

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL ECUADOR
FACULTAD DE ECONOMÍA

**Trabajo de titulación previo a la obtención del título de
Magíster en economía, mención en políticas públicas**

Artículo académico

***El efecto de los cursos preparatorios sobre el puntaje en la prueba Ser
Bachiller (periodo 2018 - 2019)***

Luis Rodrigo Utreras Torres

lutreras337@puce.edu.ec

Directora: Mtr. Andrea Elizabeth Bedoya Ramos

aebedoya@puce.edu.ec

Quito, octubre de 2024

Resumen

Ante la creciente demanda de cupos en programas de tercer nivel en Ecuador, se han implementado pruebas estandarizadas de acceso a la educación superior en Ecuador. Simultáneamente, se ha desarrollado una industria que prepara a los estudiantes para rendir estas evaluaciones. Este artículo académico estima el impacto causal de haber asistido a un curso preuniversitario privado sobre la puntuación alcanzada en el examen estandarizado Ser *Bachiller* en el periodo 2018 - 2019 utilizando datos del Instituto Nacional de Evaluación Educativa. Para ello, se emplean tres modelos econométricos: 1) Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios, 2) Modelo multinivel y 3) *Propensity score matching*. En términos metodológicos, la presente investigación encuentra que un modelo multinivel complementado con la técnica de evaluación de impacto de *propensity score matching* genera la cuantificación más precisa del impacto de un tratamiento o programa en estudios observacionales debido a que toma en cuenta la estructura jerarquizada de los datos en el ámbito educativo y el sesgo de autoselección. Se cuantifica el efecto causal de haber asistido a un curso preuniversitario sobre el puntaje en el examen Ser *Bachiller* en 0.250 puntos, lo que se traduce en un efecto positivo pero marginal, conforme con los hallazgos en la literatura académica. Sin embargo, comparado a otros factores como la condición socioeconómica y la autoidentificación étnica, se resalta su capacidad explicativa y se sostiene que es un determinante relevante del rendimiento académico en evaluaciones estandarizadas de acceso a la educación superior en Ecuador.

Palabras clave: Curso preuniversitario, examen estandarizado de acceso a la educación superior, efecto causal, modelo multinivel, propensity score matching.

El presente trabajo contó con la dirección de Mtr. Andrea Elizabeth Bedoya Ramos.

1. Introducción

Las pruebas estandarizadas de ingreso tienen un papel fundamental en el proceso de admisión a la educación superior (Montgomery y Lilly, 2012). Varios países han registrado un incremento considerable en el número de aspirantes a un cupo en universidades e institutos técnicos a lo largo desde la década de 1960 (Ramírez et al., 2020). En Ecuador, el número de estudiantes matriculados en universidades y escuelas politécnicas se incrementó de 521.424 en 2012 a 684.660 en 2020, lo que equivale a un aumento del 31,30 % en un transcurso de 8 años, de acuerdo con cifras de la Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación [SENESCYT] (2022). Es por esta razón que las instituciones como universidades y escuelas politécnicas ecuatorianas han optado por aplicar exámenes estandarizados de conocimiento o aptitudes con el objetivo de distribuir los estudiantes entre los diferentes programas de pregrado en función de los cupos disponibles y sus preferencias (Montgomery y Lilly, 2012; Woo et al., 2022). Esta práctica responde a criterios de igualdad y equidad ya que, según sus proponentes, reduce desigualdades generadas por factores socioeconómicos en el proceso de admisión y garantiza igualdad de oportunidades a los aspirantes a la educación superior (Woo et al., 2022).

Junto con la aplicación de pruebas estandarizadas de ingreso a la educación superior se ha desarrollado a la par una industria dedicada a preparar estudiantes para estas evaluaciones alrededor del mundo (Montgomery y Lilly, 2012; Woo et al., 2022). Desde el sector público y privado, se ofrecen cursos de preparación especializados en pruebas de ingreso a la educación superior, así como otros insumos entre los que se encuentran libros, tutorías personalizadas y simuladores (Montgomery y Lilly, 2012; Sánchez-Mendiola et al., 2021; SENESCYT, 2024).

Al igual que en Estados Unidos de América (Powers y Rock, 1999) y en Chile (Ramírez et al., 2020) ha surgido en Ecuador una industria dedicada a la preparación de estudiantes para las pruebas estandarizadas de ingreso a la educación superior (Mena Andrade et al., 2018). Coloquialmente referidos como “cursos preuniversitarios”, empresas como Preuniversitario Newton, Preuniversitario Hawking, entre otros, han abierto sus puertas desde la década de 2010. Solamente en la ciudad de Quito, en el año 2020, se registraron 202 compañías cuya Clasificación Internacional Industrial Uniforme (CIIU) se categoriza dentro de la sección P8549.11 y P8549.12 que incluyen “actividades de servicios de [...] preparación para el ingreso a la universidad, centros de enseñanza que ofrecen cursos de recuperación y cursos de repaso para exámenes profesionales” (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC], 2021). Adicionalmente, desde el año 2010, institutos de educación superior públicos han ofrecido cursos de preparación para varios exámenes estandarizados de ingreso a la educación superior (Mena Andrade et al., 2018). Desde el año 2013, SENESCYT ha ofertado también cursos preparatorios para rendir el examen de ingreso a la universidad, así como plataformas, simuladores y otros insumos (SENESCYT, 2024).

La influencia de los cursos privados de preparación para exámenes estandarizados de acceso a la educación superior en la equidad de oportunidades entre estudiantes de diferentes niveles socioeconómicos es un tema de creciente relevancia. Este fenómeno ha sido observado desde el inicio de la aplicación masiva de dichos cursos, particularmente en países del hemisferio norte (Montgomery y Lilly, 2012; Ramírez et al., 2020). En el contexto ecuatoriano, esta problemática ha cobrado mayor importancia en las últimas décadas debido al incremento en la demanda de programas de educación superior y la necesidad de implementar mecanismos de distribución de cupos que atiendan tanto a la oferta limitada como a las preferencias de los aspirantes.

Peltier (1989) identifica tres mecanismos mediante los cuales el entrenamiento o los cursos preuniversitarios pueden influenciar el resultado en la prueba estandarizada de ingreso a la educación superior: 1) mejorando las habilidades evaluadas en el examen; 2) incrementando la confianza del aplicante y familiarizándolo con el contenido del examen; y 3) desarrollando las habilidades de toma de examen y brindándole estrategias específicamente enfocadas a la evaluación a ser rendida. De acuerdo con Ramírez et al. (2020), este último mecanismo sería problemático y ofrecería una ventaja a aquellos que pudiesen pagar y, por ende, afectaría la validez del puntaje obtenido en el examen como un indicador de las habilidades y/o aptitudes del estudiante (McDonald et al, 2001; Cabezas, 2022). Cabe recalcar que esta ventaja desvirtuaría los valores de equidad e

igualdad de oportunidades que promueve la idea de estandarizar los exámenes de acceso a la educación superior. Esta preocupación fue expresada y analizada desde los años 80s y 90s en el contexto de los Estados Unidos de América (Montgomery y Lilly, 2012) y el Reino Unido (McDonald et al, 2001), extendiéndose a América Latina y otras regiones del mundo.

En el contexto ecuatoriano, se ha observado también una asociación entre el atender a cursos de preparación para los exámenes estandarizados de acceso a la educación superior y el puntaje obtenido. El diario La Hora (2016) en 2016 reportó que en Tungurahua el cien por ciento de los estudiantes que pertenecen al Grupo de Alto Rendimiento, es decir, cuyo puntaje excedió los 950 puntos, “asistieron a cursos preuniversitarios para aprobar la Evaluación Nacional para la Educación Superior (ENES)”.

De igual manera, en su estudio a miembros del Grupo de Alto Rendimiento (GAR), Mena Andrade et al. (2018) reportan que el 74% de los estudiantes pertenecientes al GAR encuestados se preparó para la prueba estandarizada de acceso a la educación superior en un curso preuniversitario privado. Adicionalmente, notan que:

El hecho de que el 74% de los estudiantes GAR, de esta muestra, haya asistido a un curso en estos centros privados, y que muchos hayan repetido el curso más de una vez, expresa por un lado que la mayoría de familias tiene los recursos suficientes para pagar el curso, y por otro, que el alto puntaje en el ENES¹ está asociado a la ejercitación del examen. Para muchos de los entrevistados, las estrategias y la práctica realizadas en el preuniversitario cumplieron un papel fundamental para el éxito en el ENE. (Mena Andrade et al., 2018, p. 54)

A pesar de la creciente industria dedicada a la preparación para las pruebas de ingreso a la universidad y sus publicitados efectos, la investigación académica en este fenómeno en América Latina y en Ecuador ha sido limitada (Sánchez-Mendiola et al., 2021; Ramírez et al., 2020; Mena Andrade et al., 2018). Asimismo, en los estudios existentes sobre el desempeño en el examen *Ser Bachiller*, no se le ha asignado un peso importante a esta variable dentro del análisis de los factores socioeconómicos (León Altamirano y Oña Pillajo, 2018; Lara Yépez, 2021) ni en los estudios de barreras de entrada (Bazurto Macías, 2022) a la educación superior.

Comprender el impacto de la preparación en cursos preuniversitarios en el contexto ecuatoriano es fundamental para el análisis de las barreras a la educación superior dado que el acceso a la preparación para exámenes de ingreso estandarizados puede constituir una limitante socioeconómica considerable para estudiantes de escasos recursos que no pueden financiar cursos privados de preparación. Esta interrogante tiene implicaciones para los valores de equidad e igualdad de oportunidades (Woo et al, 2022) que constituyen la razón de ser de las pruebas estandarizadas de acceso a la educación superior.

En este contexto, el presente artículo académico se plantea como objetivo de investigación cuantificar el efecto de asistir a un curso preparatorio sobre el puntaje alcanzado en el examen *Ser Bachiller* en el periodo 2018 - 2019. Para ello, primero se realiza una revisión exhaustiva de la literatura académica pertinente tanto a nivel teórico como empírico. Posteriormente, se detalla la operacionalización de las variables dependiente e independiente, así como las covariables utilizadas a partir de la base de datos del Instituto Nacional de Evaluación Educativa [Ineval] (2020). La metodología utilizada para la estimación del efecto causal de asistir a un curso preuniversitario privado sobre la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller* provee las especificidades de los tres modelos econométricos utilizados en el presente estudio. En la sección de resultados y discusión, se reportan los resultados de los tres modelos, haciendo énfasis en sus coeficientes y significancia estadística, y se comparan siguiendo la metodología planteada por Domigue y Briggs (2009) y Liu (2023). También se discute la magnitud del coeficiente estimado y se compara a otros factores que han sido reconocidos como importantes en la literatura académica de los determinantes del puntaje en exámenes estandarizados de acceso a la educación superior como el nivel socioeconómico y la autoidentificación étnica. Se discute de igual manera las consideraciones especiales y limitaciones del presente estudio. Se concluye con una recapitulación de los hallazgos del estudio a nivel de metodología y de estimación del efecto causal y se discute las implicaciones de estos resultados.

¹ ENES significa Evaluación Nacional para la Educación Superior y es una versión anterior del examen *Ser Bachiller*.

2. Revisión de la literatura

El concepto de capital humano cobra relevancia a partir de la década de los años sesenta (Terrones y Calderón, 1993). Se entiende al capital humano como el grado de habilidades, destrezas, y recursos productivos incorporados en la persona mediante la educación en su sentido más amplio (Terrones y Calderón, 1993). Schultz (1961) fue pionero en el estudio del concepto del capital humano al demostrar que existe una parte del crecimiento económico que no es generada por los factores de producción tradicionales que comprendía el capital físico, el trabajo y la tierra. Desde su estudio, se profundizó en cómo el mejoramiento en la calidad de la fuerza laboral en su sentido más amplio contribuía al crecimiento económico en un territorio (Terrones y Calderón, 1993). Parte de ese mejoramiento se debe a los niveles de educación, Denison (1962) contribuye a desarrollar esta teoría desde una posición empírica al encontrar que aproximadamente el 23% del crecimiento del PNB de los Estados Unidos de América en el periodo 1930 - 1960 puede ser atribuido al mejoramiento en el nivel educativo de la población económicamente activa de este país. Siguiendo esta línea, Becker (1964) formaliza el concepto de capital humano e impulsa el desarrollo de esta área de investigación, abriendo una rama en particular hacia la economía de la educación. Becker (1964) encuentra que la educación se relaciona a un aumento de la productividad del individuo y, por ende, a un mayor nivel de ingresos.

De los postulados de la teoría del capital humano se desprenden que la educación es fundamental para el desarrollo de las naciones ya que se relaciona a un mayor nivel de productividad e innovación, permitiendo la introducción de procesos de valor agregado en un territorio (Terrones y Calderón, 1993; Becker, 1964). También se encuentra que la educación en el nivel microeconómico se asocia a una reducción en la pobreza en todas sus formas y en el nivel macroeconómico se relaciona a un mayor nivel de calidad de vida y a un mayor nivel de democracia (Montenegro, 2017; Ayala, 2021). También Terrones y Calderón (1993) notan que existe cierto grado de asociación entre la tasa de acumulación de capital humano y la tasa de acumulación de capital físico, lo que implica que el capital humano juega un papel fundamental en el desarrollo de las naciones (Ayala, 2021).

De acuerdo con Ayala (2021), la educación superior, que se constituye como parte de la educación a la que se refiere la teoría del capital humano, tiene como finalidad la formación de profesionales que posean las capacidades, experiencia y conocimiento especializado en un área en particular en función de las necesidades de desarrollo del país. Las Naciones Unidas (2024) señalan que, en comparación con aquellos que culminan únicamente la educación secundaria, los graduados universitarios experimentan una vida más longeva, acceden de manera más efectiva a servicios de salud, disfrutan de mayor estabilidad y seguridad económica, obtienen empleo más sólido y satisfactorio, participan más activamente en su comunidad, muestran mayor autoconfianza y exhiben tasas más bajas de actividad criminal y posibilidad de encarcelamiento (Naciones Unidas, 2024). Por estas razones, Ayala (2021) indica que el Estado debe garantizar el acceso a la educación superior; sin embargo, aclara que:

Esto no significa que la política pública deba procurar que todos los ciudadanos accedan a idénticas instituciones de educación superior y mucho menos a carreras o programas similares, sino más bien, debe entenderse que el estado debe garantizar igualdad de oportunidades en el acceso a la educación superior considerando las especificidades del mercado y sus necesidades, pero sobre todo respetando las libertades de los individuos y los intereses de los estudiantes. (Ayala, 2021, p. 29)

Bajo este antecedente, se puntualiza que el Estado tiene la obligación de garantizar igualdad de oportunidades para los aspirantes a acceder a la educación superior considerando el mercado y las limitantes en materia de cupos (Ayala, 2021). Para ello, en países como Ecuador, Estados Unidos de América y Chile, se ha optado por garantizar este derecho a través de la aplicación de pruebas estandarizadas de acceso a la educación superior, ya sean de aptitudes o conocimiento (Montgomery y Lilly, 2012).

El entrenamiento, o *coaching* por su denominación en la literatura académica anglófona, es definido como “instrucciones dadas en preparación para un examen y diseñadas para obtener el mejor desempeño en el mismo” (Cole, 1982, pág. 391) y “una preparación sistemática que incluye revisión de contenido, simuladores y pruebas de práctica con énfasis en el desarrollo de habilidades específicas para tomar un examen determinado” (Briggs, 2004, pág. 7). El entrenamiento como una práctica generalizada y una industria surgió a la par con la introducción de exámenes estandarizados de ingreso a la educación superior en Estados Unidos de América

en la década de 1940 (Montgomery y Lilly, 2012). Desde entonces, ha existido un debate alrededor del impacto de asistir a un curso sobre el resultado en los exámenes estandarizados de ingreso a la educación superior. Aunque la mayoría de los estudios concuerda en que existe un incremento en puntos a raíz de la práctica y mejoramiento de habilidades, existe divergencia en la significancia y magnitud de la mejoría (Montgomery y Lilly, 2012).

De un lado, una serie de autores cuestionan su efectividad. Los creadores de los exámenes como el *National Institute of Testing and Evaluation* en Israel, la Agencia Nacional Sueca de Educación Superior en Suecia y el *College Board* en los Estados Unidos de América sostienen que una preparación sostenida en los contenidos y la forma del examen no genera una variación significativa en los puntajes (Montgomery y Lilly, 2012) dado que se evalúa capacidades de razonamiento y habilidades matemáticas que se desarrollan a lo largo de varios años (Messick y Jungerblut, 1981), no a raíz de capacitaciones cortas especializadas previas a la evaluación.

Dentro del contexto estadounidense, Powers y Rock (1999) argumentan que atender a cursos de preparación extracurriculares para el *Scholastic Aptitude Test* (SAT) I en el periodo 1995-1996 tuvo un efecto marginal sobre los resultados de la prueba de razonamiento. Domingue y Briggs (2009) mediante una regresión lineal y *propensity score matching*, encuentran un incremento que se sitúa en el rango de 11 a 15 puntos en la sección de razonamiento matemático y en el rango de 6 a 9 puntos en la sección de razonamiento verbal del SAT. Asimismo, Briggs (2005; 2004) concuerda al señalar que existe un efecto moderado en el rendimiento en el SAT en Estados Unidos de América y que es más pronunciado en la sección de razonamiento numérico que en la sección de razonamiento verbal.

Dentro del contexto sueco, Löfgren (2005) asimismo encuentra un impacto marginal en comparación a otros factores como tomar el examen en múltiples ocasiones. Ramírez et al. (2020) también encuentran que la preparación para el examen de admisión a la educación superior en Chile tiene un impacto modesto en el rendimiento en el mismo. Similar a estudios anteriores, los autores reportan un mayor efecto en el razonamiento matemático que en el verbal (Ramírez et al, 2020). Resultados similares son reportados por Beller (2001) en su estudio del examen de admisión a la educación superior en el contexto israelí.

En el otro lado del debate, se encuentran los investigadores cuyos hallazgos evidencian que los cursos de preparación generan mejoras significativas en el puntaje del examen estandarizado de ingreso a la educación superior. Montgomery y Lilly (2012) realizan una revisión sistemática de los efectos de cursos preparatorios sobre el examen de admisión a la universidad en estudiantes de bachillerato utilizando datos de experimentos aleatorios provenientes de artículos seminales. Los autores encuentran que aquellos que tuvieron un entrenamiento obtuvieron en promedio 23,5 puntos más en la sección de razonamiento verbal y 32,7 puntos más en la sección de razonamiento matemático en comparación a los estudiantes que no recibieron preparación en cursos especializados (Montgomery y Lilly, 2012). De acuerdo con los autores (Montgomery y Lilly, 2012), este efecto es de significativa magnitud, equivaliendo a cerca de tres veces el efecto estimado en estudios anteriores. Esto se atribuye a que los estudios anteriores son de naturaleza observacional y que no capturan de forma inequívoca el verdadero efecto causal. Montgomery y Lily (2012) sostienen también que, hasta que los cursos de preparación de calidad sean accesibles a todos los estudiantes, las universidades e instituciones de educación superior deberían reevaluar el peso del examen estandarizado de admisión y disminuir la posibilidad de incrementos significativos generados por el entrenamiento y cursos especializados.

Otros académicos se han centrado en explicar la razón detrás del aumento en los puntajes generado por los cursos de preparación. Kulik, Bangert-Drowns y Kulik (1984) sostienen que este fenómeno se debe a una mayor familiaridad con el instrumento, la práctica y la instrucción de estrategias para desarrollar eficientemente el examen. Griffin et al. (2013) encuentran que el simple hecho de atender un curso de preparación no es efectivo sin una práctica sostenida en los contenidos del examen. Asimismo, Becker (1990) problematiza esta relación indicando que no todos los tipos de preparación son igualmente efectivos.

En lo que concierne a implicaciones sociales, Pérez (2004) señala que el efecto del entrenamiento en el puntaje del examen de ingreso estandarizado a la educación superior podría ser mayor para estudiantes provenientes de los quintiles más ricos, contribuyendo a incrementar la brecha entre estudiantes de diferentes condiciones

socioeconómicas. Briggs (2004) asimismo encuentra que los estudiantes de estatus socioeconómico medio-alto y de áreas urbanas se benefician en mayor medida de asistir a un curso preuniversitario. Coincidiendo con Montgomery y Lily (2012), Ramírez et al. (2020) sostienen que el efecto estimado varía dependiendo del área y el tipo de preparación, así como el perfil del estudiante. Sin embargo, estos autores (Ramírez et al., 2020) no reportan un efecto especial para estudiantes de estatus socioeconómico medio-alto a diferencia de lo reportado por Briggs (2004).

3. Metodología

Este trabajo de titulación empleó una metodología analítica y cuantitativa con un enfoque correlacional, buscando identificar el grado de relación causal entre la asistencia a un curso de preparación privado (variable independiente principal) y el puntaje obtenido en la prueba estandarizada de ingreso a la universidad (variable dependiente) (Domingue y Briggs, 2009). Además, se consideró diversas covariables que pueden influir en esta relación causal como el nivel socioeconómico. Para ello, se utilizó las bases de datos *Micro* y *Factores asociados estudiantes* del Ineval (2020) referentes a la prueba *Ser Bachiller* del año lectivo 2018 - 2019. Es importante destacar que estas bases de datos son las más actualizadas que contienen las preguntas relevantes sobre la preparación para el examen estandarizado de ingreso a la universidad en los regímenes de la costa y la sierra en Ecuador.²

3.1. Variables

3.1.1. Variable Dependiente: Puntaje en el examen *Ser Bachiller*

De acuerdo con datos del Ineval (2020), 514 852 estudiantes rindieron el examen *Ser Bachiller* en el periodo 2018 - 2019 en los regímenes costa y sierra. Sin embargo, la base de datos fue sometida a una limpieza para el presente análisis. Siguiendo la recomendación de Ineval (2020), se eliminaron los casos de deshonestidad académica. Han sido retirados de la muestra de igual manera aquellos sustentantes que no registraron puntaje en el examen *Ser Bachiller* y/o que no respondieron a la pregunta *¿Cuál fue tu preparación para rendir el examen Ser Bachiller?* de la encuesta de factores asociados de estudiantes. Aplicando estas modificaciones, la muestra disminuyó a 297 836 sustentantes para el análisis. De ellos, 151 922 fueron hombres y 145 914 mujeres en términos absolutos; en términos relativos el 51,01% fueron hombres y el 48,99% mujeres. El promedio en el puntaje de la Prueba *Ser Bachiller* en el periodo 2018 - 2019 fue de 7.70 puntos en la población.

3.1.2. Variable Independiente: Preparación para rendir el examen *Ser Bachiller*

Dentro de su encuesta de factores asociados de estudiantes, Ineval (2020) planteó la siguiente pregunta: “¿Cuál fue tu preparación para rendir el examen Ser Bachiller?”. Esta pregunta de opción múltiple sintetizada en la variable *psbcabe* cuenta con las siguientes categorías: 1 - Curso preuniversitario privado; 2 - Curso preuniversitario en universidades e institutos públicos; 3 - Preparación a través de la plataforma Ser Bachiller; 4 - En tu colegio; 5 - Auto preparación; y 6 - Ninguna (Ineval, 2020). A continuación, la *Tabla 1* sintetiza las categorías de respuesta de la variable *psbcabe* y sus estadísticos descriptivos en el examen *Ser Bachiller* en el periodo 2018 - 2019.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas del puntaje obtenido en el examen Ser Bachiller en el periodo 2018 - 2019 por tipo de preparación

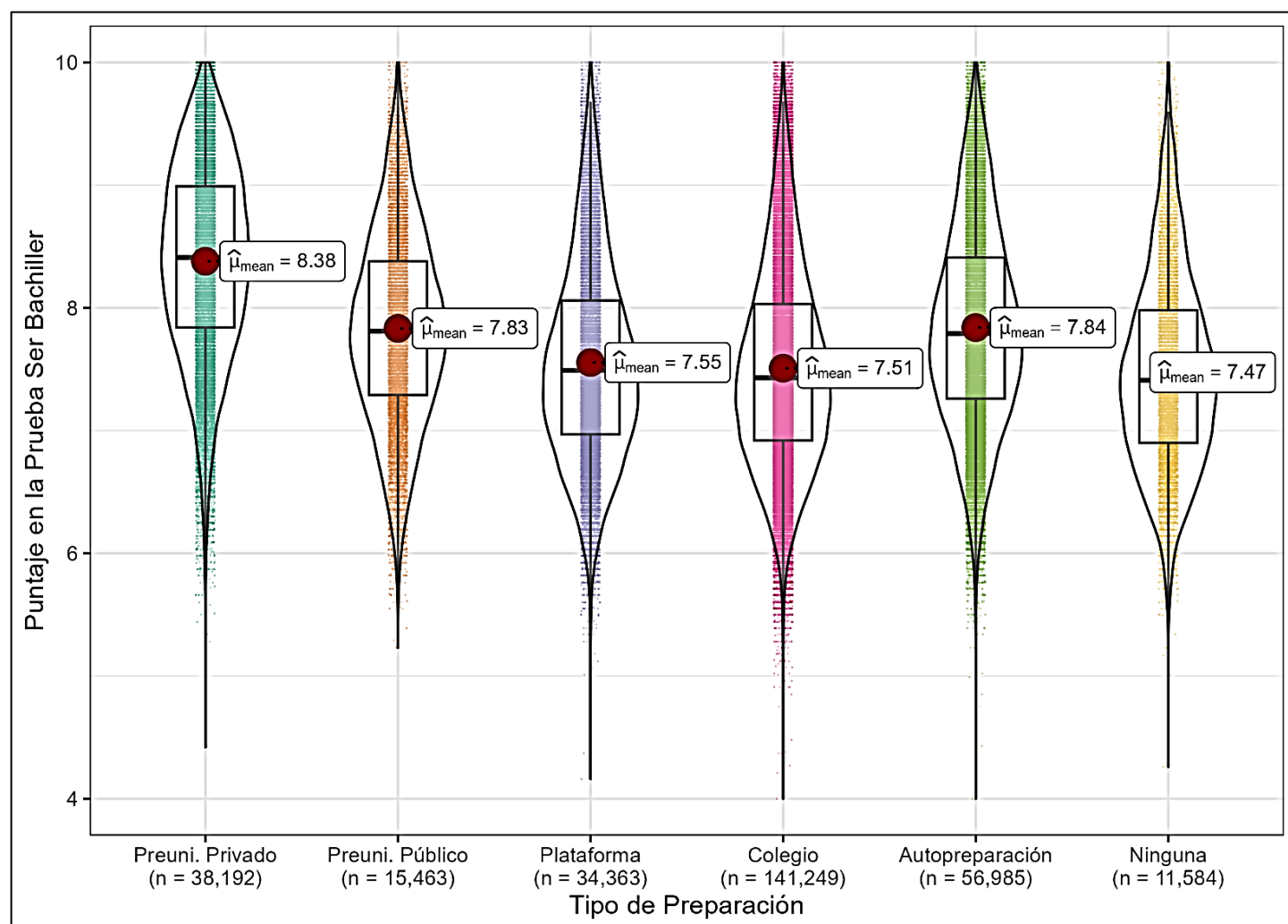
| Tipo de Preparación | Sustentantes | % | Media | Mediana | Desviación Estándar |
|---|--------------|-------|-------|---------|---------------------|
| Curso preuniversitario privado | 38 192 | 12,82 | 8,38 | 8,41 | 0,79 |
| Curso preuniversitario en universidades e institutos públicos | 15 463 | 5,19 | 7,83 | 7,81 | 0,79 |
| Preparación en plataforma Ser Bachiller | 34 363 | 11,54 | 7,55 | 7,49 | 0,82 |
| En tu colegio | 141 249 | 47,43 | 7,51 | 7,43 | 0,81 |

² Ineval dispone de una base de datos *Micro* y de *Factores Asociados Estudiantes* del año lectivo 2019 - 2020, sin embargo, solamente cuenta con estudiantes del régimen costa. Dado que podría generar sesgos, se utiliza las bases de datos del año lectivo 2018 - 2019.

| | | | | | |
|------------------|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Auto preparación | 56 985 | 19,13 | 7,84 | 7,79 | 0,83 |
| Ninguna | 11 584 | 3,89 | 7,47 | 7,41 | 0,79 |
| Total | 297 836 | 100% | 7,70 | 7,64 | 0,86 |

Fuente: Ineval (2020).

Figura 1: Diagrama de bigotes y violín de los puntajes en el examen Ser Bachiller por tipo de preparación en el periodo 2018 - 2019



Fuente: Ineval (2020).

Referente a la composición, en la Tabla 1, se puede apreciar que solamente el 18,01% de los sustentantes en el periodo 2018 - 2019 asistieron a un curso preuniversitario público o privado previo a rendir el examen *Ser Bachiller*. De hecho, la mayor parte de los estudiantes se prepararon para el examen en su colegio (47,43%) o se capacitaron de forma autónoma (19,13%). También cabe recalcar que un 3.89% de los sustentantes no tuvieron preparación alguna para el examen.

La Tabla 1 también muestra que existe una variación significativa en las medias aritméticas entre los diferentes tipos de preparación. Se puede observar que el promedio en el examen *Ser Bachiller* de los sustentantes que asistieron a un curso preuniversitario privado es de 8,38, lo que representa un incremento de 0,55 puntos frente a aquellos que asistieron a un curso preuniversitario en universidades e institutos públicos (7,83) y de 0,91 puntos en comparación a aquellos estudiantes que no tuvieron ningún tipo de preparación (7,47).

Asimismo, la Figura 1 aporta al análisis descriptivo de la variable resultado en función de la variable independiente principal mediante la ilustración de su distribución, así como su media y mediana. Se puede apreciar que, como se evidenció en la Tabla 1, no existe una diferencia significativa entre su media y su mediana. También se puede observar que la distribución del grupo de estudiantes que asistieron a un preuniversitario privado (en la izquierda y en color gris) concentra una cantidad importante de observaciones

cerca de la nota máxima en el examen, lo que se evidencia con su media más alta de 8,38. Por su parte, los estudiantes que participaron en un curso preuniversitario público (en color naranja) no presentan la misma acumulación de observaciones en los puntajes máximos de la prueba y además cuentan con una media considerablemente menor a la del grupo de preuniversitario privado con 7,83 puntos. De hecho, tanto su distribución como estadísticos de tendencia central son similares a los del grupo de estudiantes que se prepararon de forma autónoma. Se puede concluir que la distribución del grupo del preuniversitario público en definitiva se asemeja más a las categorías de estudiantes que no tuvieron un curso preparatorio que al grupo de estudiantes que asistieron a un preuniversitario privado.

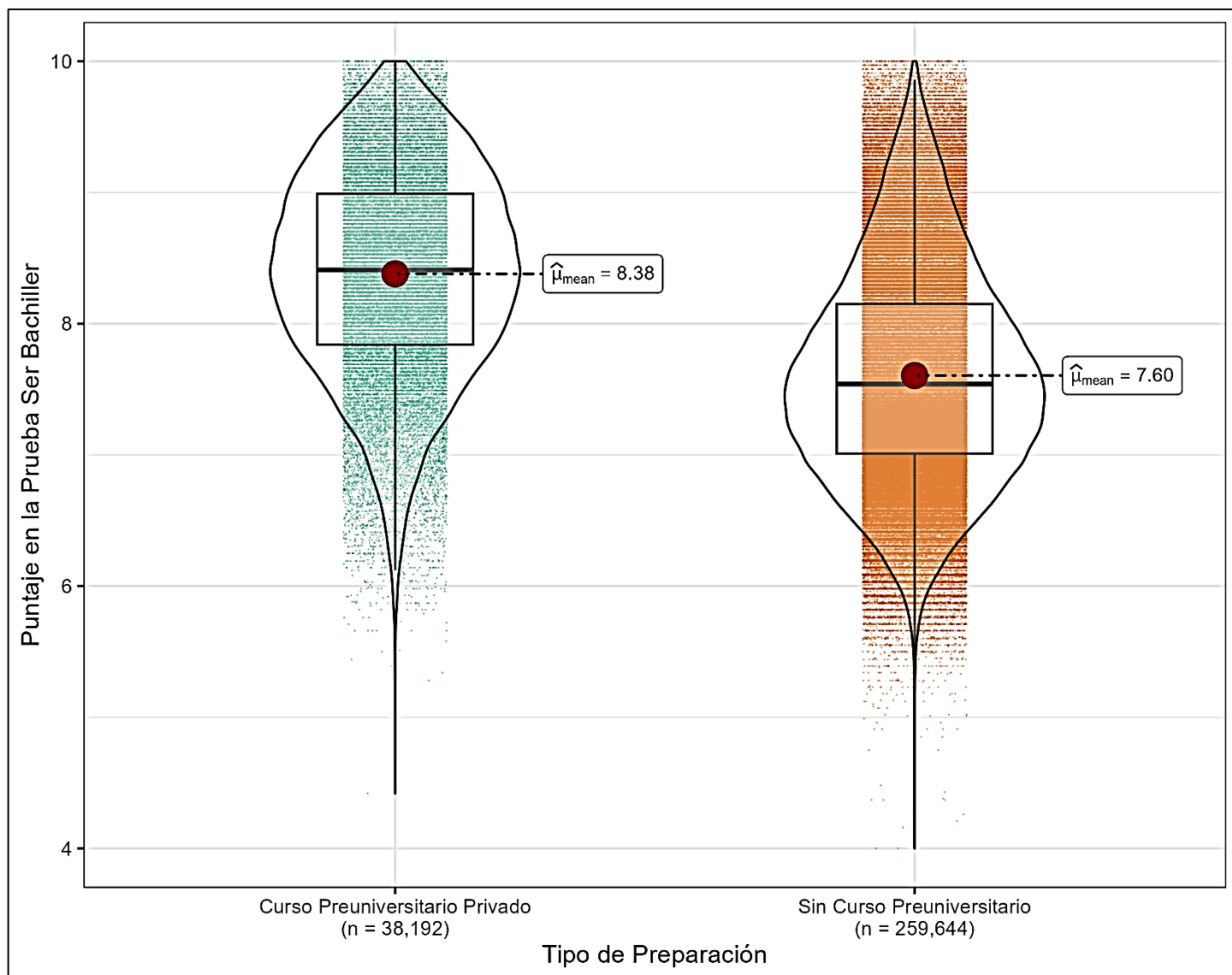
Por este motivo y siguiendo a Domingue y Briggs (2009), se recodificó la variable *psbcabe* de manera de convertirla en una dicotómica. Se atribuye al sustentante la característica de haber asistido a un curso preuniversitario, en otras palabras 1 o al grupo de tratamiento, solo si reportó haberse preparado mediante un curso preuniversitario privado. Se asigna 0 si seleccionó cualquiera de las categorías restantes, incluyendo *Curso preuniversitario en universidades e institutos públicos*. La Tabla 2 sintetiza las estadísticas descriptivas de la variable dicotómica recodificada y el *Figura 2* muestra su distribución. Se puede apreciar que solamente el 12,82% de los sustentantes que hacen parte de la muestra se prepararon mediante un curso preuniversitario o, lo que es lo mismo, recibieron el tratamiento para fines del presente estudio. Además, se puede observar que su media y mediana, 8,38 y 8,41 respectivamente, son mayores a la de los estudiantes que no cursaron un curso por alrededor de 0,80 puntos (7,60 y 7,54 respectivamente). Con el fin de comprobar y evaluar la robustez y la validez de las estimaciones obtenidas en el presente estudio, se replicó los modelos econométricos posteriores con una recodificación de la variable de tratamiento dicotómica que incluya aquellos estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario en universidades e institutos públicos. Los resultados se presentan en la sección de discusión.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas por curso preuniversitario para el examen Ser Bachiller en el periodo 2018 - 2019

| Tipo de Preparación | Sustentantes | % | Media | Mediana | Desviación Estándar |
|--------------------------------|----------------|-------------|-------------|-------------|---------------------|
| Curso preuniversitario privado | 38.192 | 12.82 | 8,38 | 8.41 | 0,79 |
| Sin curso preuniversitario | 259.644 | 87.18 | 7,60 | 7.54 | 0,83 |
| Total | 297.836 | 100% | 7,70 | 7.64 | 0,86 |

Fuente: Ineval (2020).

Figura 2: Diagrama de bigotes y violín de los puntajes en el examen Ser Bachiller por curso preuniversitario



Fuente: Ineval (2020).

3.1.3. Covariables

Los determinantes y factores socioeconómicos que inciden en el rendimiento académico en el examen *Ser Bachiller* han sido el objeto de varios estudios académicos tanto en Ecuador como en otras partes del mundo (Bazurto Macías, 2022). Siguiendo la propuesta metodológica de Montero et al. (2007), se incluyó como covariables en los modelos econométricos las características demográficas, socioeconómicas, motivacionales y psicológicas de los estudiantes y las características de las instituciones educativas a las que los sustentantes asisten (Guamán Luna et al, 2023).

Las variables demográficas a nivel de sustentante o estudiante identificadas como relevantes en la literatura académica comprenden el sexo (Ramírez et al., 2020; Guamán Luna et al., 2023), edad o año de nacimiento (Houston y Rimmer, 2005; León Altamirano y Oña Pillajo, 2018), autoidentificación étnica (Lara Yépez, 2021; Bazurto Macías, 2022), discapacidad (Beller, 2001) y el número de hijos (Löfgren, 2005).

El nivel socioeconómico del sustentante es reconocido como un importante determinante del rendimiento académico (Ramírez et al., 2020; Bazurto Macías, 2022; Guamán Luna et al., 2023). Ineval (2017) creó y utiliza el *Índice Socioeconómico Ser Estudiante y Ser Bachiller* (ISEC) como medida de caracterización económica y social del estudiante dentro de la base de *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019* (Ineval, 2020). Este indicador emplea un modelo estadístico de análisis factorial para la determinación del número de factores y la

generación de los índices parciales y globales (Ineval, 2017). El resultado es un indicador único estandarizado que toma valores entre -3 y 3. El presente estudio adoptó el *ISEC* para operacionalizar el nivel socioeconómico del estudiante en los modelos econométricos realizados. No obstante, con el objetivo de facilitar su interpretación y comparabilidad en los análisis estadísticos, esta variable fue re-escalada a un rango de 0 a 1. Cabe recalcar que no se incluyeron en los modelos econométricos las variables demográficas y socioeconómicas utilizadas en el cálculo del *ISEC* como la educación del padre y de la madre y los bienes o servicios del hogar (Ineval, 2017) con el objetivo de evitar el sesgo de colinealidad y multicolinealidad, mismos que se da cuando dos o más covariables están estrechamente relacionadas (Liu, 2023).

Un número importante de los estudiantes que rindieron el examen *Ser Bachiller* en el año lectivo 2018 - 2019 se encontraban dentro de la población escolar, por lo que es importante incluir covariables que sistematicen las características de las instituciones educativas a las que asistían. Esto es importante ya que las instituciones educativas a las que asisten determinan en cierta medida el nivel de aprendizaje y, por ende, el puntaje en el examen (Lara Yépez, 2021). Para ello, se consideró en el presente estudio el régimen de la institución educativa (Ineval, 2017), su tipo de sostenimiento (Guamán Luna et al., 2023), área de asentamiento (urbana o rural) (León Altamirano y Oña Pillajo, 2018) y su zona de planificación educativa.

La literatura académica reconoce la importancia de la motivación del estudiante en el rendimiento académico en pruebas estandarizadas de acceso a la educación superior (Guamán Luna et al., 2023). Por este motivo, se incluyeron aspectos de tipo motivacional y psicológico dentro de los modelos econométricos del presente estudio. Con el objetivo de operacionalizar la motivación académica del estudiante, se utilizó el máximo nivel de estudios deseado (*nedugbe*) (Ramírez et al., 2020), motivación gracias a los conocimientos adquiridos (*inciabe*) (Guamán Luna et al., 2023), la satisfacción de expectativas de aprendizaje en la institución educativa (*expeabe*) (Sánchez-Mendiola et al., 2021) y el tipo de institución de educación superior a la que el estudiante aspira ingresar (*tsupabe*) (Ayala, 2021). Los factores psicológicos asociados a la preocupación por el futuro propio se representaron a través de la variable *¿Piensas en cómo las cosas que haces afectarán tu futuro?* (*afutbbe*) (Guamán Luna et al., 2023).

Cabe recalcar que se recodificó las variables categóricas en esta sección para el modelamiento siguiendo el análisis de Guamán Luna et al. (2023). En la mayoría de los casos, fueron transformadas en variables dicotómicas en función de la categoría base predominante con la que se desea realizar la comparación en el modelo econométrico.

3.2. Modelos econométricos analizados

Siguiendo la metodología propuesta por Domingue y Briggs (2009) y Liu (2023), para estimar el efecto causal de haber asistido a un curso preuniversitario sobre el puntaje obtenido en el examen estandarizado de acceso a la educación superior *Ser Bachiller*, se evaluaron tres modelos:

- 1) Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios (Ramírez et al., 2020; Bazurto Macías, 2022; Guamán Luna et al., 2023);
- 2) Modelo lineal multinivel (Montero Rojas et al., 2007; Liu, 2023);
- 3) Emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) (Domingue y Briggs, 2009; Caliendo y Kopeining, 2008; Jacovidis et al., 2016).

Se detalla a continuación las especificidades de cada modelo econométrico considerado en el presente estudio.

3.2.1. Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios

Siguiendo la metodología planteada por Ramírez et al. (2020), Briggs (2004) y Bazurto Macías (2022), primero se estimó una regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios controlando por las características demográficas, socioeconómicas, académicas y motivacionales de los estudiantes con el objetivo de medir el efecto de asistir a un curso preuniversitario sobre la puntuación obtenida en el examen ser bachiller. La regresión tomó la siguiente forma (Ramírez et al., 2020; Liu, 2023):

Ecuación 1:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{Preuniversitario} + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_p X_p + r$$

Donde Y representa el puntaje en el examen estandarizado de acceso a la educación superior *Ser Bachiller*, β_0 es el intercepto, y *Preuniversitario* representa la variable binaria que indica si el sustentante asistió a un curso preuniversitario privado previo a rendir el examen o no. Este coeficiente captura el efecto causal que constituye el objetivo del presente estudio. Los demás regresores corresponden a las covariables demográficas, socioeconómicas, institucionales, psicológicas y motivacionales de los sustentantes identificadas para el modelo anteriormente. r representa el término de error que no es más que la diferencia en el puntaje obtenido en el examen *Ser Bachiller* entre el valor observado y la esperanza estimada en función de las variables y covariables del modelo (Liu, 2023). La regresión en este caso considera una muestra de 297 836 sustentantes. Este número varió en el modelo de emparejamiento por puntaje de propensión (Modelo 3).

3.2.2. Modelo lineal multinivel

Los datos multinivel o con una estructura jerarquizada tienen un formato en el cual las observaciones en niveles inferiores se encuentran agrupadas (*nested*) dentro de niveles superiores. De esta estructura parten los modelos multinivel. Esta técnica de modelamiento econométrico ha ganado popularidad especialmente en el ámbito educativo ya que, en estudios observacionales, los estudiantes tienden a estar agrupados (*nested*) dentro de instituciones educativas (Liu, 2023).

En el marco de un modelo de regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios, existe, entre otros, el presunto de independencia, que estipula que las observaciones son independientes entre sí (Nahhas, 2024). En casos de datos multinivel o jerarquizados, las observaciones dentro del mismo grupo o *cluster* pueden ser más homogéneas que entre diferentes grupos, lo que violaría el presunto de independencia necesario para el modelo de regresión lineal multivariada (Liu, 2023; Nahhas, 2024). Para probar este supuesto, se realizó una prueba de Durbin-Watson al Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios*. Esta prueba estadística examina si existe la presencia de correlación entre los residuos o términos de error representados por r en la Ecuación 1 (Durbin y Watson, 1971).

La violación de este presunto puede resultar en una estimación incorrecta de intervalos de confianza y p-valores (Nahhas, 2024), por lo que la literatura (Liu, 2023) recomienda el empleo de un modelo lineal multinivel para corregir la correlación existente dentro de miembros del mismo grupo, en el caso del presente estudio, dentro de los estudiantes de la misma institución educativa.

El uso de un modelo multinivel permite incorporar variables de niveles superiores al análisis, lo que facilita evaluar su relación con la variable dependiente, en este caso, el puntaje en el examen *Ser Bachiller*. Además, este enfoque permite examinar si las variables de nivel superior moderan la relación entre las variables de nivel inferior y la variable dependiente (Liu, 2023).

Siguiendo a Raudenbush y Bryk (2002), en su estudio influyente de datos jerarquizados, el modelo lineal multinivel se puede representar mediante la siguiente ecuación:

Ecuación 2:

$$\text{Nivel 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{Preuniversitario}_{ij} + \beta_{2j} X_{ij} + \beta_{3j} X_{ij} + \dots + \beta_{pj} X_{ij} + r_{ij}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} X_j + \gamma_{02} X_j + \gamma_{03} X_j + \dots + \gamma_{0p} X_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} X_j + \gamma_{12} X_j + \gamma_{13} X_j + \dots + \gamma_{1p} X_j + u_{1j}$$

Donde Y_{ij} representa el puntaje en el examen estandarizado de acceso a la educación superior *Ser Bachiller* del estudiante i en la institución educativa j , β_{0j} es el intercepto en el *Nivel 1*, β_{1j} es la pendiente del *Nivel 1* correspondiente a la variable *Preuniversitario* en la institución educativa j y captura el efecto causal buscado. $\text{Preuniversitario}_{ij}$ representa el haber asistido a un preuniversitario en el estudiante i en la institución educativa j . Similar al *modelo de regresión lineal multivariada*, las variables de control, que incluyen características

demográficas, socioeconómicas, académicas y motivacionales de los participantes, se encuentran representadas por los otros regresores. r_{ij} se refiere al error aleatorio, que se traduce a la desviación del puntaje en el examen estandarizado de acceso a la educación superior *Ser Bachiller* de un estudiante de la esperanza en la institución educativa j .

En lo que respecta al *Nivel 2*, γ_{00} es el intercepto general de la variable independiente entre instituciones educativas, lo que se traduce al valor esperado del puntaje en la prueba *Ser Bachiller* controlando por el efecto de las variables de control o covariables del *Nivel 2*. γ_{01} por su parte representa al efecto de la covariable X_j del *Nivel 2* sobre el intercepto. u_{0j} y u_{1j} representan son los efectos aleatorios asociados al intercepto en el *Nivel 1* y a la pendiente de la variable *Preuniversitario* entre instituciones educativas, respectivamente. Liu (2023) interpreta este concepto indicando que el intercepto y la pendiente de la variable independiente, en este caso de la variable *Preuniversitario*, están permitidas variar de forma aleatoria entre instituciones educativas y, por ende, sus respectivas varianzas (varianza entre grupo y la varianza de la pendiente) deben ser estimadas.

El modelo multinivel incorporó las mismas covariables utilizadas dentro del *modelo de regresión lineal multivariada* con el objetivo de garantizar comparabilidad de resultados para el análisis. Sin embargo, es importante señalar que, dado la estructura multinivel de la base de datos del examen *Ser Bachiller 2018 - 2019*, el modelo multinivel incorpora la variable *amie* de *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019*, misma que contiene el código de identificación único de cada institución educativa participante con el fin de agrupar a los estudiantes dentro de instituciones educativas correspondientes (Ineval, 2020). Después de efectuar la limpieza de datos, se contó con un total de 3 641 instituciones educativas que formarán parte del análisis estadístico en este modelo.

3.2.3. Emparejamiento por puntaje de propensión (propensity score matching)

Complementando el modelo lineal multinivel, el puntaje de propensión (propensity score matching (PSM) por su nombre en inglés) se ha aplicado en la estimación de efectos causales de diversos tratamientos, particularmente en estudios casi-experimentales y observacionales, con el objetivo de agregar robustez a los hallazgos (Domingue y Briggs, 2009; Randolph et al., 2014). Es una técnica estadística de evaluación de impacto en la cual se *emparejan* observaciones que hayan recibido el tratamiento con una o más observaciones en un grupo de control o que no hayan recibido dicho tratamiento a través de un *puntaje de propensión* (Fan y Nowell, 2011; Randolph et al., 2014). Rosenbaum y Rubin (1985) definen el concepto de puntaje de propensión como la probabilidad que tienen las observaciones de recibir el tratamiento condicionado a una serie de covariables de observables. Se puede definir matemáticamente con la siguiente ecuación asumiendo un tratamiento dicotómico o binario:

Ecuación 3:

$$e_i = \Pr(Z_i = 1 | X_{1i} + X_{2i} + X_{3i} + \dots + X_{pi})$$

Una vez estimados los puntajes de propensión, se utilizó un algoritmo para emparejar las observaciones, sea una a una o una a varias. El producto de este proceso es una muestra balanceada, es decir, una muestra que, condicionado al puntaje de propensión, tenga una distribución similar de covariables observadas entre el grupo de tratamiento y de control (Rosenbaum y Rubin, 1985). Esto implica que, en el subconjunto de observaciones emparejadas (con similares puntajes de propensión), se puede estimar el verdadero efecto causal del tratamiento ya que la distribución de covariables observables es similar.

En estudios observacionales que aspiran estimar el efecto causal de un programa o una intervención, la comparación entre participantes que se asignan de forma voluntaria al grupo de tratamiento y de control puede perder precisión dado diferencias existentes previas al tratamiento entre ambos grupos. Ante la imposibilidad de efectuar un muestreo aleatorio por razones éticas o prácticas, el emparejamiento por puntaje de propensión ayuda a mitigar el sesgo de autoselección balanceando las características o variables observables entre el grupo de tratamiento y de control. De esta manera, se garantizó la comparabilidad con miras a estimar un efecto causal (Jacovidis et al., 2016). Esta técnica estadística de inferencia causal se presta para el estudio del efecto de programas o intervenciones en el ámbito educativo en estudios observacionales ya que en un número

considerable de casos los estudiantes se autoseleccionan a los grupos de tratamiento y de control (Domingue y Briggs, 2009; Jacovidis et al., 2016).

En el caso del presente estudio, se aplicará un modelo lineal multinivel utilizando previamente la técnica de emparejamiento por puntaje de propensión dado que, como sugieren Jacovidis, Foelber y Horst (2016) la autoselección en el grupo de tratamiento (estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado) y el grupo de control (aquellos que no contaron con esta preparación) puede crear un sesgo que comprometa la precisa estimación del efecto causal. Es importante asimismo señalar que el alto número de observaciones con las que cuenta la base de datos *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019* (Ineval, 2020) permite realizar un emparejamiento por puntaje de propensión preciso. El elevado número de observaciones también influye en la elección del método de emparejamiento debido a los requerimientos computacionales del algoritmo. Esta técnica permitirá estimar de manera más precisa el verdadero efecto causal de asistir a un curso preuniversitario sobre el puntaje obtenido en el examen *Ser Bachiller*.

Conforme a la metodología para *propensity score matching* propuesta por Caliendo y Kopeining (2008), se separa el análisis de emparejamiento por puntaje de propensión en cuatro pasos:

- 1) Calcular el puntaje de propensión
- 2) Implementar un algoritmo de emparejamiento
- 3) Evaluar el equilibrio de covariables posterior al emparejamiento
- 4) Estimar el efecto causal

Para efectuar al cálculo de los puntajes de propensión, siguiendo la metodología planteada por Jacovidis, Foelber y Horst (2016), se utilizó un modelo de regresión logística con covariables que se relacionan a la autoselección al grupo de tratamiento, es decir, a asistir a un curso preuniversitario privado. Entre ellas se encuentran características demográficas, socioeconómicas aptitudinales y motivacionales como área geográfica, género, trayectoria académica, aspiraciones educativas, entre otros.

La variabilidad de esta técnica estadística en el ámbito educativo se encuentra mayormente en la implementación del algoritmo de emparejamiento, para el cual existen varias alternativas y especificaciones. La literatura señala la existencia de un *trade-off* entre la calidad y la cantidad de observaciones emparejadas por los diferentes métodos y algoritmos de emparejamiento, así como las diferentes especificaciones como el reemplazo (Jacovidis et al., 2016). Aunque Jacovidis, Foelber y Horst (2016) recomiendan que la calidad del emparejamiento no debería comprometer la cantidad de observaciones emparejadas, dado el alto número de observaciones con el que cuenta el presente estudio, se prioriza la calidad del emparejamiento.

Se efectuó el emparejamiento por puntaje de propensión a través del método de *vecino más cercano* sin calibre con relación 1:1 sin reemplazo siguiendo a Jacovidis, Foelber y Horst (2016). El método *Vecino más cercano* empareja los sustentantes bajo un algoritmo de uno-a-uno (Caliendo y Kopeining, 2008), es decir, cada estudiante que asistió a un curso preuniversitario privado es emparejado con un solo estudiante que no lo hizo minimizando la distancia euclidiana medida a través del puntaje de propensión. Con ello, se espera obtener la diferencia en promedio más baja posible entre los sustentantes emparejados en las covariables observables (Domingue y Briggs, 2009). La consecuencia de este método de emparejamiento es que una cantidad mayor de sustentantes que no asistieron a un curso preuniversitario fue excluida del análisis comparado a los dos modelos anteriores (Domingue y Briggs, 2009). En el presente estudio, se utilizó solamente 76 354 sustentantes para este modelo.

Aunque el *optimal pair matching* y otros métodos emplean enfoques más sofisticados para el emparejamiento de observaciones, la literatura académica sugiere que los algoritmos *greedy*, como el de vecino más cercano, logran un balance en las covariables incluidas en el puntaje de propensión tan efectivo como el obtenido mediante *optimal pair matching*, pero con menores demandas computacionales (Gu y Rosenbaum, 1993; Austin, 2013). Particularmente en muestras con un número importante de observaciones, la diferencia en calidad de emparejamiento es nula, por lo que el presente estudio optó por utilizar el algoritmo de emparejamiento del *vecino más cercano*.

Una vez estimados los tres modelos econométricos, se comparó sus resultados y se analizó su validez y robustez con las pruebas estadísticas pertinentes

4. Resultados y discusión

4.1. Resultados

Con el objetivo de comparar los tres modelos econométricos utilizados para estimar el efecto causal de asistir a un curso universitario privado sobre el puntaje en el examen *Ser Bachiller*, se sintetiza los resultados obtenidos en la siguiente tabla haciendo énfasis en su significancia estadística, coeficientes de regresión y parámetros específicos siguiendo los lineamientos metodológicos de Liu (2023) y Jacovidis, Foelber y Horst (2016) para la presentación de resultados.

Tabla 3: Resultados de modelos econométricos comparados (Modelo 1 - 3)

| | Variable Dependiente: | | |
|--|---|-------------------------|--|
| | Puntaje en el examen Ser Bachiller (inev) | | |
| | Mínimos Cuadrados Ordinarios | Modelos Lineales Mixtos | |
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Regresión lineal multivariada | Modelo multinivel | Emparejamiento por puntaje de propensión |
| Coeficientes | | | |
| Efectos Fijos | | | |
| <i>Tratamiento</i> | | | |
| <i>Curso Preuniversitario Privado</i> | 0.336*** (0.004) | 0.258*** (0.006) | 0.250*** (0.006) |
| <i>Demográficas</i> | | | |
| Sexo - Hombre | -0.067*** (0.003) | -0.036*** (0.002) | -0.038*** (0.005) |
| Año de nacimiento | 0.019*** (0.0004) | 0.010*** (0.0003) | 0.035*** (0.001) |
| Autoidentificación Étnica - Minoría Étnica | -0.111*** (0.004) | -0.079*** (0.004) | -0.102*** (0.010) |
| Discapacidad - Sí | -0.183*** (0.013) | -0.176*** (0.012) | -0.532*** (0.029) |
| Hijos - Sí | -0.218*** (0.005) | -0.131*** (0.004) | -0.140*** (0.016) |
| <i>Socioeconómicas</i> | | | |
| ISEC ² | 0.612*** (0.008) | 0.406*** (0.007) | 0.316*** (0.016) |
| <i>Institucionales</i> | | | |
| Régimen - Sierra | 0.328*** (0.006) | 0.302*** (0.012) | 0.275*** (0.026) |
| Sostenimiento - Municipal | 0.004 (0.012) | -0.010 (0.071) | -0.017 (0.070) |
| Sostenimiento - Fiscomisional | -0.111*** (0.006) | -0.137*** (0.028) | -0.092*** (0.030) |
| Sostenimiento - Fiscal | -0.285*** (0.004) | -0.279*** (0.017) | -0.277*** (0.018) |
| Área - Urbana | -0.011*** (0.003) | 0.005 (0.016) | 0.001 (0.019) |
| Provincia ³ | X | X | X |
| <i>Motivacionales y psicológicas</i> | | | |
| Nivel máximo de estudios deseado - Técnico o Tecnológico | 0.034*** (0.007) | 0.057*** (0.006) | -0.014 (0.019) |

| | Variable Dependiente: | | |
|--|---|-------------------------|--|
| | Puntaje en el examen Ser Bachiller (inev) | | |
| | Mínimos Cuadrados Ordinarios | Modelos Lineales Mixtos | |
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Regresión lineal multivariada | Modelo multinivel | Emparejamiento por puntaje de propensión |
| Nivel máximo de estudios deseado - Tercer Nivel o Licenciatura | 0.144*** (0.005) | 0.149*** (0.005) | 0.129*** (0.014) |
| Nivel máximo de estudios deseado - Posgrado | 0.358*** (0.005) | 0.294*** (0.004) | 0.297*** (0.013) |
| Tipo de institución aspira ingresar - Privada | -0.023*** (0.004) | -0.009*** (0.003) | 0.040*** (0.006) |
| Motivación de conocimientos adquiridos - Sí | -0.034*** (0.005) | -0.007 (0.005) | -0.005 (0.008) |
| Preocupación por futuro propio - Sí | 0.223*** (0.003) | 0.192*** (0.003) | 0.251*** (0.007) |
| Satisfacción conocimientos adquiridos - Sí | -0.036*** (0.005) | -0.063*** (0.005) | 0.071*** (0.008) |
| Intercepto | | | |
| Intercepto | -31.499*** (0.713) | -12.937*** (0.684) | -63.588*** (2.987) |
| Efectos Aleatorios | | | |
| Varianza de la pendiente | - | 0.033 | 0.024 |
| Varianza dentro instituciones educativas (σ^2) | - | 0.380 | 0.366 |
| Varianza entre instituciones educativas (τ_{00}) | - | 0.176 | 0.149 |
| Covarianza | - | -0.028 | -0.024 |
| Parámetros estadísticos | | | |
| Observaciones (No. estudiantes) | 297 597 | 297 597 | 76 354 |
| Grupos (No. instituciones educativas) | - | 3 651 | 3 101 |
| R ² | 0.3217 | - | - |
| R ² Ajustado | 0.3216 | - | - |
| Estadística F | 3 281.48*** | - | - |
| Probabilidad logarítmica | -320 528.00 | -284 545.50 | -72 785.32 |
| Criterio de información Akaike | 641 146.00 | 569 187.10 | 145 666.60 |
| Criterio de información bayesiano | 641 623.20 | 569 696.10 | 146 110.30 |
| Notas: | | | |
| 1. Codificación de significancia estadística: * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01. Desviación estándar entre paréntesis. | | | |
| 2. La variable ISEC fue re-escalada al rango de 0 a 1 para facilitar su interpretación y comparabilidad dado que se encontraba estandarizada en una escala de -3 a 3 con media en 0. | | | |
| 3. El coeficiente de <i>Provincia</i> no es reportado por propósitos de brevedad. Se marca con una x para señalar que se incluyó dentro del modelo como una variable categórica. | | | |

Fuente: Ineval (2020).

4.1.1. Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios

Como se evidencia en la Tabla 3, el Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios* estima que el efecto causal de asistir a un curso preuniversitario privado sobre el puntaje obtenido en la prueba *Ser Bachiller* es de 0.336 puntos ($\beta_1 = 0.336$) manteniendo constante el efecto de las demás covariables del modelo y tiene significancia estadística con un nivel de significación del 99%. Este coeficiente sugiere que, tomando como marco referencial todos los estudiantes que rindieron el examen, aquellos que asistieron a un curso preuniversitario privado obtienen en promedio 0.336 puntos adicionales en el examen estandarizado de ingreso a la educación superior *Ser Bachiller* que aquellos que no asistieron a esta capacitación cuando se mantiene al resto de las covariables constantes. Por ende, se determina que, de acuerdo con el Modelo 1, el asistir a un curso preuniversitario es un predictor importante de la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller*. Es importante tomar en cuenta que el Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios* no realiza una diferenciación entre efectos fijos y aleatorios como los Modelos 2 y 3.

Para evaluar la validez del Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios*, Liu (2023) recomienda analizar los estadísticos R^2 ajustado y estadística F . R^2 ajustado es un coeficiente de determinación múltiple que mide la exactitud de la predicción con la serie de variables utilizadas en el modelo tomando en consideración el tamaño de la muestra y el número de regresores incluidos en el modelo. Más específicamente, se puede entender como la proporción de la varianza del término de error explicada por el modelo con todos sus regresores y el tamaño de la muestra. En el caso del Modelo 1, el estadístico R^2 ajustado es 0.3216, lo que se traduce en que el Modelo 1 explica el 32.16% de la varianza en la variable dependiente *Puntaje en el examen Ser Bachiller*.

La estadística F mide si el modelo en su conjunto tiene la capacidad de predecir de forma significativa la variable dependiente, es decir, la puntuación en el examen *Ser Bachiller*. El Modelo 1 presenta una estadística F de $F(43, 297\ 553) = 3\ 281,48, p < ,001$, misma que señala que el Modelo 1, incluyendo a todos sus regresores, es significativo o que al menos uno de sus regresores predice de manera significativa la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller*.

Sin embargo, a pesar del significativo nivel predictivo del Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios*, considerando la naturaleza observacional del presente estudio y su fuente de datos, existe la posibilidad de que se viole el supuesto de independencia necesario para un modelo de regresión lineal de mínimos cuadrados ordinarios. Los términos de errores o los residuales pueden presentar correlación debido a que los estudiantes se encuentran agrupados dentro de instituciones educativas, lo que implica una mayor homogeneidad dentro de estos grupos o *clusters*. Para evaluar de manera cuantitativa la existencia de esta violación, la literatura recomienda realizar una prueba estadística de Durbin-Watson, misma que mide el grado de correlación entre los términos de error en modelos de regresión lineal (Durbin y Watson, 1971). Toma como hipótesis nula que no existe autocorrelación en los residuales del modelo evaluado y como hipótesis alternativa que los términos de error presentan una correlación sea positiva o negativa. La prueba estadística de Durbin-Watson resulta en un indicador en un rango de 0 a 4, en el cual un valor igual a 2 indica la no existencia de correlación, un valor mayor que 2 indica una correlación negativa y un valor menor que 2 indica una correlación positiva. A continuación, se presentan los resultados del *Durbin-Watson Test*:

Tabla 4: Resultados de la prueba estadística de Durbin-Watson para el Modelo 1 *Regresión Lineal Multivariada de Mínimos Cuadrados Ordinarios*

| Fuente de datos | Autocorrelación | Estadístico Durbin-Watson | P-Valor |
|---|-----------------|---------------------------|---------|
| Modelo 1 <i>Regresión Lineal Multivariada de Mínimos Cuadrados Ordinarios</i> | 0,2401 | 1,5198 | 0,0000 |

Fuente: Ineval (2020).

Como se puede apreciar en la *Tabla 4*, el estadístico Durbin-Watson para el Modelo 1 es menor a 2 (Estadístico D-W: 1.5198), lo que sugiere que existe una correlación positiva entre los términos de error o los residuales del modelo conforme con la hipótesis alternativa. Además, el valor p , inferior a $2.2e-16$ o 0.000 y menor que el nivel de significancia convencional de 0.05, aporta validez estadística a la hipótesis alternativa, permitiendo rechazar la hipótesis nula en su favor. Por ende, existe evidencia estadística para concluir que existe correlación entre los residuos y, consecuentemente, se viola el presunto de independencia en el Modelo 1 *Regresión Lineal Multivariada de Mínimos Cuadrados Ordinarios*.

4.1.2. Modelo multinivel

La *Tabla 3* reporta los efectos fijos y aleatorios del Modelo 2 *Modelo multinivel lineal mixto* como recomienda Liu (2023) ya que los modelos multinivel calculan coeficientes en estas dos categorías. El Modelo 2 *Modelo multinivel lineal mixto* estima que el efecto causal de asistir a un preuniversitario privado sobre la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller* es de 0.258 puntos manteniendo constante las covariables demográficas, socioeconómicas, institucionales, motivacionales y psicológicas y considerando el hecho que los estudiantes se encuentran agrupados en instituciones educativas. En otras palabras, los estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado en promedio tienden a obtener 0.258 puntos más en el examen *Ser Bachiller* que

aquellos que no tuvieron dicha preparación. Además, el respectivo coeficiente es estadísticamente significativo en un nivel de significancia del 99%, por lo que se considera un predictor importante del rendimiento académico en el contexto del examen *Ser Bachiller*. Cabe recalcar que, a diferencia del Modelo 3 *Emparejamiento por Puntaje de Propensión*, este efecto causal fue estimado en función de una muestra de 297 597 estudiantes que se encuentran agrupados (*clustered*) en 3 651 instituciones educativas en el territorio ecuatoriano en el año lecto 2018 - 2019.

Se puede observar que el coeficiente de la variable de tratamiento (independiente) *Curso preuniversitario privado* en el Modelo 2 *Modelo multinivel lineal mixto* (*Nivel 1: $\beta_1 = 0,258$*) es menor que al del Modelo 1 *Regresión Lineal Multivariada de Mínimos Cuadrados Ordinarios* $\beta_1 = 0,336$, de donde se puede deducir que la aplicación de un modelo de regresión lineal de nivel único resulta en la sobreestimación del efecto causal conforme con los resultados de Jacovidis, Foelber y Horst (2016).

Como se indicó en el apartado metodológico del presente estudio, el Modelo 2 *Modelo multinivel* considera la estructura jerárquica de la base de datos *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018 - 2019* y permite corregir la correlación existente entre estudiantes dentro de la misma institución educativa. Para justificar la pertinencia del modelo en los datos del examen *Ser Bachiller*, se utiliza el coeficiente de correlación entre clases o ICC (*intraclass correlation coefficient*) por sus siglas en inglés como lo sugiere Liu (2023). Este parámetro estadístico mide el grado de varianza de la variable dependiente que es generado por los grupos o *clusters* (Raudenbush y Bryk, 2002; Hox et al., 2018). En el caso del presente estudio, el ICC se puede entender como el porcentaje de la varianza de la puntuación en la prueba *Ser Bachiller* correspondiente a la variabilidad entre instituciones educativas. Consecuentemente, el ICC resulta en un coeficiente en el rango de 0 a 1 y mientras el valor se acerque más a 1, la proporción de variabilidad generado por las diferencias entre instituciones educativas es mayor. De acuerdo con Liu (2023), un ICC mayor a 0,1 indica que es fundamental la realización de modelo multinivel para corregir la homogeneidad entre grupos de estudiantes y la heterogeneidad entre instituciones educativas. A continuación, se presentan los resultados del ICC calculados con la librería *performance* (Lüdecke et al., 2021) disponible en *R*.

Tabla 5: Resultados del coeficiente de correlación entre clases (ICC) aplicados al Modelo 2 *Modelo multinivel*

| Fuente de datos | ICC Ajustado | ICC |
|-----------------------------------|--------------|-------|
| Modelo 2 <i>Modelo multinivel</i> | 0.313 | 0.242 |

Fuente: Ineval (2020).

La Tabla 5 muestra un ICC ajustado de 0.313 y un ICC de 0.242. Vale la pena señalar que el ICC ajustado considera únicamente las varianzas de los efectos aleatorios, mientras que el ICC condicional incluye tanto las varianzas de los efectos aleatorios como las de los efectos fijos (Lüdecke et al., 2021; Shaw y Flake, 2024). A pesar de que no existe un umbral establecido sobre el cual sea recomendable la aplicación de un modelo multinivel, Lorah (2018) y Liu (2023) mencionan que, en el área de la educación, se han reportado índices de ICC superiores a 0.22 para justificar la utilización de modelos multinivel. Asimismo, Shaw y Flake (2024) indican que, al igual que Liu (2023) un ICC superior a 0,1 constituye evidencia para la consideración de un modelo multinivel. Resulta lógico, entonces, que el ICC reportado para el Modelo 2 respalde la necesidad de un modelamiento multinivel.

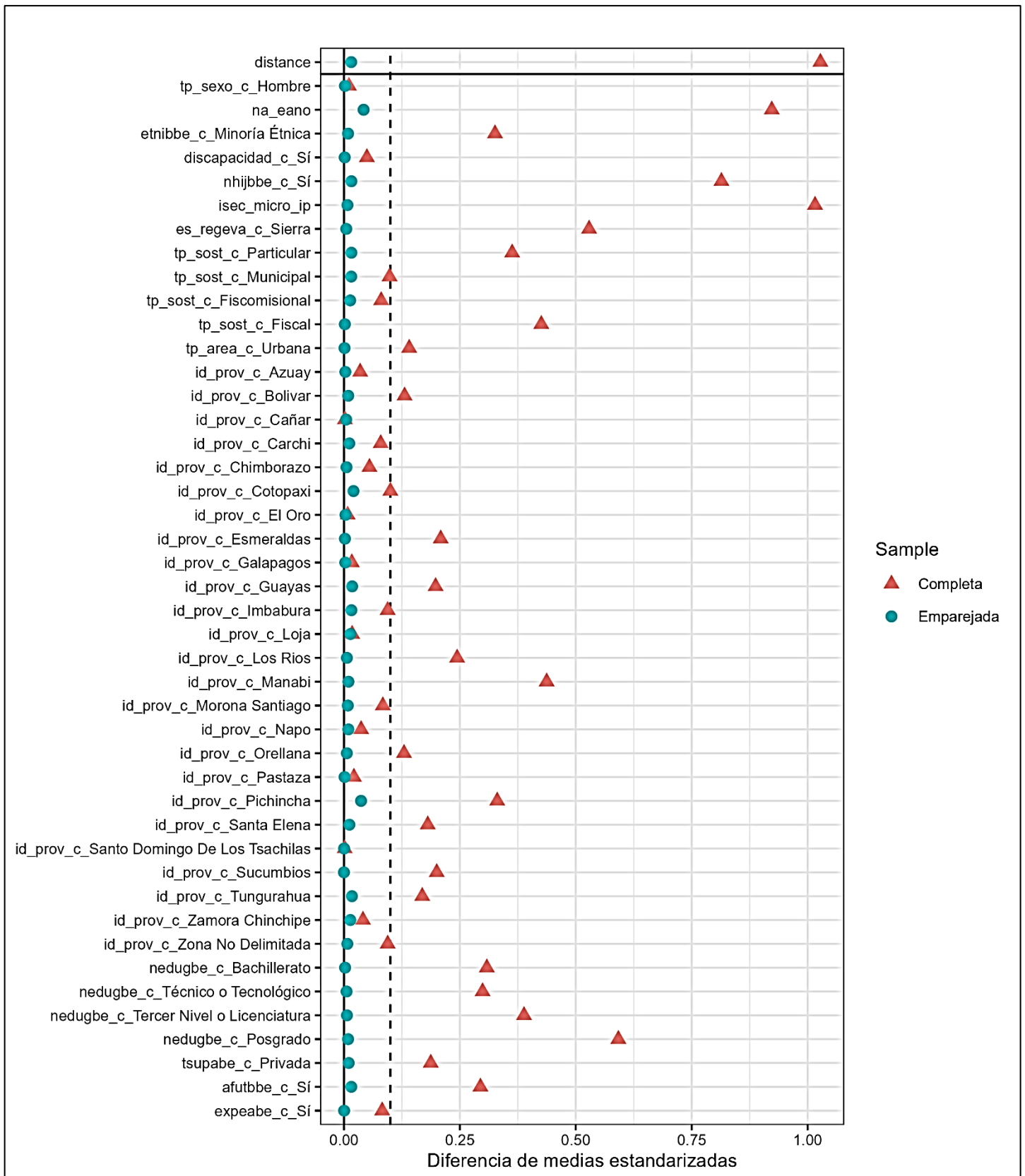
La violación del supuesto de independencia en una regresión lineal de un solo nivel compromete la precisión de la estimación de los coeficientes y parámetros estadísticos (Heck y Thomas, 2020), así como intervalos de confianza y p-valores (Nahhas, 2024). Adicionalmente, el ICC provee evidencia de que es pertinente la utilización de un modelo multinivel dado el alto porcentaje de la varianza de la variable dependiente explicado por las instituciones educativas. Por este motivo, se descarta la estimación del efecto causal del Modelo 1 *Regresión Lineal Multivariada*, contrario a la metodología aplicada en los estudios de Bazurto Macías (2022), León Altamirano y Oña Pillajo (2018) y Guamán Luna et al. (2023) debido a que no consideran la estructura multinivel de la base de datos *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019* (Ineval, 2020), fundamental para una estimación que minimice sesgos.

4.1.3. Emparejamiento por puntaje de propensión (propensity score matching)

Es pertinente recalcar que el objetivo del presente estudio es la estimación del efecto causal de asistir a un curso preuniversitario, equivalente a una variable de tratamiento o intervención desde un punto de vista observacional, sobre la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller*. Para realizar una inferencia válida, es importante reducir los sesgos existentes en la medida de lo posible considerando los datos observacionales utilizados por el presente estudio. Para ello, se propuso el uso de la técnica estadística del emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) cuyos resultados se presentan en la *Tabla 3* como Modelo 3 *Modelo multinivel con emparejamiento por puntaje de propensión*.

Como se explicó en el apartado metodológico, el Modelo 2 *Modelo multinivel* puede presentar un sesgo de autoselección en estudios observacionales ya que el haber asistido a un curso preuniversitario privado (variable independiente y de tratamiento) no es asignado de forma aleatoria en la muestra, sino que los estudiantes deciden en función de factores económicos, geográficos y motivacionales tomar este tipo de preparación (Briggs, 2004). Esto podría dar cabida a la existencia de posibles factores de confusión que podrían alterar la estimación del efecto causal (Domingue y Briggs, 2009). Para analizar la existencia del sesgo de autoselección, se presenta la Figura 3 que se encuentra a continuación:

Figura 3: Diferencias de medias estandarizadas en covariables utilizadas en el puntaje de propensión



Fuente: Ineval (2020).

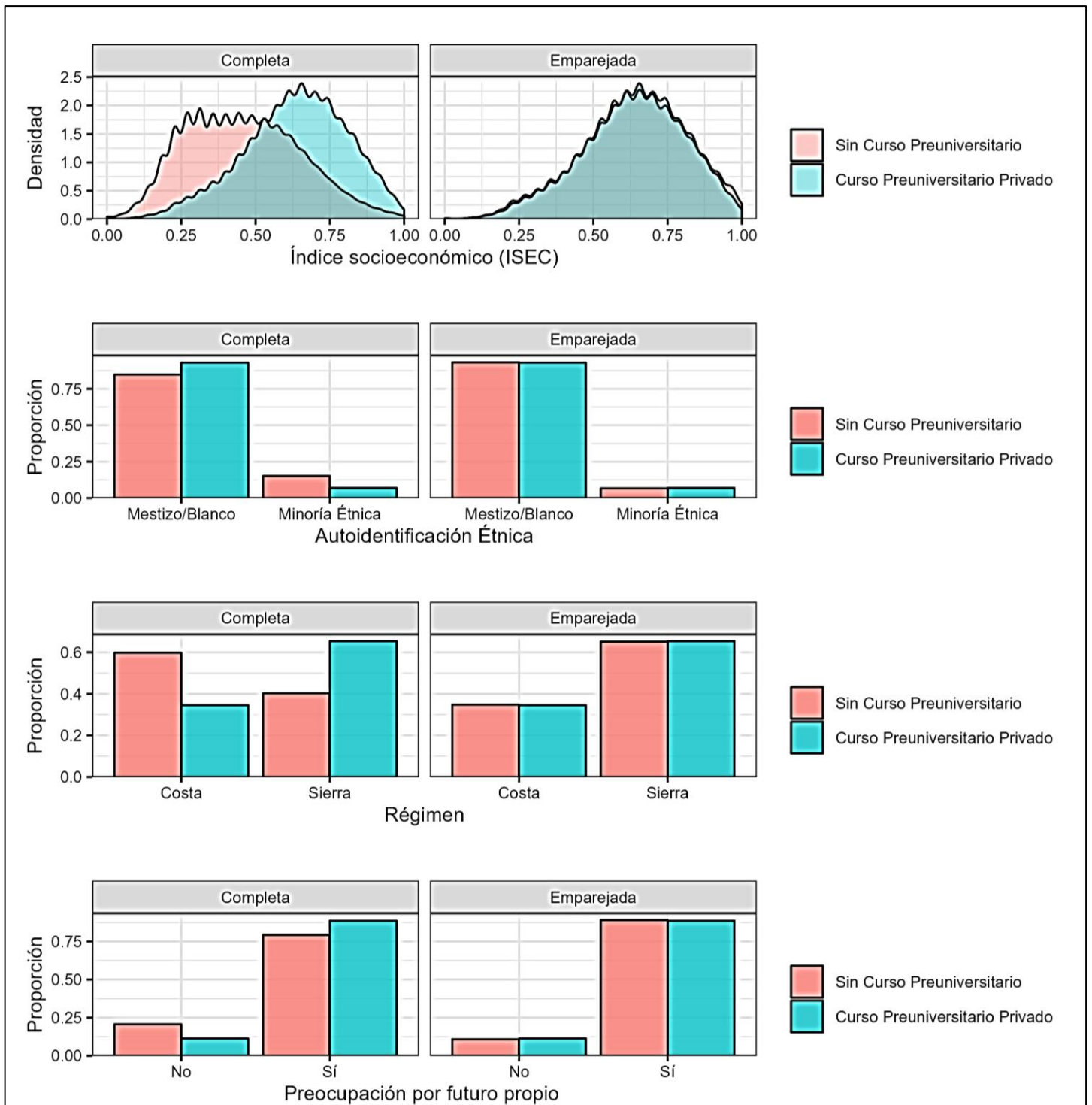
En la Figura 3, los triángulos naranjas representan la diferencia absoluta de medias estandarizada entre el grupo de tratamiento y de control en la base de datos *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019* (Ineval, 2020) mientras que los puntos grises indican el mismo estadístico calculado a partir de la base de datos emparejada a través de los puntajes de propensión. Es importante también tomar en cuenta que, mientras la base de datos sin emparejar comprende una muestra de 297 597 estudiantes, la base de datos emparejada reduce su marco

muestral a 76 354 estudiantes. La Figura 3 muestra que, considerando todas las observaciones existentes en la base de datos (triángulos naranjas), existe una diferencia considerable entre los estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado y aquellos que no lo hicieron en la mayoría de la covariables observables utilizadas en el Modelo 2. Las diferencias más significativas (*Dif Abs. Estad.* ≥ 0.5) se encuentran en el año de nacimiento (*na_eano*), nivel socioeconómico (*isec_micro_ip*), hijos (*nhijbbe_c*), régimen escolar (*es_regeva_c*) e intención de realizar estudios de posgrado (*nedugbe_c*Posgrado). Sin embargo, una vez se realiza el emparejamiento por puntaje de propensión, se puede apreciar que la diferencia absoluta de medias estandarizadas entre el grupo de tratamiento y de control (puntos grises) en todas las covariables utilizadas en el *Modelo 2* y *3* se encuentra por debajo del umbral de 0.1.

Es iluminador analizar un caso más en detalle. Se puede apreciar el equilibrio fabricado por el emparejamiento por puntaje de propensión en la Figura 4. En ella, se muestra el balance en la densidad y proporción en la base completa y en la base emparejada de cuatro covariables importantes para los modelos 2 y 3: 1) índice socioeconómico (ISEC), 2) autoidentificación étnica, 3) régimen escolar y 4) preocupación por el futuro propio. Es posible observar que existe una gran diferencia en el nivel socioeconómico entre los estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado y aquellos que no lo hicieron en la base completa. Sin embargo, posterior al emparejamiento, las curvas de densidad de la variable *ISEC* entre el grupo de control y el de tratamiento son casi idénticas en la base emparejada. Se puede apreciar este efecto de equilibrio en la base emparejada en la proporción de otras tres variables dicotómicas que se encuentran en la Figura 4 al confirmar la igualdad de sus respectivas proporciones en la base emparejada.

Por ende, se puede concluir que existe un sesgo de autoselección en el Modelo 2 *Modelo multinivel lineal mixto* que puede interferir con la estimación precisa del efecto causal de la variable independiente o de tratamiento, es decir, el haber asistido a un curso preuniversitario privado. Para corregir por este sesgo, se utiliza la técnica estadística de emparejamiento por puntaje de propensión. Tanto la Figura 3 como la Figura 4 sugieren que la aplicación de esta técnica tuvo éxito en crear equilibrio en el conjunto de covariables observables utilizadas entre el grupo de tratamiento y de control.

Figura 4: Balance en cuatro covariables en la base completa vs base emparejada



Fuente: Ineval (2020).

El Modelo 3, que utiliza un enfoque multinivel combinado con emparejamiento por puntaje de propensión, sugiere que asistir a un curso preuniversitario privado tiene un efecto causal de 0.250 puntos sobre el desempeño en el examen *Ser Bachiller*. Este resultado mantiene constantes diversas covariables demográficas, socioeconómicas, institucionales, motivacionales y psicológicas, y considerando la agrupación de los estudiantes en instituciones educativas mediante un modelo multinivel similar al del Modelo 2. En términos generales, este coeficiente sugiere que los estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado obtienen, en promedio, 0.250 puntos adicionales en el examen en comparación con aquellos que no tuvieron acceso a esa preparación. Además, este coeficiente es estadísticamente significativo con un nivel de significancia del 99%, indicando que es un factor relevante para predecir el rendimiento académico en el examen *Ser Bachiller*. El presente estudio sostiene que esta es la aproximación más certera que se puede

realizar al verdadero efecto causal del tratamiento tomando datos observacionales ya que minimiza en la medida de lo posible los sesgos creados por la estructura jerárquica de los datos y la autoselección en el grupo de tratamiento y de control.

Este análisis, a diferencia del Modelo 2 *Modelo lineal mixto multinivel*, se basa en una muestra de 76 354 estudiantes distribuidos en 3 101 instituciones educativas a lo largo de Ecuador durante el ciclo lectivo 2018 - 2019. Cabe destacar que el proceso de emparejamiento por puntaje de propensión reduce el tamaño de la muestra, lo cual, en este caso, reduce el número de estudiantes al 25.65% de los disponibles en los Modelos 1 y 2. Sin embargo, el número de instituciones educativas se mantiene en un 84.93%.

Es importante ir más allá de la significancia estadística para analizar la relevancia de haber asistido a un curso preuniversitario como determinante en la puntuación obtenida en el examen Ser Bachiller. Si se observa la variable independiente principal *Curso preuniversitario privado* y a los demás regresores en el Modelo 3 (refiérase a la *Tabla 3*), se puede evidenciar que su respectivo coeficiente (0.250) en valor absoluto se encuentra por encima de la mayoría de covariables dicotómicas y únicamente por debajo de *Discapacidad* (-0.532), *ISEC* (0.316), *Nivel máximo de estudios deseado - Posgrado* (0.297), *Sostenimiento Fiscal* (-0.277), *Régimen* (0.275) y *Preocupación por futuro propio* (0.251). El haber asistido a un curso preuniversitario privado tendría una mayor significancia que otros factores reconocidos como determinantes importantes dentro de la literatura académica como la autoidentificación étnica, sexo y área de asentamiento (urbano o rural) (Bazurto Macías, 2022; Guamán Luna et al., 2023). Además, tendría casi la misma incidencia en la puntuación obtenida que el régimen escolar, un determinante importante del rendimiento académico reconocido por Ineval (2023) y fuente de desigualdad. Por ende, existe evidencia para sostener que el haber asistido a un curso preuniversitario privado es un importante determinante del rendimiento en el examen de ingreso a la educación superior *Ser Bachiller*, cuyo efecto no puede ser ignorado al modelar este fenómeno.

4.2. Discusión

Desde una perspectiva metodológica, el análisis estadístico realizado resalta la importancia de reconocer la estructura jerárquica en las bases de datos, particularmente en el ámbito educativo, ya que, conforme a los hallazgos de Hox et al. (2018) y Liu (2023), el uso de modelos de nivel único (*single-level models* por su terminología en inglés) puede resultar en una imprecisa estimación de coeficientes, p-valores y parámetros estadísticos. En el presente estudio, se descarta la estimación de *single-level models* ya que resultaría en una sobreestimación del efecto causal de 25.89%. Estas consideraciones metodológicas son importantes particularmente en evaluaciones de impacto de intervenciones o programas, ya que un número importante de investigaciones en el área educativa se ven en la obligación de recurrir a datos observacionales publicados por instituciones como Ineval.

Es ahora fundamental discutir cómo se enmarcan los resultados del presente estudio dentro de la literatura académica sobre los efectos de cursos de preparación privados sobre el rendimiento en exámenes estandarizados de acceso a la educación superior. Es primero importante mencionar que, en el conocimiento del autor, no se ha estudiado este fenómeno en Ecuador. El rol de los cursos de preparación ha sido mayormente ignorado en estudios de determinantes del rendimiento académico en examen estandarizados de acceso a la educación superior (León Altamirano y Oña Pillajo, 2018; Lara Yépez, 2021; Bazurto Macías, 2022; Guamán Luna et al., 2023) en el contexto ecuatoriano a pesar de la disponibilidad de información en Ineval (2020). Por ende, los resultados obtenidos en la presente investigación deben ser necesariamente comparados a los hallazgos de académicos en América Latina, Norteamérica y Europa.

Desde una perspectiva general, el efecto causal estimado en este estudio coincide con los hallazgos de otros autores en el contexto estadounidense (Powers y Rock, 1999; Domingue y Briggs, 2009; Montgomery y Lilly, 2012) y chileno (Ramírez et al., 2020), al evidenciar un incremento estadísticamente significativo en el puntaje obtenido en la evaluación estandarizada como resultado de asistir a un curso preuniversitario privado o comercial.

Sin embargo, es importante considerar la magnitud de este efecto causal. En este sentido, a pesar de que el coeficiente estimado en el presente estudio tenga una relevancia estadística importante y constituya un

determinante importante en el rendimiento en la evaluación, su efecto en sí mismo es modesto. Tomando en cuenta que, en el contexto ecuatoriano, el examen *Ser Bachiller* se califica en una escala de 0 a 10 puntos, el efecto causal estimado (0.250 puntos) aislado representa aproximadamente un 2.50% en la escala de calificación. Se sostiene que el impacto es marginal en el mejor de los casos consecuente con los hallazgos de académicos de Löfgren (2005) en Suecia, Domingue y Briggs (2009) en Estados Unidos, Ramírez et al. (2020) en Chile y Beller (2001) en Israel. Asimismo, los resultados obtenidos en el análisis no proveen evidencia para el argumento de Montgomery y Lily (2012) quienes, utilizando datos de experimentos aleatorios, obtienen efectos de magnitud considerable en los exámenes estandarizados de acceso a la educación superior en Estados Unidos.

Se prevé una posible fuente de controversia significativa en este estudio relacionada con la definición de la variable de tratamiento, *Curso preuniversitario privado*, ya que esta solo asigna al grupo de tratamiento a los estudiantes que asistieron a un curso preuniversitario privado, excluyendo a aquellos que participaron en uno público. Como una prueba de robustez aplicada a los hallazgos del estudio, se estimó los coeficientes con la definición alternativa de la variable de tratamiento, es decir, asignando al grupo de tratamiento a los estudiantes que participaron en cursos preuniversitarios públicos y privados. El coeficiente fue ligeramente más bajo, estimando la relación causal en 0.124 siendo estadísticamente significativo en 99%. A pesar de la disminución en la magnitud del efecto causal, la interpretación de fondo se mantiene al ser un efecto positivo pero marginal. Por este motivo, se prefiere reportar los resultados de acuerdo con la forma de codificación estándar presente en la literatura académica en el contexto de estudios observacionales (Domingue y Briggs, 2009; Ramírez et al., 2020).

Aunque esta investigación cumple con los requerimientos metodológicos establecidos, sus hallazgos presentan ciertas limitaciones y consideraciones especiales que deben tenerse en cuenta al momento de interpretar sus resultados. Primero, existe una división en la literatura académica entre las evaluaciones estandarizadas de ingreso a la educación superior de contenido y aptitudinales (Powers y Rock, 1999; Briggs, 2004). Montgomery y Lilly (2012) señalan que los cursos de preparación privados son más efectivos y, por ende, deberían tener un efecto mayor en evaluaciones de contenido que en evaluaciones aptitudinales. La evaluación *Ser Bachiller* constituye un híbrido de ambos tipos de evaluaciones al combinar “el examen de grado Ser Bachiller y el Examen Nacional para la Educación Superior (ENES)” (Bazurto Macías, 2022, p. 44). No obstante, la prueba Ser Bachiller presenta un fuerte enfoque en la evaluación de conocimientos en cada una de las áreas de competencia: Matemáticas, Lengua y Literatura, Ciencias Sociales y Ciencias Naturales (León Altamirano y Oña Pillajo, 2018). En este contexto, los hallazgos del presente estudio podrían estar sesgados hacia la evaluación de conocimientos y deben interpretarse con esta limitación en mente. Futuros estudios que puedan contar con datos observacionales o experimentales de evaluaciones puramente de conocimientos y/o aptitudinales podrían estudiar la potencial diferencia que pueda existir entre la efectividad de cursos preuniversitarios en los dos tipos de evaluaciones estandarizadas de acceso a la educación superior.

Otra limitación importante en el presente estudio es el presunto de variables omitidas. Dentro de la aplicación del emparejamiento por puntaje de propensión, existe el supuesto de que todas las posibles fuentes de confusión (confounders por su término en inglés) están operacionalizadas e incluidas en la estimación de los puntajes de propensión (Liu et al., 2013). Sin embargo, es imposible sostener este presunto en el presente estudio dado que la puntuación obtenida en el examen *Ser Bachiller* depende de varios factores, algunos de los cuales no pueden ser incluidos en el modelo por la dificultad de su operacionalización; por ejemplo, la habilidad de los estudiantes o la calidad de los docentes e infraestructura de las instituciones educativas. Por este motivo, se debe considerar que la inferencia causal estimada en el presente estudio controla únicamente por factores de confusión observables y operacionalizados dentro de la base de datos *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019* y de factores asociados (Ineval, 2020). En este sentido, existen otras variables que pueden incluirse en el modelo que no pudieron ser operacionalizadas y que pueden tener un alto poder explicativo en el puntaje alcanzado en la prueba *Ser Bachiller*. La literatura señala, por citar un caso puntual, el rendimiento académico a lo largo de la educación general básica y el bachillerato (Löfgren, 2005; Ramírez et al., 2020; Woo et al., 2022). Futuras investigaciones de carácter experimental u observacional podrían capturar estos determinantes adicionales con los que no cuenta actualmente las fuentes de información de Ineval para realizar

una estimación aún más precisa de los factores que influyen en el rendimiento académico en las pruebas estandarizadas de acceso a la educación superior.

5. Conclusiones

Ante la creciente popularidad de los exámenes estandarizados de acceso a la educación superior en Ecuador (Ayala, 2021), han surgido cursos preuniversitarios de carácter privado o comercial que intentan preparar a los estudiantes para rendir estas evaluaciones. El presente artículo académico examina el impacto de asistir a un curso preuniversitario privado sobre el rendimiento en el examen estandarizado de acceso a la educación superior Ser Bachiller en el año lectivo 2018-2019. Para ello, se utilizó las bases de datos *Micro y Factores asociados estudiantes* del Ineval (2020) referentes a la prueba *Ser Bachiller* del año lectivo 2018 - 2019. Desde una perspectiva metodológica, se emplearon tres métodos econométricos para realizar la evaluación de impacto: 1) regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios (MCO); 2) modelo lineal multinivel; y 3) emparejamiento por puntaje de propensión. Estos enfoques permiten estimar de manera comparativa el impacto de participar en un curso preuniversitario comercial o privado, destacando la efectividad y limitaciones de cada modelo en el manejo de datos observacionales en el ámbito educativo.

En el presente estudio, el Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios* estimó un efecto causal estadísticamente significativo de 0.336 puntos de asistir a un curso preuniversitario privado en el puntaje del examen, controlando por variables demográficas, socioeconómicas, institucionales y motivacionales del estudiante. Sin embargo, se encontró que los residuales presentaban autocorrelación, evidenciada por la prueba de Durbin-Watson, lo cual sugiere la homogeneidad entre estudiantes agrupados dentro de las instituciones educativas. Este hallazgo subraya la necesidad de metodologías que consideren la estructura jerárquica de los datos, como los modelos multinivel.

Los modelos multinivel son adecuados para datos agrupados y permiten analizar tanto el nivel individual (en este caso, estudiantes) como el de los *clusters* (en el presente caso, las instituciones educativas). El modelo multinivel utilizado incluyó efectos fijos y aleatorios para capturar variabilidad entre instituciones y dentro de ellas. Los resultados mostraron un coeficiente de correlación intraclase (ICC) mayor a 0.1, indicando que una proporción considerable de la varianza en los puntajes obtenidos en el examen *Ser Bachiller* puede atribuirse a diferencias entre instituciones educativas. Esto valida la preferencia por modelos multinivel en estudios educativos, permitiendo identificar cómo varía el efecto de los cursos preuniversitarios entre instituciones educativas. También permite descartar la estimación del Modelo 1 *Regresión lineal multivariada de mínimos cuadrados ordinarios*.

Sin embargo, los modelos multinivel pueden ser susceptibles al sesgo de autoselección en estudios observacionales, ya que los estudiantes no se asignan aleatoriamente al tratamiento (haber asistido a un curso preuniversitario). Por el contrario, los estudiantes deciden si asistir o no a un curso preuniversitario privado o comercial en función de sus características demográficas, socioeconómicas y motivacionales. Para minimizar este sesgo, se usó el emparejamiento por puntaje de propensión. Este método estima la probabilidad de recibir el tratamiento con base en covariables observadas y empareja estudiantes del grupo de tratamiento y del grupo de control con puntajes de propensión similares, creando así una muestra balanceada y más comparable entre ambos grupos. Al combinar esta técnica con el modelo multinivel, se logró una estimación robusta del efecto causal del curso preuniversitario.

La integración del modelo multinivel y el emparejamiento por puntaje de propensión permitió una estimación más precisa del efecto del curso, ajustando tanto por la estructura jerárquica de los datos como por el sesgo de autoselección. Los resultados indican que asistir a un curso preuniversitario privado tiene un efecto causal estadísticamente significativo de 0.250 en el puntaje del examen *Ser Bachiller* en una escala de 0 a 10. Este modelo híbrido maximiza la validez interna del estudio sin comprometer su validez externa, proporcionando inferencias causales más confiables en un contexto observacional.

Los resultados del presente estudio son consistentes con los hallazgos de la literatura académica en otras latitudes donde se ha encontrado que el *coaching* o preparación en cursos preuniversitarios privados tiene un

efecto positivo pero modesto sobre la puntuación obtenida en los exámenes estandarizados de acceso a la educación superior. A pesar de ser modesto, el presente estudio sostiene que la magnitud de su impacto es comparable a los factores determinantes del rendimiento académico en pruebas estandarizadas en Ecuador identificados en la literatura académica como la condición socioeconómica, la autoidentificación étnica o el régimen de planificación escolar. En este sentido, se concluye que, a pesar de su magnitud modesta, la preparación del estudiante en cursos extracurriculares es un factor fundamental que debe considerarse en estudios observacionales de rendimiento académico.

Finalmente, se subraya la importancia de reconocer las limitaciones de cada método y de interpretar los resultados en estudios observacionales con cautela. Aunque el modelo híbrido provee estimaciones más confiables a partir de técnica estadísticas, existe la posibilidad de que factores no observados influyan en los resultados. Por lo tanto, se sugiere que futuros estudios utilicen datos experimentales o cuasi-experimentales para validar estos hallazgos, en particular en investigaciones educativas, donde los datos observacionales son prevalentes en los últimos años. También se sugiere comparar los resultados con evaluaciones puramente aptitudinales y de conocimiento con el objetivo de explorar las posibles diferencias en el efecto de cursos preuniversitarios en estos dos tipos de evaluaciones prevalentes en el campo de ingreso a la educación superior.

Los hallazgos del presente estudio abren la puerta a una reflexión profunda sobre el rol y la accesibilidad de los cursos preuniversitarios en Ecuador, destacando la necesidad de políticas públicas orientadas a fomentar una mayor equidad en el acceso a la educación superior. Para avanzar en este objetivo, es esencial que la SENESCYT y el Ministerio de Educación implementen programas de apoyo y recursos de calidad que garanticen igualdad de condiciones para todos los aspirantes a ingresar al sistema de educación superior, independientemente de su condición socioeconómica.

Los resultados de este análisis sugieren que la posibilidad de contar con los recursos económicos para acceder a cursos preuniversitarios privados o comerciales representa una ventaja competitiva significativa, aunque no determinante, para aquellos estudiantes que pueden cubrir sus costos asociados. En este sentido, la desigualdad en el acceso a tales cursos acentúa las disparidades en el rendimiento académico y, consecuentemente, en el éxito en los procesos de admisión. La capacidad económica se convierte, así, en un factor determinante que limita las oportunidades de muchos aspirantes que, a pesar de poseer méritos académicos, enfrentan desventajas estructurales en comparación con sus pares con mayores recursos financieros. En el contexto actual, caracterizado por una creciente demanda de cupos en universidades e institutos tecnológicos, y ante la incapacidad de los sistemas de educación superior para expandir la oferta de cupos al mismo ritmo, es imperativo garantizar la igualdad y equidad en los procesos de admisión y asignación de cupos.

Este estudio pone en evidencia un área crítica de mejora que podría guiar la creación y mejor de programas inclusivos que nivelen el acceso a recursos de preparación académica para todos los estudiantes. Políticas públicas que incluyan el financiamiento de cursos preuniversitarios gratuitos o subsidiados, el desarrollo de plataformas de preparación académica en línea, o incluso programas de acompañamiento académico desde la educación secundaria, contribuirían a una distribución más justa de los recursos educativos.

Por otra parte, la implementación de un enfoque de admisión que considere no solo el mérito académico, sino también las barreras estructurales que limitan el acceso de los estudiantes a la educación superior, podría mejorar la asignación de cupos y contribuir a reducir las brechas sociales. Un sistema que reconozca y compense tales desigualdades permitiría que el acceso a la educación superior sea más inclusivo, promoviendo una asignación de cupos que no dependa exclusivamente de la capacidad de acceder a formación preuniversitaria privada. Los resultados de este estudio destacan una urgente necesidad de rediseñar las políticas educativas hacia un modelo de mayor equidad, que permita a los estudiantes de todos los estratos socioeconómicos contar con las mismas oportunidades para competir en el acceso a la educación superior.

6. Referencias

- Austin, P. C. (2013). A Comparison of 12 Algorithms for Matching on the Propensity Score. *Statistics in Medicine*, 33(6), 1057-1069. doi:10.1002/sim.6004
- Ayala, P. B. (2021). *La Educación Superior Ecuatoriana: Una mirada desde la Política Pública, previo a la Ley Orgánica de Educación Superior*. Guayaquil: Universidad Espíritu Santo.
- Bazurto Macías, W. (2022). *Análisis de la prueba Ser Bachiller como barrera de entrada a la Educación Superior de los niveles socioeconómicos bajos en el Ecuador entre los periodos educativos 2018-2019 y 2019-2020*. [Disertación previa a la obtención del título de Economista, Pontificia Universidad Católica del Ecuador]. Obtenido de <https://repositorio.puce.edu.ec/handle/123456789/33396>
- Becker, B. J. (1990). Coaching for the Scholastic Aptitude Test: Further Synthesis and Appraisal. *Review of Educational Research*, 60(3), 373-417. doi:doi.org/10.2307/1170759
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Beller, M. (2001). Admission to Higher Education in Israel and the Role of the Psychometric Entrance Test: Educational and political dilemmas. *Assessment in Education: Principles, Policy y Practice*, 8(3), 315-337. doi:10.1080/09695940120089125
- Briggs, D. C. (2004). Evaluating SAT Coaching: Gains, Effects and Self-Selection. En R. Zwick, *Rethinking the SAT: The future of standardized testing in university* (págs. 217-233). Routledge. doi:10.4324/9780203463932-25
- Briggs, D. C. (2005). Meta-analysis: A case study. *Evaluation Review*, 29(2), 87-127. doi:10.1177/0193841X04272555
- Cabezas, C. (2022). Pruebas Estandarizadas y Desempeño Académico en Cursos Pre-universitarios como Predictores del Desempeño Académico en una Universidad Privada del Ecuador. *Veritas y Research*, 4(1), 16-23.
- Caliendo, M., y Kopeining, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x
- Cole, N. (1982). The Implications of Coaching for Ability Testing. En W. R. Garner, y A. K. Wigdor, *Ability Testing: Uses, Consequences and Controversies* (págs. 389-414). Washington, DC: National Academy Press.
- Denison, E. (1962). *Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*. New York: Committee for Economic Development.
- Domingue, B., y Briggs, D. C. (2009). Using Linear Regression and Propensity Score Matching to Estimate the Effect of Coaching on the SAT. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 35(1), 12-29.
- Durbin, J., y Watson, G. S. (1971). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. III. *Biometrika*, 58(1), 1-19. doi:10.2307/2334313
- Fan, X., y Nowell, D. L. (2011). Using Propensity Score Matching in Educational Research. *Gifted Child Quarterly*, 55(1), 74-79. doi:10.1177/0016986210390635
- Griffin, B., Carless, S., y Wilson, I. (2013). The Effect of Commercial Coaching on Selection Test Performance. *Medical Teacher*, 35(4), 295-300. doi:10.3109/0142159X.2012.746451
- Gu, X. S., y Rosenbaum, P. R. (1993). Comparison of Multivariate Matching Methods: Structures, Distances, and Algorithms. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 2(4), 405-420. doi:10.2307/1390693

- Guamán Luna, S. V., Mullo Guaminga, H. S., y Marcatoma Tixi, J. A. (2023). Comparación entre Modelos de Regresión Lineal Múltiple Vs Redes Neuronales Artificiales Supervisadas en la Predicción de Calificaciones Ser Bachiller 2018-2019 del Ecuador. *Revista Iberoamericana de la Educación*, 7(2), 51-66. doi:10.31876/rie.v6i4.238
- Heck, R., y Thomas, S. L. (2020). *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques: MLM and SEM Approaches* (4th ed.). New York: Routledge.
- Houston, M., y Rimmer, R. (2005). A Comparison of Academic Outcomes for Business and Other Students. *The International Journal of Management Education*, 4, 11-20. doi:10.3794/ijme.43.96
- Hox, J., Moerbeek, M., y Van de Schoot, R. (2018). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications* (3rd ed.). New York: Routledge.
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. (2021). *Encuesta Estructural Empresarial (ENESEM)*. Recuperado el 28 de Enero de 2024, de Instituto Nacional de Estadísticas y Censos: <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/encuesta-a-empresas/>
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa. (2017). *Índice socioeconómico Ser Estudiante y Ser Bachiller*. Quito: Instituto Nacional de Evaluación Educativa. Obtenido de https://www.evaluacion.gob.ec/wp-content/uploads/downloads/2017/03/Ineval_NivelSocioeconomico_20170324.pdf
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa. (2020). *Micro, Ser Bachiller año lectivo 2018-2019*. Quito: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa. (2023). *Banco de Información INEVAL*. Recuperado el 9 de January de 2024, de Instituto Nacional de Evaluación Educativa: <https://evaluaciones.evaluacion.gob.ec/BI/>
- Jacovidis, J. N., Foelber, K. J., y Horst, S. J. (2016). The Effect of Propensity Score Matching Method on the Quantity and Quality of Matches. *The Journal of Experimental Education*, 85(4), 535-558. doi:10.1080/00220973.2016.1250209
- Kulik, J. A., Bangert-Drowns, R. L., y Kulik, C.-I. C. (1984). Effectiveness of Coaching for Aptitude Tests. *Psychological Bulletin*, 95(2), 179-188. doi:10.1037/0033-2909.95.2.179
- La Hora. (16 de Octubre de 2016). *En Tungurahua todos los becados del GAR fueron a un preuniversitario*. Recuperado el 28 de Enero de 2024, de La Hora: <https://www.lahora.com.ec/noticias/en-tungurahua-todos-los-becados-del-gar-fueron-a-un-preuniversitario/>
- Lara Yépez, C. E. (2021). *Factores socioeconómicos que afectan el rendimiento académico: resultados prueba Ser Bachiller 2018-2019*. [Disertación previa a la obtención del título de Economista, Pontificia Universidad Católica del Ecuador]. Obtenido de <https://repositorio.puce.edu.ec/handle/123456789/33309>
- León Altamirano, J. A., y Oña Pillajo, A. (2018). *Determinantes socioeconómicos que influyen en la prueba “ser bachiller” para la postulación a la educación superior, Ecuador Periodo 2016-2017*. [Proyecto de graduación previo a la obtención del Título de Economista, Universidad Central del Ecuador]. Obtenido de <http://www.dspace.uce.edu.ec/handle/25000/17485>
- Liu, W., Kuramoto, S. J., y Stuart, E. A. (2013). An Introduction to Sensitivity Analysis for Unobserved Confounding in Non-Experimental Prevention Research. *Prev Sci*, 14, 570–580. doi:10.1007/s1121-012-0339-5
- Liu, X. (2023). *Categorical Data Analysis and Multilevel Modeling Using R*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Löfgren, K. (2005). *Validation of the Swedish University Entrance System*. Umeå Universty.
- Lorah, J. (2018). Effect Size Measures for Multilevel Models: Definition, Interpretation, and TIMSS Example. *Large-scale Assessments in Education*, 6(8), 1-11. doi:10.1186/s40536-018-0061-2

- Lüdecke, D., Ben-Shachar, M. S., Patil, I., Waggoner, P., y Makowski, D. (2021). Performance: An R Package for Assessment, Comparison and Testing of Statistical Models. *Journal of Open Source Software*, 6(60), 3139. doi:10.21105/joss.03139
- McDonald, A. S., Newton, P. E., Whetton, C., y Benefield, P. (2001). *Aptitude Testing for University Entrance: A Literature Review*. NFER.
- Mena Andrade, M. S., Celorio Moreno, G. A., y Benalcázar Cadena, G. F. (2018). *Perfil de los estudiantes que forman parte del grupo de alto rendimiento (GAR)*. Universidad Andina Simón Bolívar.
- Messick, S., y Jungerblut, A. (1981). Time and Method in Coaching for the SAT. *Psychological Bulletin*, 89(2), 191-216. doi:10.1037/0033-2909.89.2.191
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302. doi:10.1086/258055
- Montenegro, E. T. (2017). El capital humano y los retornos a la educación en Ecuador. *Estudios de la Gestión: Revista Internacional de Administración*, 1, 81-94.
- Montero Rojas, E., Villalobos Palma, J., y Valverde Bermúdez, A. (2007). Factores institucionales, pedagógicos, psicosociales y sociodemográficos asociados al rendimiento académico en la Universidad de Costa Rica: un análisis multinivel. *RELIEVE. Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 13(2), 215-234.
- Montgomery, P., y Lilly, J. (2012). Systematic reviews of the effects of preparatory courses on university entrance examinations in high school-age students. *International Journal of Social Welfare*, 21(1), 3–12. doi:doi.org/10.1111/j.1468-2397.2011.00812.x
- Naciones Unidas. (2024). *Educación Superior*. Recuperado el 24 de January de 2024, de Impacto Académico: <https://www.un.org/es/impacto-acad%C3%A9mico/educaci%C3%B3n-superior#:~:text=La%20educaci%C3%B3n%20superior%20permite%20a,sus%20comunidades%20y%20del%20mundo.>
- Nahhas, R. W. (2024). *Introduction to Regression Methods for Public Health Using R*. Bookdown. Obtenido de <https://www.bookdown.org/rwnahhas/RMPH/>
- Peltier, G. L. (1989). Empowering students to improve their college admission test scores. *The Clearing House: A Journal of Educational Strategies, Issues y Ideas*, 63(4), 163-166. doi:10.1080/00098655.1989.9955752
- Perez, C. (2004). Reassessing College Admissions: Examining Tests and Admitting. En Z. Rebecca, *Rethinking the SAT: the Future of Standardized Testing in University Admission* (págs. 345-354). New York: Routledge.
- Powers, D. E., y Rock, D. A. (1999). Effects of Coaching on SAT I: Reasoning Test Scores. *Journal of Educational Measurement*, 36(2), 93-118. doi:10.1111/j.1745-3984.1999.tb00549.x
- Ramírez, A., Koljatic, M., y Silva, M. (2020). Coaching β in admission test performance: a study of group differences. *International Journal of Testing*, 20(4), 253-273. doi:10.1080/15305058.2020.1786833
- Randolph, J. J., Falbe, K., Manuel, A. K., y Balloun, J. L. (2014). A Step-by-Step Guide to Propensity Score Matching in R. *Practical Assessment, Research y Evaluation*, 19(18), 1-6.
- Raudenbush, S. W., y Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd ed.). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1985). Constructing a Control Group using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39(1), 33-38. doi:10.2307/2683903

- Sánchez-Mendiola, M., Rodríguez Castillo, S. P., Pérez Herrera, N. F., García-Minjares, M., y Martínez-González, A. (2021). Utilidad de la Plataforma “Pruéb@te UNAM Licenciatura” para Ingresar a la Educación Superior. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa*, 14(2), 21-36. doi:10.15366/riee2021.14.2.002
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación. (2022). *Registro de Matrícula en Universidades y Escuelas Públicas*. Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación. Obtenido de <https://siau.senescyt.gob.ec/estadisticas-de-educacion-superior-ciencia-tecnologia-e-innovacion/>
- Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación. (2024). *Acceso a la Educación Superior SENESCYT 2024*. Recuperado el 9 de Enero de 2024, de Admisión EC: <https://senescyt.com.ec/>
- Shaw, M., y Flake, J. K. (2024). *Introduction to Multilevel Modelling*. Bookdown.
- Terrones, M., y Calderón, C. (1993). Educación, capital humano y crecimiento económico: El caso de América Latina. *Revista Economía*, 16(31), 23-70. doi:10.18800/economia.199301.002
- Woo, S., Wille, B., y Sireci, S. G. (2022). Introduction to International Journal of Testing special issue on equity and fairness in testing and assessment in school admissions. *International Journal of Testing*, 22(1), 1-4. doi:10.1080/15305058.2021.2019753