerque a 1, implica que la movilidad del ingreso es baja, mientras que, si este valor está más cercano a 0, la MII es alta.

En la figura 1, se presentan los niveles de MII del ingreso para los países incluidos en el estudio. Los tonos más oscuros represen-

- 1 Economías en desarrollo consideradas son Albania, Benín, Bangladés, Bosnia y Herzegovina, Bielorrusia, Bolivia, Brasil, China, Colombia, Ecuador, Egipto, Ghana, Guinea, Guatemala, India, Jordania, Kazajistán, Kenia, Marruecos, Madagascar, Macedonia, Mali, Mongolia, Malawi, Malasia, Nigeria, Nepal, Pakistán, Panamá, Perú, Rumanía, Federación Rusa, Ruanda, Túnez, Tanzania, Uganda, Uzbekistán, Vietnam, Sudáfrica y Congo. Las economías de altos ingresos consideradas son Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Suiza, Chile, Chipre, República Checa, Alemania, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Reino Unido, Grecia, Croacia, Irlanda, Italia, Japón, Corea del Sur, Luxemburgo, Letonia, Países Bajos, Noruega, Nueva Zelanda, Portugal, Singapur, Eslovaquia, Eslovenia, Suecia, Taiwán y Estados Unidos.
- 2 Este problema se produce cuando se puede obtener información de los padres de la cohorte analizada únicamente cuando estos se encuentran viviendo en el mismo hogar en el momento de la encuesta. Esto podría sesgar las estimaciones, pues pueden existir características específicas de estos individuos que hagan que sigan viviendo con sus padres y, por tanto, condicionen su nivel de ingresos.

tan una mayor MII y los más claros, un menor valor. Los países de América Latina y de África cuentan con los niveles de movilidad más bajos.

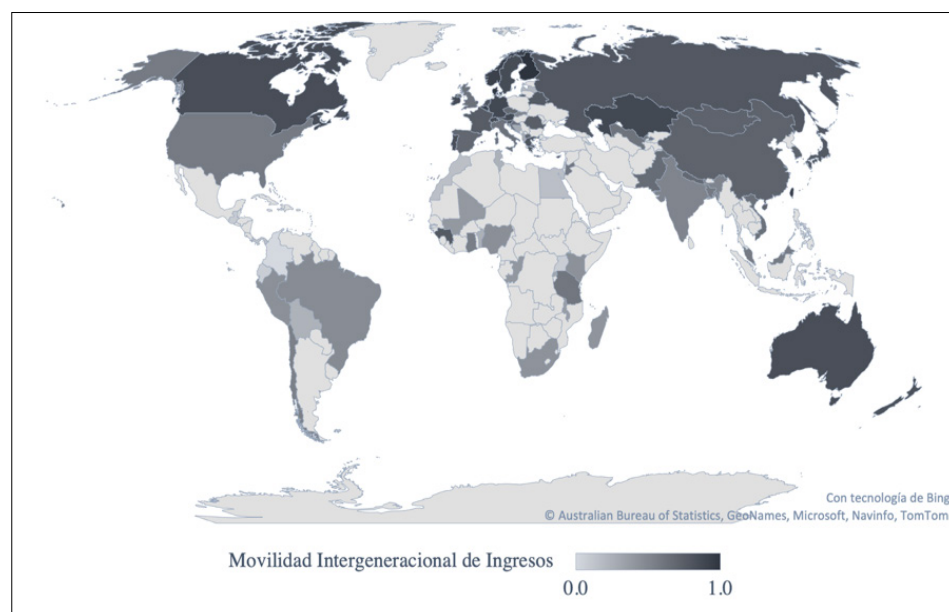


Figura 1
Mapa mundial de calor – movilidad intergeneracional de ingresos (MII)
Fuente: Banco Mundial (2022a).

Una vez tenemos la elasticidad de los ingresos, necesitamos contar con el número de graduados en CIT, que es la variable explicativa de interés. Existe una limitada cantidad de información histórica relacionada, especialmente para Latinoamérica. Por ello, se utiliza como variable *proxy* el número de publicaciones en Scopus³ a nivel de país en áreas CIT. El tradicional uso de la variable de publicaciones en Scopus como *proxy* en la bibliografía en general, y en este trabajo en particular, responde a la correlación positiva entre el interés por la investigación y la cantidad de personas que han estudiado carreras en CIT (Su *et al.* 2009).

Considerando que la edad promedio de la primera publicación científica de una persona está entre los veintiocho y los treinta y cinco años (Jensen *et al.* 2009), suponemos que el promedio de publicaciones en matemáticas, física y astronomía, ingeniería, CIT computacionales, ciencia de materiales, química, ingeniería química, CIT planetarias, bioquímica, genética y biología molecular, durante 1988 hasta 2004, y desde 1998 hasta 2014, es la *proxy* del número de estudiantes CIT en los países para las cohortes de 1960 y 1970, respectivamente. La información de los artículos en la base de datos Scopus se obtiene del *Scimago Journal & Country Rank (SJR)*. En la figura 2, se muestra un mapa mundial donde se presentan las publicaciones CIT en Scopus por países. África y Latinoamérica presentan los niveles más bajos de publicaciones Scopus.

3 Scopus es una base bibliográfica de artículos, libros, actas de congresos y documentos en prensa de todo el mundo. Los documentos que se recogen en Scopus se definen por su calidad y rigor, en tanto el método científico empleado.

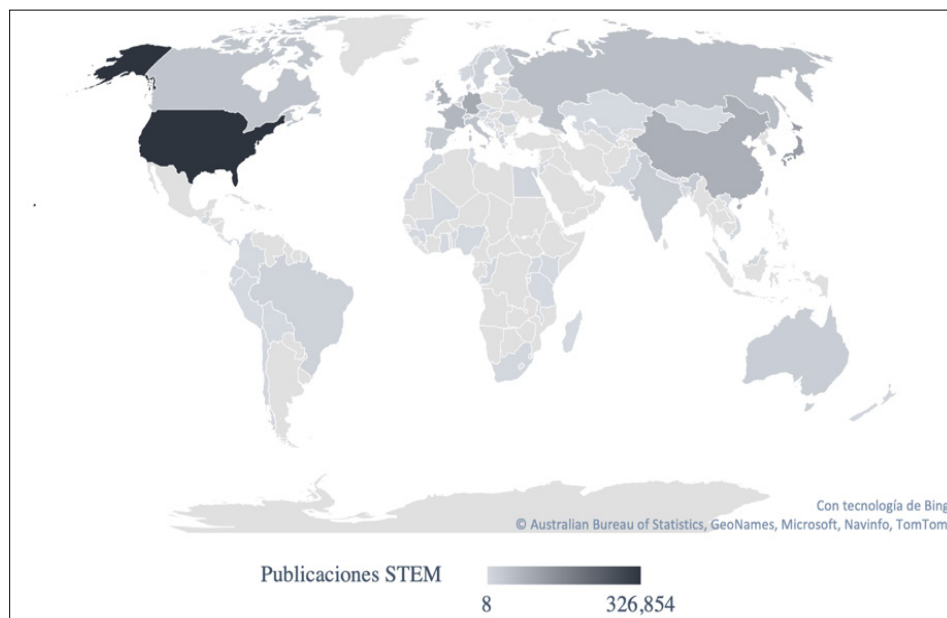


Figura 2

Mapa mundial de calor – publicaciones CIT en Scopus

Fuente: *Scimago Journal & Country Rank (SJR)* (2022).

Siguiendo a Lee y Lee (2020), las variables de control incluidas recogen un promedio de los diez años de cada cohorte, evaluadas cuando los individuos tenían quince. De acuerdo con la bibliografía relacionada, se seleccionaron el gasto público, la desigualdad de ingresos y las restricciones de crédito. El gasto público se esperaría tenga una relación positiva con la movilidad; la desigualdad de ingresos, una relación negativa, y las restricciones de crédito, también negativa (Corak 2013, Jiménez 2017, Lee y Lee 2020). Los datos se obtuvieron de la base de datos del Banco Mundial (2022b).

La metodología propuesta tiene dos etapas. En primer lugar, se realiza un análisis de conglomerados, con el fin de clasificar a los países según sus niveles de MII. El método de definir a un *cluster* se realiza a través de la implementación de un algoritmo de *k*-medias para los países incluidos en el estudio, de acuerdo con sus niveles de MII. En segundo lugar, se plantea la estimación de un modelo *probit* ordenado. Este último análisis va a permitir conocer si el hecho de que el número de publicaciones en Scopus de CIT (como un *proxy* de alumnos de estas carreras) incrementa incide en la probabilidad de que un determinado país pase de un nivel de MII bajo a uno medio o uno alto.

Para poder realizar el análisis de conglomerados, una vez realizado el algoritmo de *k*-medias, se clasifican los distintos países según sus niveles de MII. Para poder determinar el número óptimo de *clusters*, se utilizan dos métodos: (1) método Elbow (Aldenderfer y Blashfield 1984) y (2) método Silhouette (Rousseeuw 1987).

Con el método Elbow (WSS, por sus siglas en inglés), se busca minimizar la suma de cuadrados dentro del *cluster*, esto considerando que el objetivo principal del análisis de conglomerados es

definir *clusters* de tal forma que la variación dentro del *cluster* sea la mínima posible. Este método permite observar el WSS como una función del número de *clusters*. La regla de decisión implica que se debe escoger el número de *clusters* de tal forma que añadir un *cluster* adicional no mejore, de forma importante, el WSS.

Con el método Silhouette, se mide la calidad de la clasificación identificando qué tan adecuada es la ubicación de cada observación dentro de cada *cluster*, a partir del valor de una silueta.⁴ Un valor mayor de dicha silueta implica una buena agrupación de las observaciones. Con este método, por lo tanto, se calcula la silueta media de las observaciones para distintos números de *clusters*, siendo el óptimo aquel en el que se maximiza la silueta media de las observaciones.

Los resultados para los índices de MII se muestran en la figura 3. Según estos resultados, el número óptimo de *clusters* sería cuatro, pues no se logra identificar una mejora significativa del WSS al añadir el quinto *cluster*. En la figura 4, se muestran los resultados obtenidos. El pico muestra el número de *clusters* que maximiza la silueta media de las observaciones que, en este caso, es de dos.

4 Una silueta es un valor que mide qué tan similar es una variable a su propio conglomerado, en comparación con otros conglomerados (Rousseeuw 1987).

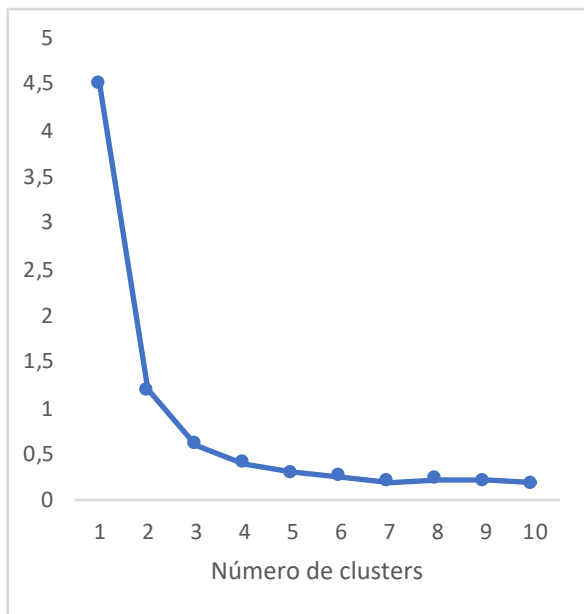


Figura 3
Método Elbow
Fuente: elaboración propia.



Figura 4
Método Silhouette
Fuente: elaboración propia.

Bajo los métodos de Elbow y Silhouette, se propone realizar dos o tres *clusters* y, para decidir el número óptimo, se utiliza el algoritmo *k*-medias, que viene dada por la ecuación 1. BSS^5 es la suma de los cuadrados entre los *clusters* y TSS^6 es la suma total de los cuadrados:

$$\text{Calidad } K - \text{Medias} = \frac{BSS}{TSS} \times 100 \quad (\text{Ecuación 1})$$

En este caso se espera que, a medida que el porcentaje obtenido sea mayor, la calidad de la clasificación será mejor, pues im-

5 Con la suma de los cuadrados entre las agrupaciones, se mide la variación entre todos los grupos. Para calcular $BCSS$, se encuentra la distancia euclidiana desde un centroide de *cluster* dado a todos los demás centroides de *cluster*. Luego, itera este proceso para todos los *clusters* y suma todos los valores (Edwards y Cavalli-Sforza 1965).

6 La suma total de los cuadrados se define como la suma de todas las diferencias al cuadrado entre las observaciones y su media general (Wooldridge 2008).

plicaría que el *WSS* (diferencias dentro de los *clusters*) sería menor. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla 1, en donde se observa que la calidad de la clasificación con tres *clusters* es mejor que la clasificación realizada con dos. Por tanto, la elección del número de *clusters* óptimos se encuentra basada en estos resultados.

Una última verificación para confirmar que el número de *clusters* seleccionado es el adecuado consiste en realizar un gráfico de silueta. Cuando el valor de la silueta es mayor a 0, se dice que las observaciones se encuentran clasificadas de forma correcta y, a medida que este coeficiente se acerque a uno, las observaciones están mejor clasificadas. Cuando este coeficiente es menor que cero, se entiende que una de las observaciones está clasificada en el grupo incorrecto. Finalmente, cuando en algún caso el coeficiente es igual a 0, las observaciones se encuentran entre dos *clusters*. Los resultados obtenidos se muestran en la figura 6. En este caso, se observa que todos los coeficientes son superiores a 0, con un valor promedio de 0,59.

Calidad <i>k</i> -medias	
Dos <i>clusters</i>	73,7 %
Tres <i>clusters</i>	88,2 %

Tabla 1
Resultados de la ecuación 1
Fuente: elaboración propia.

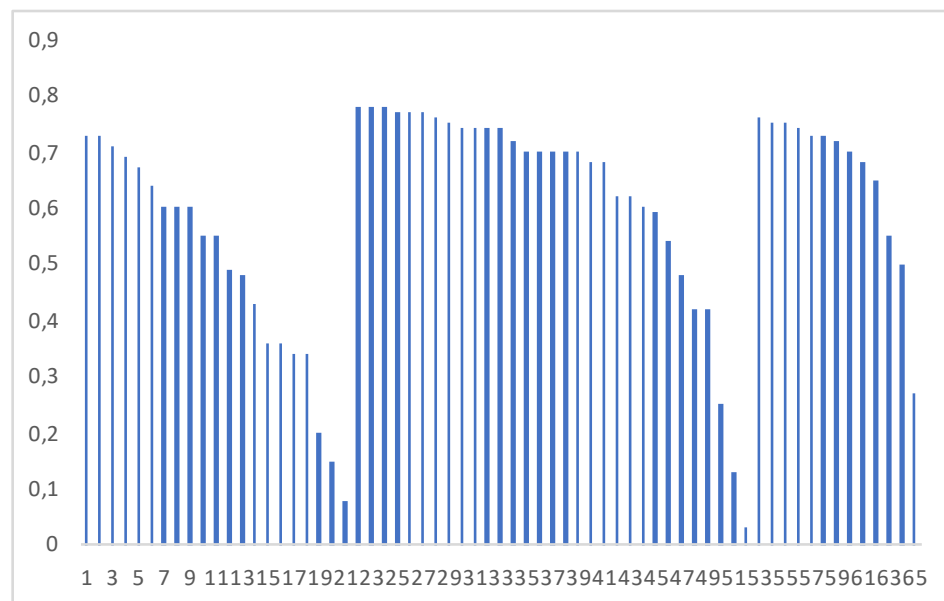


Figura 5
Gráfico de siluetas
Fuente: elaboración propia.

El detalle de los *clusters* se encuentra en el anexo 1. En la tabla 2, se muestra información relevante a nivel de *cluster* tal como media, mínimo, máximo y desviación estándar. Considerando la información presentada en la tabla a continuación, y que se tienen tres *clusters*, podemos renombrarlos de acuerdo con el grado de cada

cluster de MII. De esta forma, el *cluster* 1 representa a países con bajos niveles de MII, el *cluster* 2 se encuentra conformado por un nivel medio de MII y, finalmente, el *cluster* 3 está conformado por países que presentan un nivel alto de MII.

	Cluster 1 Baja	Cluster 2 Media	Cluster 3 Alta
Mínimo	0,00	0,36	0,67
Máximo	0,31	0,66	1,00
Media	0,18	0,52	0,80
Desviación estándar	0,10	0,09	0,08

Tabla 2

Estadística descriptiva por *cluster* del nivel de movilidad intergeneracional

Fuente: elaboración propia.

Una vez que se establecieron los *clusters* necesarios, se plantea un modelo binario ordenado, considerando que las categorías que tendría la variable dependiente de interés (categorías de MII) presentan una jerarquía. Por tanto, se estima el modelo planteado en las ecuaciones 2 y 3.

$$y_i = j \text{ si } \alpha_{j-1} < y_i^* < \alpha_j \quad (\text{Ecuación 2})$$

En donde $j = 1$ representa baja movilidad intergeneracional; $j = 2$, movilidad intergeneracional media; $j = 3$, alta movilidad intergeneracional, e y_i^* representa la movilidad intergeneracional del país i y α , los umbrales.

El modelo viene dado por la ecuación 3:

$$p(y_i = j) = p(\alpha_{j-1} < y_i^* < \alpha_j) = F(a_j - x_i' \beta) - F(a_{j-1} - x_i' \beta) \quad (\text{Ecuación 3})$$

Siendo F la función de distribución normal acumulada, en donde la variable dependiente principal es una variable categórica de tres niveles (alta, media y baja movilidad), la principal variable explicativa CIT representa el promedio de publicaciones en Scopus en áreas CIT para las cohortes de 1960 y 1970, considerando como edad promedio de la primera publicación de los veintiocho a los treinta y cinco años (Jensen *et al.* 2009). x_i' representa un vector de variables de control que incluyen gasto público, desigualdad de ingresos y restricciones de crédito.

4 Resultados

Los resultados de las estimaciones realizadas a partir del modelo planteado en la ecuación 3 se presentan en el anexo 3. En ellos se muestra cómo, a medida que el número de publicaciones CIT en

Scopus se incrementa, es más probable que el país se encuentre en una categoría de MII más alta. Además, esta relación es robusta porque mantiene la significancia, magnitud y dirección ante la incorporación de las distintas variables de control, tal como se expone en las columnas 2, 3 y 4. El signo del coeficiente asociado al *índice de Gini* es el esperado, pues se considera que, a medida que exista mayor desigualdad en una región, resulta menos probable que este país se encuentre en una categoría de MII menor; además, es estadísticamente significativo.

Asimismo, se puede observar la robustez del modelo ya que, a medida que se aumentan los controles (variables independientes), el signo del estimador no cambia y la magnitud del coeficiente no presenta un gran cambio.

Respecto a la pseudo *R* cuadrado se observa que, a medida en que se aumentan los controles en el modelo, esta va aumentando, hasta llegar a un punto máximo de 0,15, lo que implica que las variables del modelo en conjunto predicen en un 15 % a la variable dependiente.

En la tabla 3 se presentan los efectos marginales para cada uno de los niveles de MII. Los resultados muestran que, ante un incremento del 1 % en el número de publicaciones CIT en Scopus, la probabilidad de que el país permanezca en el *cluster* 1 (baja MII) se reduce en un 0,03 %. Ante un incremento del 1 % en el número de publicaciones CIT en Scopus, la probabilidad de que el país permanezca en el *cluster* 2 (MII media) se reduce en un 0,18 %. Finalmente, ante un incremento del 1 % en el número de publicaciones CIT en Scopus, la probabilidad de que el país permanezca en el *cluster* 3 (alta MII) se incrementa en un 0,52 %. Los resultados son consistentes con los obtenidos en la tabla 3 y demuestran una asociación positiva y significativa entre el número de publicaciones CIT en Scopus, como *proxy* del número de estudiantes CIT, con la MII de los países.

En tanto a las variables de control utilizadas, el resultado es el esperado. En tanto al gasto público, su aumento no puede traducirse de manera inmediata en una variación de la MII. En cuanto al índice de Gini, como se esperaba, su variación se relaciona de manera inversa con la MII. Cuando la desigualdad se reduce, la MII estaría aumentando. En tanto a las restricciones de crédito, que afectan a los deciles más altos, estarían limitando la capacidad económica de los grupos con mayores ingresos, pero no estarían contribuyendo o limitando la MII.

	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3
	Baja	Media	Alta
Log publicaciones CIT en Scopus	-0,034*** (0,014)	-0,018*** (0,008)	0,052*** (0,020)
Gasto público	0,038 (0,236)	0,020 (0,123)	-0,059 (0,359)
Gini	0,009*** (0,003)	0,005*** (0,002)	-0,014*** (0,004)
Restricciones de crédito	-0,118 (0,160)	-0,061 (0,084)	0,179 (0,242)
<i>N</i>	72	72	72

p-valor * 0,10, ** 0,05, *** 0,01

Tabla 3

Efectos marginales

Fuente: elaboración propia.

En el anexo 2, se incluyen las pruebas de validación del modelo aplicado, el resultado de la curva ROC y de la matriz de confusión, que nos permiten confirmar que se trata de un modelo válido y fiable.

5 Conclusiones

La cantidad de artículos que un país publica en CIT en Scopus se relaciona, de manera positiva, con la movilidad intergeneracional. Cuanta más gente hay haciendo ciencia en un país, menos dependen los ingresos de una persona de los ingresos de sus padres. Esto se estaría produciendo mediante dos vías. Por un lado, las personas que estudian directamente una carrera CIT tienen la posibilidad de saltar, de forma directa, los deciles que, de otro modo, hubiera sido imposible. En las carreras de CIT, la meritocracia es mayor, por lo que los contactos que se necesitan para acceder a puestos de trabajo son menores. En este caso, se estaría produciendo un aumento directo de la movilidad intergeneracional. Por otro lado, los profesionales que estudian carreras de CIT lideran la generación de valor agregado de la clase creativa; es decir, es la que logra generar las innovaciones que el mercado premia con mejores resultados y, en consecuencia, con mejores salarios no solo para ellos, sino para todas las personas que forman parte de la empresa. En consecuencia, las empresas que incorporan profesionales con conocimientos CIT podrán mejorar sus indicadores en términos de productividad, que beneficiará no solo a los profesionales en CIT, sino a las personas que trabajan en la empresa. La relación podría, entonces, extrapolarse a nivel de país.

Para mejorar la movilidad intergeneracional en Latinoamérica, valdría la pena impulsar una estrategia dirigida a satisfacer la de-

manda insatisfecha de profesionales en CIT en la región, resultado del *educational mismatch* de la formación superior. Con el objetivo de lograr la tan deseada sostenibilidad de los logros alcanzados en materia de desigualdad, sería necesario contar con más profesionales con estudios en CIT. Para lograrlo, sería necesario mejorar los niveles de la educación secundaria, tras el esfuerzo realizado en la región para lograr mejorar la cobertura, e incidir en la autoestima de la ciudadanía, que entiende que será incapaz de lograr los resultados esperados en una carrera de CIT.

6 Agradecimientos

Este artículo fue trabajado en el marco del laboratorio de conocimiento «Confronting social inequalities in Latin America: perspectives on wealth and power» del Maria Sibylla Merian Center for Advanced Latin American Studies in the Humanities and Social Sciences (Calas). Se agradece el apoyo también del Institut d'Estudis d'Autogovern de la Generalitat de Catalunya, en el marco de su programa de investigación en el ámbito de la organización territorial del poder.

7 Bibliografía

- AEDO C, WALKER C (2012). Skills for the 21st Century in Latin America and the Caribbean. The World Bank, Washington, DC.
- ALDENDERFER MS, BLASHFIELD RK (1984). Cluster Analysis. Sage, Newbury Park (California).
- ALEJO OJ, BERGOLO SOSA ML, CARBAJAL ESPINAL F (2014). Las transferencias públicas y su impacto distributivo: la experiencia de los países del Cono Sur en la década de 2000. El trimestre económico 81(231):163-198.
- ALVAREDO F, GASPARINI L (2015). Recent trends in inequality and poverty in developing countries. Handbook of Income Distribution 2(1):697-805.
- ANTONELLI C, FASSIO C (2016). Academic knowledge and economic growth: are scientific fields all alike? Socio-Economic Review 14(3):537-565.
- ARAYA F (2019). Evidencia sobre la movilidad intergeneracional de ingresos laborales para un país en desarrollo: el caso de Uruguay. El Trimestre Económico 86:265. <https://doi.org/10.20430/ete.v86i342.722>, acceso 15 de enero de 2022.
- ARREDONDO FG, VÁZQUEZ JC, VELÁZQUEZ LM (2019). CIT y brecha de género en Latinoamérica. Revista de El Colegio de San Luis 9(18):137-158.
- BANCO MUNDIAL (2022a). Global Database on Intergenerational Mobility. <https://datacatalog.worldbank.org/search/dataset/0050771/global-database-on-intergenerational-mobilit>, acceso 15 de enero de 2022.
- BANCO MUNDIAL (2022b). Base de datos. <https://datos.bancomundial.org/>, acceso 15 de enero de 2022.
- BASSI M, BUSSO M, URZUA S, VARGAS J (2012). Desconectados: habilidades, educación y empleo en América Latina. Inter-American Development Bank, Washington, DC.
- BAUMAN Z (2001). Modernidade líquida. Editora Schwarcz-Companhia das Letras.
- BEHRMAN JR, GAVIRIA A, SZÉKELY M, BIRDSALL N, GALIANI S (2001). Intergenerational mobility in Latin America. Economía 2(1):1-44.

- BJÖRKLUND A, JÄNTTI M (2009). Intergenerational income mobility and the role of family background. *Oxford Handbook of Economic Inequality* 491(1):521.
- BLANDEN J (2013). Cross-country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology. *Journal of Economic Surveys* 27(1):38-73.
- BONILLA-MEJÍA L (2011). Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia. En: *Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia*, cap. 8, pp. 287-309.
- CHEN X, SOLDNER M (2013). CIT attrition: College students' path into and out of CIT fields. National Center for Education Statistics. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED544470.pdf>, acceso 14 de enero de 2019.
- CHETTY R, HENDREN N, KLINE P, SÁEZ E (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics* 129(4):1553-1623.
- COHEN WM (2010). Fifty years of empirical studies of innovative activity and performance. *Handbook of the Economics of Innovation* 1(1):129-213.
- CORAK M (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives* 27(3):79-102. <https://doi.org/10.1257/jep.27.3.79>, acceso 24 de enero de 2022.
- DALLE P, BONIOLO P, NAVARRO CENDEJAS J (2019). Logro educativo y movilidad intergeneracional de clase en Argentina y México. Viejos y nuevos clivajes de la desigualdad educativa en Iberoamérica, febrero. <https://www.jstor.org/stable/j.ctvt6rmc8.7>, acceso 3 de enero de 2022.
- DENNER J, RIVERA G (2011). Latinos' educational pathways: Research and program perspectives. *Latina and Latino Children's Mental Health* 1(1):149-167.
- DOERINGER PB, PIORE MJ (1985). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Me Sharpe.
- EDWARDS AW, CAVALLI-SFORZA LL (1965). A Method for Cluster Analysis. *Biometrics*:362-375.
- FISZBEIN A, COSENTINO C, CUMSILLE B (2016). The skills development challenge in Latin America: diagnosing the problems and identifying public policy solutions. *Inter-American Dialogue and Mathematica Policy Research*, Washington, DC.
- FLORIDA R (2014). The creative class and economic development. *Economic Development Quarterly* 28(3):196-205.
- FREHILL LM, DI FABIO NM, HILL ST (2008). *Confronting the new American dilemma: underrepresented minorities in engineering: a data-based look at diversity*. National Action Council for Minorities in Engineering, White Plains (Nueva York).
- FUNK C, PARKER K (2018). Diversity in the CIT workforce varies widely across jobs. *Pew Research Center* 9.
- GALIANI S, CRUCES G, ACOSTA P, GASPARINI LC (2017). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: evidence from a supply-demand framework (No. w24015). National Bureau of Economic Research.
- GÁNDARA P, CONTRERAS F (2020). *The Latino Education Crisis*. Harvard University Press.
- GONZÁLEZ C, PEÑA N (2019). Demanda de trabajo en América Latina: ¿qué podemos aprender de los portales de vacantes *online*? Banco Interamericano de Desarrollo.
- GONZÁLEZ-VELOSA C, RUCCI G, SARZOSA M, URZÚA S (2015). Returns to Higher Education in Chile and Colombia (No. IDB-WP-587). IDB Working Paper Series.
- GOOD C, ARONSON J, HARDER JA (2008). Problems in the pipeline: stereotype threat and women's achievement in high-level math courses. *Journal of Applied Developmental Psychology* 29(1):17-28.
- HARVEY D (1998). *La condición de la posmodernidad*. Amorrortu Editores.
- HERRERO-OLARTE S (2022). Salario mínimo, pobreza y clase media. El caso ecuatoriano. *Regional and Sectoral Economic Studies* 22(1):95-106.
- HERTZ T, JAYASUNDERA T, PIRAINO P, SELCUK S, SMITH N, VERASHCHAGINA A (2007). The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends. *The B. E. Journal of Economic Analysis and Policy* 7(2):4-30.
- HOM E (2014). What is CIT Education?
- HUBER E, STEPHENS JD (2012). *Democracy and the left: social policy and inequality in Latin America*. University of Chicago Press, Chicago.
- JANVRY AD, SADOULET E (2000). Growth, poverty, and inequality in Latin America: a causal analysis, 1970-94. *Review of Income and Wealth* 46(3):267-287.

- JENSEN P, ROUQUIER J-B, CROISSANT Y (2009). Testing bibliometric indicators by their prediction of scientists promotions. *Scientometrics* 78(3):467-479. <https://doi.org/10.1007/s11192-007-2014-3>, acceso 21 de noviembre de 2021.
- JIMÉNEZ M (2011). Un análisis empírico de las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso. El caso de Argentina. Working papers del Cedlas.
- JIMÉNEZ M (2017). Movilidad intergeneracional y gasto público en Argentina. *Revista de Análisis Económico* 32:65-108. http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-88702017000200065&nrm=iso, acceso 15 de noviembre de 2021.
- KLEIBRINK J (2016). Inept or badly matched? – Effects of educational mismatch in the labor market. *Labour* 30(1):88-108.
- KUHN A (2019). The subversive nature of inequality: subjective inequality perceptions and attitudes to social inequality. *European Journal of Political Economy* 59(1):331-344.
- LAVADO P, MARTÍNEZ J, YAMADA G (2015). Calidad de la educación superior y desigualdad en los retornos en el Perú, 2012. Ministerio de Educación de Perú.
- LEE H, LEE JW (2020). Patterns and determinants of intergenerational educational mobility: evidence across countries. *Pacific Economic Review*. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12342>, acceso 15 de diciembre de 2021.
- LEVITSKY S, ROBERTS KM (eds.) (2011). *The Resurgence of the Latin American Left*. JHU Press.
- LUSTIG N (ed.) (2018). *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Impact of Fiscal Policy on Inequality and Poverty*. Brookings Institution Press.
- LUSTIG N, LOPEZ-CALVA LF, ORTIZ-JUAREZ E (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World Development* 44:129-141.
- MANPOWER GROUP. Talent Shortage Survey. 2015 Talent Shortage Survey Results. https://www.manpowergroup.co.uk/wp-content/uploads/2015/06/2015_TalentShortageSurvey_FINAL_lores.pdf, acceso 24 de diciembre de 2021.
- MEIN E (2019). Key sociocultural influences shaping Latinx students' pathways to engineering/CS: an ethnographic lens. In: *ASEE Annual Conference Proceedings*, enero.
- MIJS JJ (2021). The paradox of inequality: income inequality and belief in meritocracy go hand in hand. *Socio-Economic Review* 19(1):7-35.
- NARAYAN A, VAN DER WEIDE R, COJOCARU A, LAKNER C, REDAELLI S, MAHLER DG, THEWISSEN S (2018). *Fair progress?: economic mobility across generations around the world*. World Bank Publications.
- NATIONAL SCIENCE FOUNDATION (2016). *Science and Engineering Indicators*. <http://www.nsf.gov/statistics/2016/nsb20161/#/>, acceso 21 de diciembre de 2021.
- NEIDHÖFER G (2019). Intergenerational mobility and the rise and fall of inequality: lessons from Latin America. *The Journal of Economic Inequality* 17(4):499-520.
- NELSON KL, NELSON LKK, MCDANIEL JR, TACKETT S (2019). Majoring in CIT: how the factors of fear of failure, impostor phenomenon, and self-efficacy impact decision-making. *National Social Science Journal* 52(1):76.
- OECD (2022). Base de datos, acceso 15 de enero de 2022.
- OECD, CAF (2014). *Latin American Economic Outlook 2015*. <https://doi.org/10.1787/leo-2015-en>, acceso 10 de noviembre de 2021.
- PAGEGROUP (2022). *Estudio de Perspectivas LATAM 2022*. <https://www.michaelpage.com.mx/estudios-y-tendencias/perspectivas-2022>, acceso 10 de noviembre de 2021.
- PINTO T, TEIXEIRA AA (2020). The impact of research output on economic growth by fields of science: a dynamic panel data analysis 1980-2016. *Scientometrics* 123(2):945-978.
- ROUSSEUW PJ (1987). Silhouettes: a graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics* 20:53-65.
- SCHULTZ TW (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review* 51(1):1-17.

- SU R, ROUNDS J, ARMSTRONG PI (2009). Men and things, women and people: a meta-analysis of sex differences in interests. *Psychological Bulletin* 135(6):859-884. <https://doi.org/10.1037/a0017364>, acceso 4 de enero de 2021.
- TEECE DJ (2007). Explicating dynamic capabilities: the nature and microfoundations of (sustainable) enterprise performance. *Strategic Management Journal* 28(13):1319-1350.
- VÁZQUEZ ALONSO Á, MANASSERO MAS MA (2015). La elección de estudios superiores científico-técnicos: análisis de algunos factores determinantes en seis países. *Revista Eureka sobre Enseñanza y Divulgación de las CIT* 12(2):264.
- VERYZER JR RW (1998). Discontinuous innovation and the new product development process. *Journal of Product Innovation Management: An International Publication of the Product Development & Management Association* 15(4):304-321.
- VILLARÁN F, GOLUP R (2010). Emergencia de la Ciencia, la Tecnología y la Innovación (CTI) en el Perú. *Organización de Estados Iberoamericanos* 1(1):8-48.
- WERNER L, DENNER J (2009). Pair programming in middle school: what does it look like? *Journal of Research on Technology in Education* 42(1):29-49.
- WOOLDRIDGE JM (2008). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4th edition. South-Western.
- WORLD BANK (2018). Global Database on Intergenerational Mobility. <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>, acceso 10 de enero de 2021.
- XUE Y, LARSON RC (2015). CIT crisis or CIT surplus? Yes and yes. *Monthly Labor Review*.
- ZILBERMAN A, ICE L (2021). Why computer occupations are behind strong CIT employment growth in the 2019-29 decade. *Computer* 4(5164):11-15.

7 Anexos

Anexo 1. Clasificación de países por movilidad intergeneracional de ingresos (MII)

<i>Cluster 1</i>		<i>Cluster 2</i>		<i>Cluster 3</i>	
País	MII	País	MII	País	MII
Albania	0,28	Bangladés	0,57	Australia	0,83
Benín	0,24	Brasil	0,46	Austria	0,86
Bosnia y Herzegovina	0,27	Chile	0,54	Bélgica	0,93
Bolivia	0,23	Reino Unido	0,63	Bielorrusia	0,77
Colombia	0,00	Ghana	0,55	Canadá	0,84
Ecuador	0,07	Croacia	0,65	Suiza	0,86
Egipto	0,16	India	0,51	China	0,71
Guatemala	0,08	Italia	0,62	Chipre	0,77
Letonia	0,21	Jordania	0,59	República Checa	0,68
Marruecos	0,15	Kenia	0,43	Alemania	0,87
Panamá	0,13	Madagascar	0,41	Dinamarca	0,96
Ruanda	0,31	Mali	0,39	España	0,69
Túnez	0,24	Malawi	0,36	Finlandia	1,00
Uganda	0,07	Malasia	0,57	Francia	0,75
		Nigeria	0,44	Guinea	0,77
		Pakistán	0,66	Grecia	0,80
		Perú	0,43	Irlanda	0,85

Cluster 1		Cluster 2		Cluster 3	
País	MII	País	MII	País	MII
		Eslovaquia	0,51	Japón	0,77
		Tanzania	0,60	Kazajistán	0,87
		Estados Unidos	0,57	Corea del Sur	0,72
		Uzbekistán	0,61	Luxemburgo	0,73
		Vietnam	0,63	Macedonia	0,69
		Sudáfrica	0,42	Mongolia	0,71
		Congo	0,39	Países Bajos	0,81
				Noruega	0,91
				Nepal	0,67
				Nueva Zelanda	0,82
				Portugal	0,83
				Rumanía	0,74
				Federación Rusa	0,78
				Singapur	0,85
				Eslovenia	0,80
				Suecia	0,85
				Taiwán	0,93

Tabla A1

Anexo 2. Pruebas del nivel de predicción del modelo

Para validar el resultado del modelo obtenido, se analiza el resultado de la curva ROC y de la matriz de confusión. En la curva ROC, en la figura A1, se utiliza una probabilidad del 50 % como línea de no discriminación y se muestra un área bajo la curva de 0,86, lo que estaría indicando que el modelo funcionaría de manera efectiva.

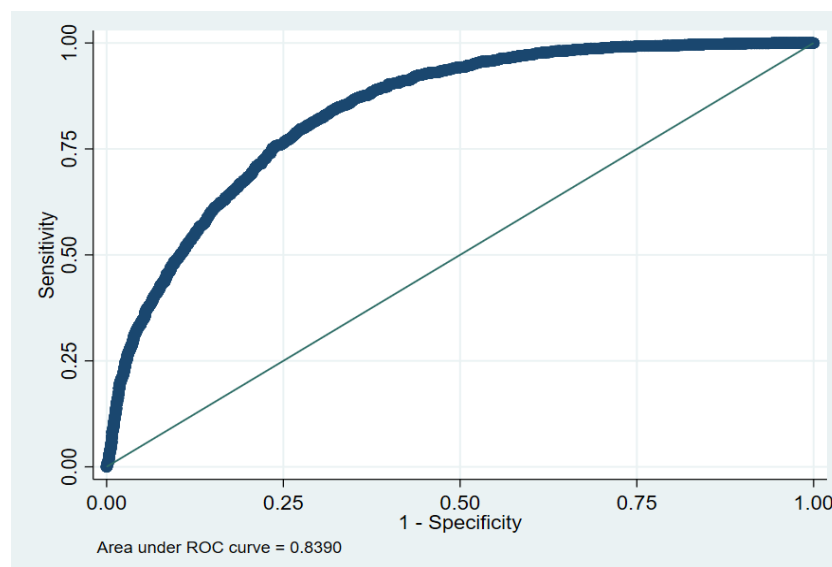


Figura A2

Curva ROC de la ecuación aplicada

Fuente: elaboración propia.

En la matriz de confusión, también se muestra en qué medida el modelo está siendo efectivo en su capacidad de predicción. En la curva de sensibilidad, se expone el punto en el que se cruzan las líneas de especificidad y sensibilidad, que es de 0,14.

La matriz de confusión, en la tabla A2, a un nivel de probabilidad del 13 %, muestra la sensibilidad del modelo; es decir, la capacidad de predecir los resultados positivos que, en este caso, son del 73 %, y los negativos, del 74 %. La capacidad de predicción final del modelo es del 75 %.

Clasificados	VERDADERO	
	D	~D
+	73,15 %	25,71 %
-	22,19 %	74,24 %
Clasificados correctamente	75,34 %	

Tabla A2

Matriz de confusión al 0,14

Fuente: elaboración propia.

Anexo 3. Resultados del modelo *probit* ordenado

	(1)	(2)	(3)	(4)
Log publicaciones CIT en Scopus	0,210*** (0,061)	0,200*** (0,063)	0,149*** (0,065)	0,161*** (0,068)
Gasto público		0,683 (1,017)	-0,158 (1,102)	-0,182 (1,104)
Gini			-0,042*** (0,014)	-0,042*** (0,014)
Restricciones de crédito				0,551 (0,750)
N	72	72	72	72
Seudo R cuadrado	0,08	0,09	0,15	0,15
LR chi2	12,35	12,80	22,21	22,75
Prob > chi2	0,00	0,00	0,00	0,00

p-valor * 0,10, ** 0,05, *** 0,01

Tabla A3

Resultados del modelo aplicado

Fuente: elaboración propia.