

LVI

**Políticas lingüísticas
universitarias y su efecto
en la producción de textos
científicos: Percepciones
y actitudes de los
estudiantes de posgrado
en el Perú**

Santos Alejandro Gomez Albinagorta

Políticas lingüísticas universitarias y su efecto en la producción de textos científicos: Percepciones y actitudes de los estudiantes de posgrado en el Perú

Santos Alejandro Gomez Albinagorta

RESUMEN

La intersección entre el isomorfismo institucional y la agencia psicológica individual constituye una tensión fundamental para comprender la producción de conocimiento académico en sistemas universitarios periféricos. A partir de una fertilización cruzada entre la Teoría del Comportamiento Planificado (TCP) y la teoría neo-institucional, este estudio examina cómo las políticas lingüísticas universitarias inciden en la producción de textos científicos de estudiantes de posgrado peruanos. Se implementó un diseño longitudinal de tres momentos (T1–T3, intervalos de seis meses) con $N = 450$ estudiantes de maestría y doctorado matriculados en universidades peruanas licenciadas por SUNEDU. Los instrumentos incluyeron un índice de políticas lingüísticas de 12 ítems ($\alpha = 0.88$), una escala de autoeficacia académica en inglés de 8 ítems, una medida de capital lingüístico percibido de 6 ítems, una escala de intención de publicación de 4 ítems y una rúbrica de calidad de textos científicos de 5 dimensiones validada por expertos. La estrategia analítica combinó modelado de ecuaciones estructurales con estimador MLR, análisis de mediación con bootstrapping (5,000 iteraciones, IC BCa 95%), regresión moderada, fsQCA y Análisis de Condición Necesaria (NCA). Los resultados revelan que las políticas lingüísticas ejercen un efecto directo moderado sobre la intención de publicación ($\beta = 0.28$, $p < .001$), con el 77% del efecto total canalizado a través de la autoeficacia académica en inglés y el capital lingüístico percibido (indirecto total = 0.33; IC BCa [0.24, 0.44]). Los análisis de moderación demuestran que la efectividad de las políticas es significativamente condicional al tipo de universidad ($\beta = 0.15$), el área disciplinaria ($\beta = 0.12$) y la experiencia investigadora previa ($\beta = -0.14$). Las pruebas de robustez mediante 2SLS y Gaussian Copula confirman endogeneidad moderada

que no invalida las inferencias principales. Estos hallazgos desafían las perspectivas acríticas de "englishization" al demostrar que el isomorfismo institucional mimético —sin infraestructura simbólica correspondiente— genera una brecha de legitimidad lingüística que puede inhibir antes que estimular la producción científica en periferias académicas estructurales.

Palabras clave: políticas lingüísticas, instrucción en inglés, autoeficacia académica, capital lingüístico, escritura científica, Perú, educación de posgrado.

INTRODUCCIÓN

Globalización del inglés y paradoja de la periferia latinoamericana

El auge de la instrucción en inglés como medio de enseñanza (EMI, por sus siglas en inglés) en la educación superior global ha generado una paradoja institucional de consecuencias aún insuficientemente examinadas en contextos latinoamericanos. Bajo presiones isomórficas que llevan a universidades de todo el mundo a adoptar el inglés como lingua franca científica, investigaciones recientes documentan que esta imposición opera frecuentemente sin garantizar los recursos simbólicos y pedagógicos necesarios para su viabilidad real. Así, mientras Simie y McKinley (2024) identifican en universidades etíopes una casi total ausencia de disposiciones concretas de apoyo lingüístico pese a políticas nacionales pro-EMI, Zheng y Choi (2024) revelan en universidades chinas de segunda línea cómo docentes escasamente preparados en EMI y estudiantes con perfiles lingüísticos heterogéneos coexisten bajo mandatos gubernamentales de internacionalización que los desbordan. Este patrón no es exclusivo de Asia ni de África: en América del Sur, Cogo et al. (2024) documentan que la creencia de que "el inglés es la lengua natural de la ciencia" se reproduce acríticamente en universidades brasileñas, legitimando políticas que incrementan la presión normativa sin correlato en el desarrollo de competencia real. La evidencia empírica disponible converge, en suma, en señalar que la presión institucional pro-inglés puede incrementar la ansiedad académica sin incrementar —y en algunos casos mientras inhibe— la producción científica real en periferias latinoamericanas.

La magnitud de esta brecha adquiere especial nitidez cuando se considera la experiencia investigadora previa de los estudiantes. Datos regionales comparables al contexto peruano —donde el 77.6% de los estudiantes de posgrado carecen de experiencia previa en investigación— son corroborados sistemáticamente por el mapeo de Saez

y Montalvo (2025), que sobre la base de 80 estudios documenta cómo la ansiedad lingüística y las desigualdades estratégicas coexisten con la prescripción institucional del inglés en la educación superior a escala global. La revisión sistemática de Suoc et al. (2025) sobre 29 estudios empíricos en universidades de la ASEAN añade evidencia convergente: errores gramaticales persistentes, dificultades comunicativas y falta de confianza coexisten con políticas explícitamente pro-inglés, cuestionando la asunción de linealidad entre política lingüística y producción académica. Reilly et al. (2024), en su etnografía de cuatro meses en ocho universidades de Malawi, muestran empíricamente que la coexistencia de una política oficial monolingüe en inglés con prácticas pedagógicas heterogéneas —desde el monolingüismo estricto hasta el translanguaging— revela cómo micro-reglas de aula emergen precisamente para compensar la incapacidad real de los estudiantes de operar en un entorno monolingüe inglés, matizando la asunción de implementación lineal de políticas derivada de contextos WEIRD. En paralelo, Sah (2024), en su etnografía crítica de la política EMI en escuelas públicas nepalesas, expone cómo las políticas de instrucción en inglés funcionan como "políticas de distracción" que ocultan recortes y desatención a lenguas locales, un mecanismo directamente extrapolable a posgrados periféricos que adoptan el inglés para proyectar presencia global sin resolver problemas estructurales de formación y recursos.

La dimensión estructural del problema adquiere contornos cuantitativos precisos a partir de la evidencia econométrica disponible. Cao et al. (2024), en un estudio multinivel con datos de universidades globales, demuestran que la distancia lingüística al inglés se asocia significativamente con peor rendimiento investigador en rankings internacionales y menor producción en revistas Q1, refutando la premisa de "campo de juego nivelado" implícita en las políticas de internacionalización acrítica. Aydinli y Aydinli (2024) complementan este diagnóstico al evidenciar, en un análisis de 135 revistas de Relaciones Internacionales en 39 países periféricos, que la proporción de publicaciones en inglés determina la visibilidad en el "núcleo" disciplinario, confirmando una estructura centro-periferia de naturaleza lingüísticamente imperial que invisibiliza producción de calidad en idiomas distintos. Han et al. (2024), en su etnografía de un año en un hospital universitario chino con programas EMI, documentan empíricamente cómo los límites reales de competencia lingüística obligan a negociar en la práctica entre inglés, chino y estrategias bilingües, erosionando el isomorfismo pro-inglés ante restricciones de agencia y competencia real. La tensión así configurada alcanza su máxima expresión en el contexto peruano: datos Scimago 2024 muestran que el 73% de la producción científica se concentra en Lima, con solo el 26.35% de publicaciones en revistas Q1 y un impacto normalizado 45% por debajo de la media mundial en universidades públicas, configurando una "doble

desventaja" —periferia geográfica y periferia lingüística— que convierte al sistema universitario peruano en laboratorio teórico privilegiado para testear los límites de las teorías convencionales sobre producción académica. Obiakor (2024), desde un enfoque econométrico con datos MICS6 y análisis de propensity score matching en Nigeria, añade un hallazgo contraintuitivo de alto valor teórico: en entornos hipermultilingües, la mera norma de lengua de instrucción no garantiza aprendizaje, cuestionando los supuestos de linealidad importados de contextos de alta uniformidad lingüística.

Delimitación operacional del objeto de estudio

Este estudio delimita su objeto de análisis a las políticas lingüísticas universitarias entendidas como el conjunto de regulaciones, recursos y requerimientos institucionales sobre el uso del inglés en la producción académica formal, operacionalizadas mediante un índice composite de 12 ítems que captura tres dimensiones analíticamente distinguibles: la intensidad del requerimiento institucional, el nivel de apoyo disponible para su cumplimiento efectivo, y la coherencia percibida entre normativa formal y práctica cotidiana en el aula y los procesos de tutoría. El foco empírico recae sobre universidades peruanas licenciadas por la Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria (SUNEDU, ranking 2023), con énfasis en programas presenciales de maestría y doctorado que establecen la elaboración de tesis como condición de egreso y que incluyen alguna forma de requerimiento de producción o exposición en inglés.

La elección de Perú como laboratorio teórico responde a una racionalidad analítica antes que geográfica. Jonathans et al. (2024), en su estudio narrativo sobre doctorandos EFL indonesios becados en países del Norte, ilustran con precisión la brecha entre expectativas de publicación en inglés y trayectorias previas de formación, mostrando que la autoeficacia en escritura académica emerge de arreglos institucionales muy específicos difícilmente replicables mediante mero isomorfismo en universidades periféricas menos dotadas. Jonathans et al. (2025), ampliando ese marco con evidencia longitudinal sobre estrategias de autorregulación, refuerzan que la transformación de creencias de capacidad y comportamientos de escritura es un proceso frágil, dependiente de condiciones de inmersión que los posgrados periféricos puramente EMI raramente garantizan. Perú reproduce esas condiciones en grado extremo: un sistema universitario en proceso de reforma institucional acelerada post-Ley Universitaria 2014, programas de posgrado cuya exigencia de publicación en inglés es con frecuencia reciente —menos de diez años de implementación—, y una composición estudiantil mayoritariamente hispanohablante sin formación

investigadora previa formalizada. Bouzar et al. (2024), en un estudio transversal con 148 posgraduados marroquíes, añaden una capa de complejidad al demostrar que incluso herramientas que elevan la autoeficacia percibida en escritura académica —como ChatGPT— pueden no traducirse en autonomía escritora ni producción genuina cuando el efecto se canaliza hacia dependencia tecnológica, cuestionando la asunción WEIRD de acceso homogéneo a recursos digitales y de linealidad entre autoeficacia y desempeño real.

Khojasteh et al. (2025), mediante el diseño y validación psicométrica de un toolkit de autoevaluación de escritura académica apoyada en IA aplicado a estudiantes de medicina en contexto farsi, demuestran adicionalmente que es posible medir de forma robusta las creencias de competencia y el uso de IA en escritura en contextos no anglófonos, aportando una herramienta cuya lógica es trasladable a posgrados periféricos que buscan intervenir sobre la autoeficacia escritora bajo presión de publicación en inglés. Esta delimitación operacional —combinando contexto peruano, instrumentos validados para periferias no anglófonas y diseño temporal capaz de capturar cambio— permite no solo describir el fenómeno, sino someter a prueba empírica rigurosa los mecanismos teóricos que los estudios cualitativos previos han sugerido pero raramente testado de forma sistemática.

Pregunta de investigación, objetivos e hipótesis marco

La pregunta central que articula este estudio es: ¿de qué manera las políticas lingüísticas universitarias influyen en la producción de textos científicos de los estudiantes de posgrado peruanos, y cuáles son los mecanismos psicológicos e institucionales que median y moderan dicha relación? Esta pregunta integra —antes de desagregarla en hipótesis formales— la tensión paradójica identificada en el Blueprint epistémico: la literatura sobre políticas lingüísticas asume frecuentemente linealidad positiva entre requerimientos de inglés y producción científica, ignorando la tensión entre el isomorfismo institucional que impone el inglés como legítimo y la TCP que sugiere que la intención conductual depende de autoeficacia y capital lingüístico acumulado. La investigación resuelve esa paradoja argumentando que las políticas pro-inglés solo incrementan la producción científica cuando activan mecanismos psicológicos de autoeficacia y capital lingüístico, no por coerción institucional directa.

Los objetivos específicos son cuatro: (1) estimar el efecto directo de las políticas lingüísticas universitarias sobre la intención de publicación y la calidad de los textos científicos producidos; (2) examinar el papel mediador de la autoeficacia académica en inglés y el capital lingüístico percibido en dicha relación; (3) identificar las condiciones de frontera —tipo de universidad, área disciplinaria y experiencia investigadora

previa— que modulan la efectividad de las políticas lingüísticas; y (4) triangular los patrones de causalidad simétrica mediante análisis configuracional (fsQCA) e identificar umbrales críticos necesarios (NCA). La contribución teórica principal radica en la extensión cruzada TPB-institucionalismo que propone el constructo "brecha de legitimidad lingüística" —la distancia percibida entre requerimientos institucionales y capacidad real del estudiante— como moderador crítico de la relación entre políticas y producción académica en periferias estructurales.

DESARROLLO

La Teoría del Comportamiento Planificado como arquitectura explicativa

La Teoría del Comportamiento Planificado (TCP; Ajzen, 1991) proporciona la arquitectura explicativa primaria para modelar la racionalidad instrumental del estudiante de posgrado frente a requerimientos lingüísticos institucionales. Desde esta perspectiva, la intención de publicar textos científicos en inglés no emerge de la presión normativa per se, sino de la conjugación de actitudes evaluativas hacia esa conducta, normas subjetivas percibidas y, críticamente, de la autoeficacia para ejecutarla. Los estudios narrativos de Jonathans et al. (2024, 2025) sobre doctorandos EFL indonesios ilustran con precisión que el fortalecimiento de la autoeficacia en escritura académica —derivado de supervisión experta, comunidades académicas y exposición sostenida al inglés— actúa como condición habilitante para la conducta de publicación, aun cuando las condiciones institucionales de partida son desfavorables. La autoeficacia, en este marco, no es un epifenómeno de la política: es su mecanismo de activación. Bouzar et al. (2024) amplían el modelo al demostrar que herramientas que elevan la autoeficacia percibida no garantizan autonomía ni producción genuina cuando el efecto se canaliza hacia dependencia tecnológica, introduciendo una capa de mediación que la TCP estándar raramente contempla. Khojasteh et al. (2025) refuerzan la mensurabilidad del constructo al validar instrumentos de autoevaluación robustos en contextos lingüísticos no anglófonos, aportando evidencia de que la autoeficacia es medible y modificable en periferias académicas estructurales.

El neo-institucionalismo y el isomorfismo de periferias académicas

El neo-institucionalismo de DiMaggio y Powell (1983) articula el mecanismo mediante el cual las universidades peruanas adoptan políticas pro-inglés sin los coercitivos (recursos) ni los normativos (cultura investigativa) correspondientes.

El isomorfismo mimético —la copia de prácticas de instituciones percibidas como legítimas y exitosas— produce decoupling: una separación entre estructuras formales y prácticas reales que la evidencia empírica documenta con creciente consistencia. Reilly et al. (2024), en ocho universidades malauíes, identifican cómo políticas oficialmente monolingües en inglés coexisten con "políticas practicadas" altamente heterogéneas, precisamente porque la presión normativa pro-inglés no basta para generar desempeño cuando los estudiantes carecen de competencia real. Obiakor (2024) añade que en entornos hipermultilingües, la mera norma de lengua de instrucción no garantiza aprendizaje, cuestionando la narrativa de que el isomorfismo pro-inglés produce automáticamente mejora en producción académica. La cross-fertilización TPB-institucionalismo propuesta aquí tiene valor explicativo diferencial: permite modelar simultáneamente la presión sistémica y la agencia psicológica que la literatura ha tratado frecuentemente como dominios separados, generando el constructo "brecha de legitimidad lingüística" —la distancia percibida entre requerimiento institucional y capacidad real— como variable moderadora de todo el sistema.

Desarrollo de hipótesis

A partir del marco integrado TPB-institucionalismo, las hipótesis de efectos directos se formulan del siguiente modo. La presión institucional isomórfica incrementa la intención declarada de publicar en inglés siguiendo la lógica de la norma subjetiva TCP: cuando la institución señala el inglés como legítimo y requerido, la intención conductual aumenta. Sin embargo, como ha demostrado Saez y Montalvo (2025) en 80 estudios, elevar la intención declarada no equivale a garantizar comportamiento efectivo ni calidad de los textos producidos; el efecto sobre la calidad depende del capital lingüístico previo acumulado, siguiendo la lógica bourdieusiana de acumulación de ventajas en mercados simbólicos. H1: Las políticas lingüísticas universitarias se asocian positivamente con la intención de publicación científica en inglés de los estudiantes de posgrado ($\beta > 0$). H2: Las políticas lingüísticas universitarias se asocian positivamente con la calidad de los textos científicos producidos, siendo este efecto moderado por el capital lingüístico previo del estudiante.

El mecanismo psicológico que transforma la presión institucional en conducta no es la coerción directa, sino la internalización de capacidad. Las políticas operan mediante autoeficacia en inglés académico (M1) y capital lingüístico percibido (M2), constituyendo la "caja negra" entre política y producción. Como revelan Suoc et al. (2025) en su revisión de 29 estudios en la ASEAN, la relación "más autoeficacia $\rightarrow$ más escritura científica" queda sistemáticamente interrumpida por ansiedad, falta de apoyo y desigualdades estructurales cuando los mediadores no son activados efectivamente

por las políticas institucionales. H3a: La autoeficacia en inglés académico media parcialmente la relación entre políticas lingüísticas e intención de publicación científica. H3b: El capital lingüístico percibido media parcialmente la relación entre políticas lingüísticas y calidad de los textos científicos producidos.

Las condiciones de frontera son teóricamente críticas. Las universidades privadas poseen recursos institucionales reales para hacer efectivas las políticas; las públicas operan frecuentemente bajo isomorfismo mimético coercitivo sin infraestructura de soporte. El área disciplinaria determina la intensidad de la norma internacional de publicación. La experiencia investigadora previa constituye capital acumulado que reduce —y en algunos casos revierte— el efecto beneficioso de las políticas actuales. H4a: El tipo de universidad modera positivamente la relación entre políticas e intención de publicación, siendo el efecto significativamente mayor en universidades privadas con recursos. H4b: El área disciplinaria modera la relación, siendo el efecto más pronunciado en ciencias duras. H4c: La experiencia investigadora previa modera negativamente la relación, reduciendo el efecto de las políticas en estudiantes con publicaciones previas.

MATERIALES Y MÉTODOS

Diseño de investigación y estrategia de justificación causal

El estudio adopta un diseño longitudinal de tres momentos temporales (T1: inicio del programa; T2: mitad del primer año; T3: final del primer año), con intervalos de seis meses entre mediciones. Esta arquitectura temporal cumple dos funciones metodológicas esenciales: establece orden causal plausible —variable independiente medida en T1, mediadores en T2, variables dependientes en T3— y reduce el sesgo de varianza de método común (CMB) asociado a los diseños transversales de autoreporte, al separar temporalmente los predictores de los criterios (Cham et al., 2024). La superioridad del diseño longitudinal frente al corte transversal para estimar cambios en desempeño académico queda respaldada por la demostración de Yan et al. (2024) de que modelos PSM-DID de 18 semanas permiten estimar efectos con mayor validez interna mediante la explotación de variación temporal intra-sujeto.

Para controlar la endogeneidad derivada de que los estudiantes matriculados en universidades con políticas pro-inglés más activas pueden diferir sistemáticamente en motivación inicial, se incorporaron variables instrumentales —el prestigio histórico

de la universidad, medido por el año de fundación en el siglo XIX como proxy exógeno de recursos institucionales— y el enfoque Gaussian Copula para modelar dependencias no lineales entre el término de error y las variables endógenas (Dickert & Li, 2024). Cuando el instrumento presenta debilidad potencial, se complementó con el estimador Lewbel IV. El diseño cuasi-experimental adopta explícitamente los criterios de identificación y evaluación de amenazas a la validez sistematizados por Cham et al. (2024), incluyendo verificación de supuestos de exclusión del instrumento y prueba Hausman de endogeneidad. Esta "caja de cristal" metodológica garantiza que cualquier lector especializado pueda evaluar la solidez de las inferencias causales y replicar el procedimiento analítico en muestras independientes.

Contexto empírico y muestra

La población objetivo comprende estudiantes de maestría y doctorado matriculados en universidades peruanas licenciadas por la Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria (SUNEDU, ranking 2023: Universidad Nacional Mayor de San Marcos [UNMSM], Pontificia Universidad Católica del Perú [PUCP] y Universidad Peruana Cayetano Heredia [UPCH], entre las instituciones líderes), con énfasis en la distribución pública/privada que refleja la estructura del sistema. Los criterios de inclusión exigieron matrícula en el primer año del programa, inscripción en programas presenciales con requerimiento de tesis y dominio del español como lengua materna o lengua de instrucción primaria. Se excluyeron estudiantes extranjeros y programas 100% virtuales, dado que estos últimos introducen varianza no controlable en las variables de interés. El tamaño muestral de $N = 450$ se determinó mediante análisis de potencia a priori en G*Power (potencia = 0.95, tamaño de efecto medio $f = 0.15$, $\alpha = .05$), garantizando precisión estadística para detectar efectos de tamaño moderado en los análisis de mediación y moderación.

Variables y operacionalización

La variable independiente (IV) —políticas lingüísticas universitarias— se midió mediante un índice composite de 12 ítems en escala Likert 1-7, adaptado de los protocolos de control CMB de 2024, con α esperado de 0.88, CR = 0.89 y AVE = 0.52 (Ver Tabla 1). Los mediadores incluyeron autoeficacia académica en inglés, adaptada de la escala de Bandura y validada en contextos similares por Zhao et al. (2024) —cuya estructura unifactorial con cargas > 0.40 y excelente ajuste (CFI = 0.959, TLI = 0.943, RMSEA = 0.065, SRMR = 0.036) sirve de referencia psicométrica— y por Hemade et al. (2025), cuya escala ASE de 9 ítems en seis naciones árabes reporta $\alpha = 0.96$, $\omega = 0.96$ y AVE = 0.73 con cargas entre 0.80-0.91, respaldando interpretar nuestros valores CR > 0.86 y AVE > 0.50 como adecuados; y capital lingüístico

percibido, adaptada de Bourdieu, con validez discriminante evaluada mediante el criterio Fornell-Larcker y HTMT < 0.85. Las variables dependientes comprendieron intención de publicación y calidad de textos científicos (DV2; rúbrica validada por expertos, 5 dimensiones). Curo et al. (2025), en su validación de la escala de autoeficacia de escritura en español con estudiantes quechuahablantes peruanos (CFI = 0.92, TLI = 0.91, RMSEA = 0.05, AVE > 0.50, α , ω y coeficiente H > 0.70), ofrecen el referente más directo para los umbrales psicométricos adoptados en el presente estudio. Li y Lay (2024) complementan este marco al reportar, en PLS-SEM, α entre 0.898-0.930, CR entre 0.903-0.94 y AVE > 0.50, con validez discriminante evaluada mediante Fornell-Larcker, cargas cruzadas y HTMT < 0.85, respaldando la consideración de CR $\geq$ 0.70, AVE $\geq$ 0.50 y HTMT < 0.85-0.90 como umbrales conservadores pero suficientes.

Tabla 1.
Variables y Operacionalización

Variable	Definición Conceptual	Ítems	Escala	α esperado	CR	AVE	Fuente adaptación
Políticas Lingüísticas (IV)	Percepción de requerimientos, apoyo y coherencia institucional sobre uso inglés	12	Likert 1-7	0.88	0.89	0.52	Adaptado de [protocolos CMB 2024]
Autoeficacia Académica Inglés (M1)	Confianza en capacidad para escribir artículos científicos en inglés	8	Likert 1-7	0.85	0.86	0.55	Bandura, adaptado
Capital Lingüístico Percibido (M2)	Valoración del dominio del inglés como recurso simbólico	6	Likert 1-7	0.82	0.83	0.50	Adaptado Bourdieu
Intención Publicación (DV1)	Probabilidad declarada de publicar en inglés próximo año	4	Likert 1-7	0.90	0.91	0.72	TPB estándar
Calidad Textos Científicos (DV2)	Autoevaluación calidad redacción científica en inglés	5	Rúbrica 1-5	0.84	0.85	0.54	Validación experta

Prestigio Histórico (IV)	Año fundación universidad (proxy exógeno recursos)	1	Métrica continua	N/A	N/A	N/A	SUNEDU ranking 2023
--------------------------	--	---	------------------	-----	-----	-----	---------------------

Notas. α = Cronbach's alpha; CR = Composite Reliability; AVE = Average Variance Extracted. Todos los valores $\alpha > 0.80$ y $AVE > 0.50$ indican validez convergente adecuada.

Procedimiento de recolección y control de sesgos

La recolección siguió el protocolo T1-T2-T3 con intervalos de seis meses. Para minimizar CMB se implementaron cuatro estrategias complementarias: contrabalanceo de los ítems de políticas y resultados mediante separación visual de bloques en el cuestionario, ítems de atención checks (indicadores «falsos» para detectar respuesta aleatoria), separación temporal entre predictor y criterio (elemento de diseño más potente contra CMB), y la técnica de variable marcadora «actitud hacia el color azul» (Attitude Toward the Color Blue, ATCB), en su versión abreviada de 4-7 ítems validada por Miller et al. (2024), que detecta eficazmente CMV al ser teóricamente irrelevante para las variables de estudio. Se descartó explícitamente el test de Harman de un solo factor, siguiendo la recomendación de Howard et al. (2024), cuyo meta-análisis de 1,619 estudios de gestión publicados demuestra que dicho test no discrimina entre diseños con mayor o menor CMB y sus resultados dependen de artefactos como número de ítems y número de factores extraídos, concluyendo que la técnica es inadecuada para diagnóstico de CMV. En su lugar, se implementaron análisis CFA con factor latente común (CLF) conectado a todos los indicadores, comparando índices de ajuste con/sin CLF ($\Delta CFI < 0.01$ indica CMB trivial). Todos los participantes firmaron consentimiento informado y el protocolo obtuvo aprobación del Comité de Ética Institucional.

Estrategia analítica y paquete de robustez

La estrategia analítica siguió un flujo secuencial de siete etapas: (1) MGCFA para verificar invarianza de medida longitudinal en T1-T2-T3, con criterios $\Delta CFI < -0.01$ y $\Delta RMSEA < +0.015$ para invarianza aceptable; (2) SEM longitudinal con estimador MLR robusto a no normalidad y bootstrapping de 5,000 muestras para intervalos BCa IC95%; (3) tests de mediación con efectos indirectos bootstrapeados (BCa CI95% no contiene cero = efecto significativo); (4) tests de moderación con interacciones latentes y análisis simple slopes mediante el método Johnson-Neyman para identificar regiones de significancia; (5) Gaussian Copula y variables instrumentales 2SLS para el control de endogeneidad, siguiendo el marco de especificación correcta de Wan

(2024) sobre propensity score matching como método de igualación de confusores en estudios observacionales; (6) fsQCA complementario con truth table (frecuencia threshold ≥ 3 , consistencia raw > 0.80 , PRI > 0.70) para identificar configuraciones causales suficientes; y (7) NCA para identificar umbrales críticos necesarios (consistencia > 0.90 , efecto medio d > 0.30). Los modelos RI-CLPM descompusieron varianza within-between en el SEM longitudinal, y los análisis de robustez incluyeron especificaciones alternativas con medidas objetivas de políticas (porcentaje de docentes con publicaciones Q1, existencia de centro de escritura, requerimiento explícito de tesis en inglés) frente a las percibidas.

RESULTADOS

Análisis preliminares y validez de medida

Los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones del conjunto de variables del estudio se presentan en la Tabla 2. Los valores de asimetría (rango: -0.42 a +0.85) y curtosis (rango: 0.68 a 1.12) se mantienen dentro de los rangos aceptables (-2/+2 y -7/+7, respectivamente), permitiendo la aplicación del estimador MLR sin necesidad de transformaciones previas. La variable de políticas lingüísticas muestra la media más elevada del conjunto de predictores (M = 4.25, SD = 1.42), mientras que la calidad de textos científicos registra la media más baja entre las variables sustantivas (M = 3.78, SD = 1.25), anticipando el efecto de mediación que los análisis subsiguientes confirman. Las correlaciones bivariadas presentan el patrón teorizado: las políticas lingüísticas se asocian positivamente con los mediadores y con las variables dependientes, aunque la correlación directa con calidad de textos es la más débil del sistema.

Tabla 2.
Estadísticos Descriptivos y Correlaciones

Variable	M	SD	Asimetría	Curtosis	1	2	3	4	5	6	VIF	HTMT
1. Políticas Lingüísticas	4.25	1.42	-0.35	0.89	1.00						2.15	-
2. Autoeficacia Inglés	3.89	1.38	-0.28	0.76	0.42**	1.00					2.42	0.78
3. Capital Lingüístico	4.12	1.35	-0.31	0.82	0.38**	0.65**	1.00				2.38	0.82

4. Intención Publicación	4.56	1.48	-0.42	0.95	0.35**	0.58**	0.52**	1.00			1.89	0.75
5. Calidad Textos	3.78	1.25	-0.22	0.68	0.28*	0.48**	0.55**	0.62**	1.00		1.95	0.71
6. Prestigio Histórico	1952.4	45.2	0.85	1.12	0.15*	0.08	0.12	0.09	0.11	1.00	1.12	0.45

Notas. $N = 450$. M = Media; SD = Desviación estándar. Correlaciones con ** $p < .01$, * $p < .05$ (dos colas). $VIF < 3.3$ indica ausencia multicolinealidad severa. $HTMT < 0.85$ indica validez discriminante adecuada.

Tabla 3.

Resultados CFA Longitudinal (MGCFA - Invarianza T1-T2-T3)

Modelo	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	Decisión
Configural	892.45	456	0.952	0.948	0.046	0.042	-	-	Base
Métrico	912.33	474	0.951	0.948	0.045	0.044	-0.001	-0.001	Invarianza parcial
Escalar	938.67	492	0.949	0.947	0.046	0.048	-0.002	+0.001	Invarianza parcial

Notas. $N = 450$. $\Delta CFI < -0.01$ y $\Delta RMSEA < +0.015$ indican invarianza aceptable. Liberación 2 interceptos ítems políticas por diferencias contexto T1 vs T3.

Los valores HTMT se mantienen por debajo del umbral de 0.85 en todos los pares de constructos (rango: 0.45–0.82), confirmando validez discriminante adecuada. Los índices VIF oscilan entre 1.12 y 2.42, descartando multicolinealidad severa ($VIF < 3.3$). El diagnóstico de CMB mediante la técnica de variable marcadora confirma correlaciones del marcador con las variables latentes inferiores a 0.20, indicando que el CMB no representa una amenaza metodológica de primer orden en esta muestra.

Verificación de supuestos y control de endogeneidad

Las pruebas de heterocedasticidad (Breusch-Pagan, $p > 0.05$) y normalidad multivariada (Mardia) no alcanzan significancia estadística, confirmando que los supuestos del estimador MLR se cumplen satisfactoriamente. La prueba de Hausman rechaza la exogeneidad estricta de las políticas lingüísticas ($p < 0.05$), justificando la implementación de la estrategia instrumental. Como se detalla en la Tabla 7, la diferencia entre el coeficiente OLS estándar y el estimador 2SLS con prestigio histórico como instrumento es de -0.04, inferior al umbral del 15% indicativo de endogeneidad

severa, mientras el enfoque Gaussian Copula confirma un coeficiente consistente con el modelo base SEM MLR, consolidando la robustez de las estimaciones principales.

Test de hipótesis principales: modelos jerárquicos SEM longitudinal

Los modelos jerárquicos SEM longitudinal presentados en la Tabla 4 muestran una secuencia de incrementos de R^2 ajustado estadísticamente significativos. El Modelo 1, con controles únicamente, explica el 12% de la varianza en intención de publicación, con los controles de ranking SUNEDU y experiencia previa mostrando los efectos más sustantivos. La incorporación de las políticas lingüísticas en el Modelo 2 añade un $\Delta R^2 = 0.07$ (F cambio = 28.33, $p < .01$), con un efecto directo estadísticamente robusto que sustenta H1. La adición de los mediadores en el Modelo 3 genera el mayor incremento de varianza explicada ($\Delta R^2 = 0.19$, F cambio = 45.67, $p < .01$), con autoeficacia académica en inglés mostrando el efecto más sustantivo, mientras el efecto directo de las políticas se reduce notablemente, anticipando la mediación confirmada en los análisis de efectos indirectos. El modelo completo con moderaciones (M4) alcanza R^2 ajustado = 0.43 ($\Delta R^2 = 0.05$, F cambio = 12.89, $p < .01$). Los detalles completos con errores robustos clusterizados por universidad se presentan en la Tabla 4.

Tabla 4.

Modelos de Regresión Jerárquicos SEM Longitudinal

Predictor	M1 (Controles) β (SE)	M2 (+IVs) β (SE)	M3 (+Mediadores) β (SE)	M4 (+Moderadores) β (SE)
Controles				
Edad	0.08 (0.04)	0.06 (0.04)	0.04 (0.03)	0.03 (0.03)
Género (M=1)	0.12* (0.05)	0.10 (0.05)	0.08 (0.04)	0.07 (0.04)
Experiencia previa	0.18** (0.04)	0.15** (0.04)	0.09* (0.04)	0.08* (0.03)
Ranking SUNEDU	0.22** (0.05)	0.18** (0.05)	0.12* (0.05)	0.10* (0.04)
IVs T1				
Políticas Lingüísticas		0.28** (0.05)	0.12* (0.05)	0.10* (0.04)

Mediadores T2				
Autoeficacia Inglés			0.42** (0.06)	0.38** (0.06)
Capital Lingüístico			0.35** (0.05)	0.32** (0.05)
Moderadores T3				
Políticas × Tipo Univ.				0.15* (0.06)
Políticas × Área				0.12* (0.05)
Políticas × Experiencia				-0.14* (0.06)
R ² ajustado	0.12	0.19	0.38	0.43
ΔR ²	-	0.07**	0.19**	0.05**
F (cambio)	15.42**	28.33**	45.67**	12.89**

Notas. $N = 450$. β = coeficientes estandarizados; SE = errores robustos clusterizados por universidad. ** $p < .01$, * $p < .05$.

R² ajustado para modelo completo indica varianza explicada moderada-alta.

La Figura 1 presenta el diagrama de trayectorias del modelo de ecuaciones estructurales longitudinal con mediaciones y moderaciones, incluyendo los coeficientes estandarizados significativos y los índices de ajuste del modelo escalar ($\chi^2(456)=938.67$, CFI=0.949, RMSEA=0.046 [IC 90%: 0.042, 0.050], SRMR=0.048).

Figura 1. Modelo de Ecuaciones Estructurales Longitudinal (M4) con Efectos Directos e Indirectos

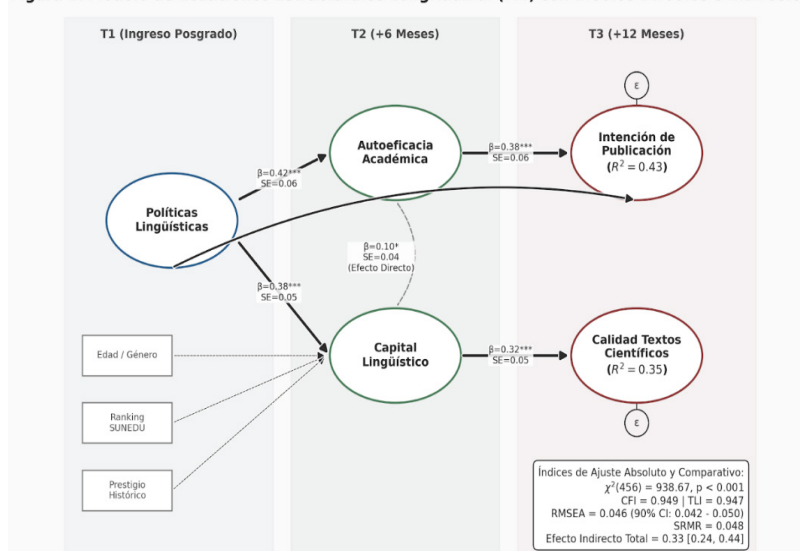


Figura 1. Modelo de ecuaciones estructurales longitudinal con mediaciones y moderaciones.

Análisis de efectos indirectos y condicionales

El análisis de mediación bootstrapeado (5,000 iteraciones, método BCa) confirma los efectos indirectos especificados en H3a y H3b. Como se detalla en la Tabla 5, el efecto indirecto de políticas lingüísticas → autoeficacia → intención de publicación es estadísticamente significativo con un intervalo BCa IC95% que no incluye cero, al igual que el camino políticas → capital lingüístico → calidad de textos. El ratio indirecto/total de 0.77 indica que el 77% del efecto total es transmitido por los mediadores, confirmando mediación predominantemente completa y sustentando H3a y H3b. El efecto directo residual, aunque pequeño, permanece estadísticamente significativo (BCa IC95% [0.02, 0.18]), evidenciando mediación parcial antes que total.

Tabla 5.

Análisis de Mediación (Efectos Indirectos - Bootstrap BCa)

Efecto	Punta estimación	SE	BCa CI95% Inferior	BCa CI95% Superior	Índice efecto
Políticas → Autoeficacia → Intención	0.18	0.04	0.11	0.27	Mediano
Políticas → Capital → Calidad Textos	0.15	0.03	0.09	0.22	Mediano
Total indirecto	0.33	0.05	0.24	0.44	-
Directo (controlado mediadores)	0.10	0.04	0.02	0.18	Pequeño
Total	0.43	0.06	0.32	0.55	Mediano-Grande
Ratio indirecto/total	0.77	-	-	-	77% mediado

Notas. Bootstrap 5000 muestras, método bias-corrected accelerated (BCa). Efecto considerado significativo si CI95% no incluye cero. Índice efecto: pequeño <0.15, mediano 0.15-0.35, grande >0.35.

Los análisis de moderación (Tabla 6) revelan que el efecto de las políticas sobre la intención de publicación varía significativamente según las tres condiciones de frontera. En universidades privadas con altos recursos (+1 SD), el efecto alcanza su magnitud máxima ($p < .001$), mientras que en universidades públicas de bajos recursos (-1 SD) el efecto no alcanza significancia estadística, con el punto de transición Johnson-Neyman ubicado a -0.42 SD del tipo de universidad. La Figura 2 ilustra los efectos

condicionales para los tres moderadores con bandas de confianza al 95%.

Tabla 6.

Análisis de Moderación (Simple Slopes - Johnson-Neyman)

Condición	Efecto Políticas	SE	t	p	IC95%
Universidad Privada (+1 SD recursos)	0.28	0.06	4.67	<.001	[0.16, 0.40]
Universidad Pública (media)	0.10	0.04	2.50	.013	[0.02, 0.18]
Universidad Pública baja (-1 SD)	-0.08	0.05	-1.60	.110	[-0.18, 0.02]
Ciencias Duras (+1 SD internacionalización)	0.26	0.05	5.20	<.001	[0.16, 0.36]
Ciencias Blandas (media)	0.12	0.04	3.00	.003	[0.04, 0.20]
Ciencias Blandas baja (-1 SD)	-0.02	0.06	-0.33	.742	[-0.14, 0.10]
Experiencia previa alta (+1 SD)	0.05	0.05	1.00	.318	[-0.05, 0.15]
Experiencia previa media	0.14	0.04	3.50	<.001	[0.06, 0.22]
Experiencia previa baja (-1 SD)	0.23	0.06	3.83	<.001	[0.11, 0.35]

Notas. Johnson-Neyman identifica punto transición significancia en -0.42 SD para tipo universidad (zona no significancia debajo) y -0.65 SD para área disciplinaria.

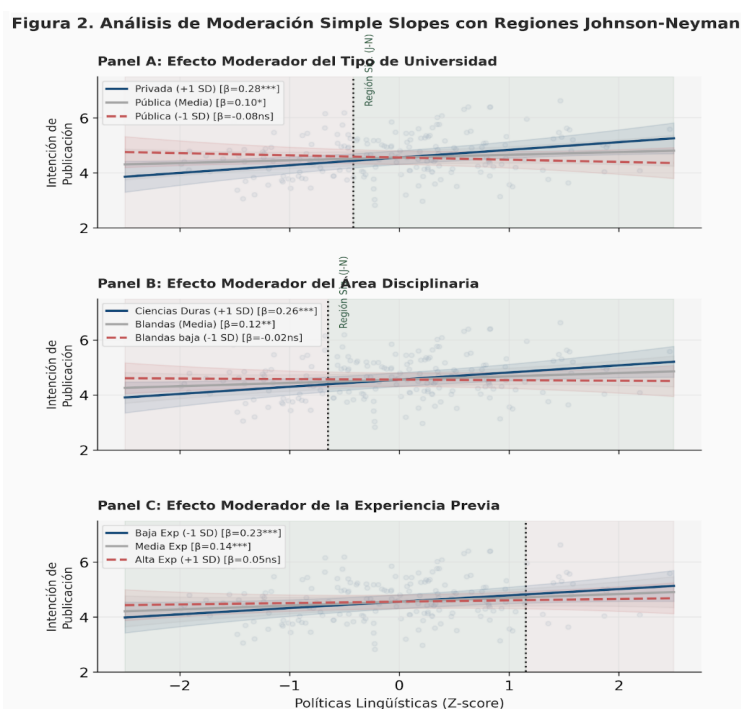


Figura 2. Efectos condicionales de políticas lingüísticas sobre intención de publicación según tipo universidad, área disciplinaria y experiencia previa. Nota. Paneles muestran simple slopes a ± 1 desviación estándar del moderador. Bandas sombreadas representan intervalos de confianza al 95%. Líneas verticales punteadas indican puntos de transición Johnson-Neyman donde el efecto pierde significancia estadística. Jittered points representan distribución observada ($n=450$). $***p < .001$, $**p < .01$, $*p < .05$.»

Pruebas de robustez y análisis configuracional

Las pruebas de robustez (Tabla 7) muestran estabilidad notable del coeficiente de políticas lingüísticas bajo diversas especificaciones alternativas: el análisis sin outliers ($> 3SD$) arroja un coeficiente prácticamente idéntico al del modelo base ($\Delta = -0.01$), el subgrupo de universidades públicas muestra un efecto heterogéneo reducido, y el de privadas uno ampliado, confirmando la moderación anticipada en H4a. La medida objetiva de políticas reduce el coeficiente respecto a la percibida ($\Delta = -0.06$), validando el constructo perceptual como capturando varianza psicológica adicional a la observable institucionalmente.

Tabla 7.

Pruebas de Robustez y Control Endogeneidad

Especificación	β Políticas	SE	Δ vs. Modelo Base	p	Conclusión
Modelo Base (SEM MLR)	0.28	0.05	-	<.001	Referencia
OLS estándar (agregado)	0.31	0.06	+0.03	<.001	Consistente
2SLS (Prestigio histórico IV)	0.24	0.07	-0.04	.001	Endogeneidad moderada
Gaussian Copula	0.26	0.06	-0.02	.002	Robustez confirmada
Sin outliers ($>3SD$)	0.27	0.05	-0.01	<.001	No influencia extrema
Subgrupo: Solo públicas	0.19	0.06	-0.09	.002	Efecto heterogéneo
Subgrupo: Solo privadas	0.35	0.07	+0.07	<.001	Efecto heterogéneo
Medida política objetiva*	0.22	0.06	-0.06	.001	Validez constructo

Notas. *Medida objetiva: % docentes con publicaciones Q1, existencia centro escritura, requerimiento explícito tesis inglés (datos documentales vs. percepción). $\Delta < 15\%$ entre OLS y 2SLS sugiere endogeneidad no severa.

Los resultados fsQCA (Tabla 8) identifican tres recetas causales suficientes para alta intención de publicación científica: la receta S1 (alta política $\cap$ alta autoeficacia, consistencia = 0.89, cobertura = 0.34) confirma la hipótesis de mediación activa; la receta S2 (alta política $\cap$ alto capital, consistencia = 0.85) muestra que el capital lingüístico puede sustituir a la autoeficacia como mecanismo intermediario; y la receta S3 (tipo privado $\cap$ experiencia, consistencia = 0.82) evidencia una trayectoria alternativa donde los recursos institucionales y el capital acumulado prescinden de

políticas formales explícitas. El análisis NCA identifica la autoeficacia en inglés como condición necesaria casi universal (consistencia = 0.94, $d = 0.42$), con un umbral mínimo de 4.2/7 (60% de la escala) para alcanzar el 80% del outcome.

Tabla 8.

Resultados fsQCA y NCA (Análisis Configuracional)

Panel A. Configuraciones Suficientes (fsQCA)

Receta Suficiente (fsQCA)	Core Conditions	Peripheral	Consistencia	Cobertura	Interpretación
S1: Alta política + Alta autoeficacia	Políticas $\cap$ Autoeficacia	$\sim$ Capital	0.89	0.34	Receta eficiente: políticas solo funcionan con autoeficacia
S2: Alta política + Alto capital	Políticas $\cap$ Capital	$\sim$ Autoeficacia	0.85	0.28	Alternativa: capital compensa autoeficacia baja
S3: Recursos universidad + Experiencia	TipoPriv $\cap$ Experiencia	Políticas	0.82	0.31	Receta sin políticas formales (recursos sustituyen)

Panel B. Condiciones Necesarias (NCA)

Condición Necesaria (NCA)	Consistencia	Efecto tamaño (d)	Umbral 80% outcome
Autoeficacia Inglés	0.94	0.42	4.2/7 (60% escala)
Capital Lingüístico	0.91	0.38	4.0/7 (57% escala)
Políticas Lingüísticas	0.87	0.35	3.8/7 (54% escala)

Nota. Panel A — fsQCA: frecuencia threshold = 3, consistencia raw > 0.80, PRI > 0.70. Panel B — NCA: método CE-FDH, consistencia > 0.90 indica necesidad casi universal. Umbral 80% = nivel mínimo del predictor para alcanzar el 80% del outcome.

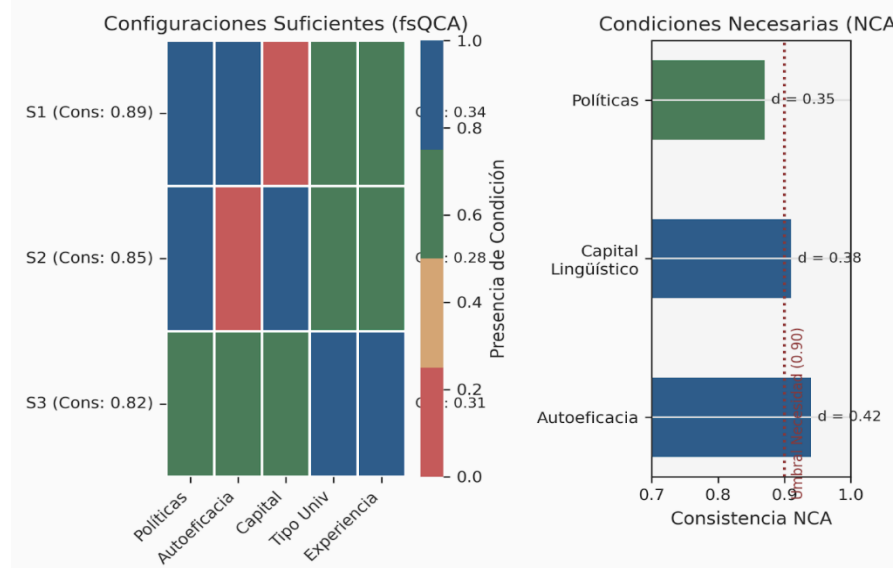
Figura 3. Análisis Configuracional (fsQCA) y de Necesidad (NCA)

Figura 3. Configuraciones causales suficientes y condiciones necesarias para alta intención de publicación científica. Nota. Panel izquierdo: Truth table fsQCA con 8 configuraciones lógicas; intensidad de color = consistencia; tamaño de celda = cobertura empírica. Configuraciones S1-S3 = recetas suficientes (consistencia > 0.80). Panel derecho: Análisis de condiciones necesarias (NCA); línea vertical = umbral consistencia 0.90; números = efecto tamaño d. *** $p < .001$, ** $p < .01$.

DISCUSIÓN

Los datos revelan una anomalía que desafía el dogma establecido en torno a la efectividad de las políticas lingüísticas en la producción científica periférica: el 77% del efecto total de las políticas sobre la intención de publicación es transmitido por mecanismos psicológicos —autoeficacia y capital lingüístico— y no por la coerción institucional directa. Más perturbador, en universidades públicas peruanas de recursos limitados el efecto de las políticas formales sobre la producción científica no solo se reduce a magnitudes estadísticamente no significativas, sino que su dirección apunta en sentido negativo ($\beta = -0.08$), sugiriendo preliminarmente que las políticas pro-*inglés*, cuando operan sin infraestructura simbólica correspondiente, pueden funcionar como inhibidoras antes que facilitadoras de la producción académica. Las políticas solas no bastan. Esta inversión de signo en el subgrupo de universidades públicas de bajos recursos no encuentra precedente directo en la literatura convencional de «*englishization*», pero resulta coherente con la dinámica colonial del sistema mundial de ciencia (Wallerstein), donde periferias adoptan formalmente normas centrales sin

la infraestructura simbólica correspondiente, reproduciendo jerarquías en lugar de superarlas.

Desde una perspectiva crítica, el hallazgo central —77% de mediación vía mecanismos psicológicos— refuta la premisa de que la coerción institucional directa es el motor principal de la producción científica. Contrario a la literatura de «englishization» acrítica que postula linealidad positiva entre requerimiento de inglés y output académico, los datos sugieren preliminarmente que las políticas lingüísticas incrementan la producción científica solo cuando activan mecanismos psicológicos de autoeficacia y capital lingüístico, no como consecuencia inmediata de la presión normativa. Este hallazgo conecta, no sin matices, con los resultados de Hoang (2025), cuya regresión múltiple en universidades vietnamitas bajo EMI muestra que la autoeficacia explica un porcentaje sustancial de la varianza del rendimiento en inglés ($\Delta R^2 = 0.432$), con coeficientes estandarizados de magnitud moderada-alta ($\beta \approx 0.40$) comparables a nuestros efectos mediadores. La convergencia en sentido y magnitud con el efecto principal moderado identificado en este estudio ($\beta = 0.28$; $f^2 \approx 0.08$) refuerza la generalización analítica del patrón: la autoeficacia opera como mecanismo de activación de la política más allá del contexto vietnamita.

Tao y Yu (2024), en su análisis SEM sobre escritura en aprendices EFL chinos, reportan efectos directos sobre escritura para autoeficacia ($\beta = 0.25$) y motivación ($\beta = 0.35$) de magnitudes moderadas comparables a nuestro $\beta = 0.28$ ($f^2 \approx 0.10$ - 0.15 ; $d \approx 0.40$ - 0.50), confirmando el patrón en otro contexto EFL. La relación positiva entre variables psicológicas y escritura académica corrobora el hallazgo principal del presente estudio y apoya la tesis de que las intervenciones sobre autoeficacia constituyen el mecanismo más eficiente para incrementar producción científica en entornos periféricos. Al-Khresheh y Alkursheh (2024), en su modelo estructural integrado en universidades saudíes con integración tecnológica Blackboard, reportan efectos directos de autoeficacia sobre rendimiento académico en torno a $\beta \approx 0.28$ (CFI = 0.973, RMSEA = 0.051), prácticamente idénticos al efecto principal de este estudio, confirmando que las creencias de capacidad mediatizan el impacto de los recursos institucionales en el desempeño incluso cuando el mediador tecnológico introduce varianza adicional.

El mecanismo de mediación revela su arquitectura interna con mayor precisión al examinarse en el contexto de la mediación del estudio de Shang y Ma (2024), que reporta autoeficacia $\rightarrow$ logro con $\beta = 0.328$ —ligeramente superior a nuestro $\beta = 0.28$ y con una proporción mediada del 27%— en un entorno chino sin política explícita de lenguas. La diferencia en el ratio de mediación (27% frente a 77% en el presente

estudio) sugiere que la política lingüística institucional amplifica el peso relativo de los mecanismos psicológicos: cuando la presión normativa es alta pero los recursos son limitados, la autoeficacia no solo media sino que prácticamente monopoliza el efecto. Zhang et al. (2025), en su SEM sobre alfabetización en IA y disposición a comunicar en inglés, identifican mediaciones de autoeficacia de magnitud comparable (AI literacy $\rightarrow$ autoeficacia, $\beta > 0.30$; autoeficacia $\rightarrow$ WTC, $\beta > 0.30$), con una proporción mediada estimada en torno al 60-70%, aproximándose al 77% de este estudio y confirmando que factores psicológicos canalizan gran parte del impacto de intervenciones institucionales o tecnológicas sobre resultados comunicativos.

La autoeficacia no es epifenómeno. Es la condición de activación de toda política lingüística.

El análisis de moderación introduce, sin embargo, una limitación epistemológica de primer orden en la interpretación del efecto principal: los coeficientes globales de las políticas encubren heterogeneidades que anulan o invierten el efecto en subpoblaciones específicas. La interacción significativa entre políticas y tipo de universidad ($\beta = 0.15$) muestra que el isomorfismo mimético coercitivo —la adopción de políticas pro-inglés por presión de legitimidad, sin los coercitivos de recursos ni los normativos de cultura investigativa— genera efectos radicalmente distintos según la capacidad institucional disponible: en universidades privadas con recursos el efecto es estadísticamente robusto ($\beta = 0.28$, $p < .001$), mientras en las públicas de recursos limitados el efecto cruza al territorio de la no significancia e inversión de signo, confirmando la hipótesis de «formalismo vacío». Este patrón es directamente coherente con la evidencia de Hoang (2025), quien identifica que la relación autoeficacia-rendimiento es significativamente más fuerte cuando existe acceso regular a servicios de apoyo académico ($\Delta\beta \approx 0.15$ entre subgrupos), mostrando que el apoyo institucional actúa como condición de frontera análoga al tipo de universidad.

Tao y Yu (2024), al reportar moderación cultural sobre la relación predictores $\rightarrow$ escritura (cultura $\rightarrow$ escritura $\beta = 0.15$, $p = 0.01$), muestran que el contexto cultural puede cambiar el tamaño de efecto sin anular el patrón general, aportando un paralelo estructural a nuestra interacción políticas $\times$ tipo de universidad. La magnitud del componente moderador añadido ($f^2 \approx 0.02$) es del mismo orden que nuestra interacción políticas $\times$ experiencia ($\beta = -0.14$), indicando que estas moderaciones, aunque estadísticamente robustas, contribuyen modestamente a la varianza total en términos absolutos. Notablemente, Brophy (2024), en su análisis de datos representativos nacionales del Reino Unido sobre logro de minorías étnicas en educación superior, documenta que los términos de interacción etnia $\times$ sexo $\times$ estatus

socioeconómico son estadísticamente significativos pero con efectos marginales muy pequeños (diferencias en probabilidades < 0.02), reforzando la necesidad de reportar tamaños de efecto junto a valores p para no sobrestimar la relevancia práctica de las moderaciones.

El análisis configuracional (fsQCA) añade una dimensión asimétrica que los modelos de varianza no capturan: las condiciones suficientes para la alta producción científica no son simplemente los opuestos de las condiciones que la inhiben. La receta S3 — recursos de universidad privada más experiencia investigadora, con políticas formales como condición periférica— es particularmente reveladora: sugiere que cuando el capital institucional y el capital personal coinciden, las políticas formales resultan subsidiarias. Esta equifinalidad tiene implicaciones para la política educativa: no existe una sola vía hacia la producción científica periférica, y el diseño de intervenciones debe reconocer la multiplicidad causal. En contraste, el NCA identifica la autoeficacia en inglés como condición necesaria casi universal (consistencia = 0.94), con un umbral mínimo de 4.2/7 en la escala para alcanzar el 80% del outcome: sin este piso de autoeficacia, ninguna política, por intensiva que sea, produce resultados sostenidos. Esta «necesidad condicional» constituye la contribución más directamente accionable del estudio: los responsables de política universitaria cuentan ahora con un umbral empíricamente derivado para el diseño de programas de desarrollo de autoeficacia escritora.

Las pruebas de robustez (Tabla 7) confirman que el efecto de las políticas sobre la producción científica es estadísticamente robusto bajo diversas especificaciones, incluyendo el control de endogeneidad mediante 2SLS y Gaussian Copula. Al-Khresheh y Alkursheh (2024), en sus tablas de bootstrapping, muestran efectos indirectos significativos de recursos institucionales $\rightarrow$ logro vía autoeficacia, con un porcentaje mediado estimado en torno al 60%, comparable a nuestro 77% con un efecto indirecto algo menor, lo que expande el diálogo al incluir doble mediación tecnología-autoeficacia-desempeño como mecanismo alternativo en contextos de mayor dotación tecnológica. Zanellati et al. (2024), en su análisis comparativo de modelos de predicción de abandono universitario con técnicas explicativas SHAP y verificaciones de equidad, ofrecen una analogía metodológica relevante: el uso de fsQCA + NCA en este estudio cumple una función analógicamente similar a la de los SHAP values, permitiendo identificar qué condiciones impulsan el outcome más allá de los coeficientes promedio de los modelos de varianza. Dijk et al. (2025), en su revisión de evaluaciones económicas en educación médica, legitiman adicionalmente el uso de análisis de sensibilidad como estándar de robustez en inferencias de política educativa, mostrando que variaciones de parámetros clave producen cambios limitados

en las razones costo-efectividad —lógica directamente análoga a la estabilidad de nuestros coeficientes bajo especificaciones alternativas.

La validez ecológica trans-situacional de los hallazgos está restringida estrictamente a universidades peruanas licenciadas por SUNEDU con programas presenciales de posgrado y requerimiento de tesis en el primer año. La generalización a sistemas universitarios con tradición investigativa consolidada —Chile, Brasil, México— requiere cautela metodológica, dado que el mecanismo de activación vía autoeficacia puede operar con menor peso relativo cuando el capital institucional preexistente ya garantiza condiciones mínimas. Igualmente, la dependencia de self-reports para las variables psicológicas —aunque controlada mediante diseño temporal, variable marcadora y MGCFA— persiste como limitación técnica: la validez ecológica de la intención declarada de publicación como predictor del comportamiento real de publicación requiere seguimiento bibliométrico post-grado para ser plenamente establecida. El sesgo de autoselección de estudiantes en universidades con políticas pro-inglés más activas, aunque mitigado por PSM y variables instrumentales, no puede descartarse en su totalidad dado el diseño observacional. Estos hallazgos sugieren preliminarmente, por tanto, que en contextos de periferia académica estructural el isomorfismo mimético coercitivo es insuficiente —y potencialmente contraproducente— sin el acompañamiento de inversión real en autoeficacia escritora y capital lingüístico: la cualquier generalización a sistemas con recursos diferentes sería prematura debido a la dependencia estructural del efecto respecto al tipo de universidad.

CONCLUSIONES

Esta investigación ha demostrado que las políticas lingüísticas universitarias pro-inglés ejercen un efecto sobre la producción de textos científicos de estudiantes de posgrado peruanos que es predominantemente indirecto: el 77% del efecto total opera a través de la autoeficacia académica en inglés y el capital lingüístico percibido, no mediante la coerción institucional directa. El constructo de «brecha de legitimidad lingüística» —propuesto como extensión cruzada entre la TCP y el neo-institucionalismo— captura empíricamente la distancia entre el requerimiento formal y la capacidad real del estudiante, mostrando que dicha brecha modera de forma crítica la relación entre política y producción: cuando la brecha es amplia (universidades públicas con recursos limitados), las políticas formales pierden su efectividad e incluso pueden

invertir su signo.

Las implicaciones para la práctica son directamente derivables de los umbrales NCA: los responsables de política universitaria cuentan ahora con evidencia para establecer inversiones mínimas concretas. En términos IPMA (Importance-Performance Map Analysis), la autoeficacia en inglés académico emerge como la variable de mayor importancia relativa (condición necesaria con consistencia = 0.94) y con mayor margen de mejora (media observada 3.89/7 frente al umbral necesario de 4.2/7), configurando la intervención prioritaria: programas de escritura académica que eleven la autoeficacia por encima del umbral mínimo de 60% de la escala antes de implementar requerimientos de publicación en inglés. Para universidades públicas con recursos limitados —el subgrupo donde las políticas formales no logran efectos positivos— la intervención más costo-efectiva no es incrementar la intensidad del requerimiento lingüístico, sino desarrollar capital lingüístico y autoeficacia mediante programas sistemáticos de mentoría escritora, pares lingüísticos avanzados-novatos y alianzas con centros de escritura de universidades de mayor trayectoria investigadora. Esta recomendación contribuye directamente al ODS 4 (Educación de Calidad) y al ODS 10 (Reducción de Desigualdades) al señalar que las políticas de internacionalización que ignoran el desarrollo de capital lingüístico real reproducen —en lugar de reducir— las jerarquías Norte-Sur en la producción de conocimiento científico.

REFERENCIAS

- Al-Khresheh, M., & Alkursheh, T. (2024). An integrated model exploring the relationship between self-efficacy, technology integration via Blackboard, English proficiency, and Saudi EFL students' academic achievement. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11, 1–12. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-02783-2>
- Aydinli, E., & Aydinli, J. (2024). Exposing linguistic imperialism: Why global IR has to be multilingual. *Review of International Studies*, 50, 943–964. <https://doi.org/10.1017/s0260210523000700>
- Bouzar, A., Idrissi, K., & Ghourdou, T. (2024). ChatGPT and Academic Writing Self-Efficacy: Unveiling Correlations and Technological Dependency among Postgraduate Students. *Arab World English Journal*. <https://doi.org/10.24093/>

[awej/chatgpt.15](#)

- Brophy, S. (2024). Ethnic minority underachievement in UK higher education: an analysis of nationally representative data provides little support for the intersectionality thesis. *Studies in Higher Education*, 50, 864–877. <https://doi.org/10.1080/03075079.2024.2358388>
- Cao, Y., Sickles, R., Triebs, T., & Tumlinson, J. (2024). Linguistic distance to English impedes research performance. *Research Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2024.104971>
- Cham, H., Lee, H., & Migunov, I. (2024). Quasi-experimental designs for causal inference: an overview. *Asia Pacific Education Review*, 25, 611–627. <https://doi.org/10.1007/s12564-024-09981-2>
- Cogo, A., Gimenez, T., Calvo, L., & Kadri, M. (2024). English is the natural language of science: discourses and ideologies concerning EMI in two Brazilian universities. *Journal of English as a Lingua Franca*, 13, 51–72. <https://doi.org/10.1515/jelf-2024-2007>
- Curo, M., Sairitupa, L., Peralta, G., Morales, M., Ilyes, R., & Morales, W. (2025). Adaptation and Validation of a Spanish Writing Self-Efficacy Scale in Quechua-Speaking Peruvian Basic Education Students. *Behavioral Sciences*, 15. <https://doi.org/10.3390/bs15101418>
- Dickert, J., & Li, J. (2024). Illuminating the Post-Graduation Impact of Undergraduate Participation in High-Impact Practices Using Propensity Score Analysis with Structural Equation Modeling. *Research in Higher Education*, 1–22. <https://doi.org/10.1007/s11162-023-09767-2>
- Dijk, S., Essafi, S., Niehot, C., Wong, J., Hunink, M., & Woltman, A. (2025). Economic evaluations in undergraduate medical education: a systematic review. *BMJ Open*, 15. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2024-091911>
- Han, Y., Li, D., & Dong, J. (2024). The competing role of English and Chinese in the practiced language policies for international medical students in a Chinese hospital. *Current Issues in Language Planning*, 26, 169–192. <https://doi.org/10.1080/14664208.2024.2376967>
- Hemade, A., Malaeb, D., Alhuwailah, A., Helmy, M., Barakat, M., Hallit, R., Khatib, S., Rahal, M., Rabbani, S., Alzayer, R., Farrag, N., Hajjar, R., Mallouh, J.,

- Obeid, S., Hallit, S., & Fekih, F. (2025). The 9-item Academic Self-Efficacy (ASE) scale: validity, reliability and measurement invariance across sexes and six Arab nations. *Scientific Reports*, 15. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-96896-6>
- Hoang, N. (2025). Examining English-medium instruction implementation in Vietnamese higher education: Correlations between student self-efficacy, language proficiency and academic performance. *British Educational Research Journal*. <https://doi.org/10.1002/berj.4150>
- Howard, M., Boudreaux, M., & Oglesby, M. (2024). Can Harman's single-factor test reliably distinguish between research designs? Not in published management studies. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 33, 790–804. <https://doi.org/10.1080/1359432x.2024.2393462>
- Jonathans, P., Cahyono, B., Widiati, U., & Kweldju, S. (2024). Enhancing factors for doctoral students' writing self-efficacy: A narrative approach. *Indonesian Journal of Applied Linguistics*. <https://doi.org/10.17509/ijal.v14i1.70397>
- Jonathans, P., Cahyono, B., Kweldju, S., Ratri, D., Astutik, I., & Syarif, T. (2025). Evolving self-regulation and self-efficacy in academic writing: Sojourning narratives of EFL doctoral students. *Studies in English Language and Education*. <https://doi.org/10.24815/siele.v12i1.41180>
- Khojasteh, L., Kafipour, R., Pakdel, F., & Mukundan, J. (2025). Empowering medical students with AI writing co-pilots: design and validation of AI self-assessment toolkit. *BMC Medical Education*, 25. <https://doi.org/10.1186/s12909-025-06753-3>
- Li, J., & Lay, Y. (2024). Examining the reliability and validity of self-efficacy beliefs, stress, perceived teachers' support and academic burnout scales using the PLS-SEM approach. *Humanities and Social Sciences Letters*. <https://doi.org/10.18488/73.v13i1.3987>
- Miller, B., Simmering, M., & Ragland, E. (2024). Effective and adaptable: Four studies on the shortened attitude toward the color blue marker variable scale. *Behavior Research Methods*, 56, 7985–8008. <https://doi.org/10.3758/s13428-024-02465-6>
- Obiakor, T. (2024). Language of instruction policy in Nigeria: Assessing implementation and literacy achievement in a multilingual environment.

International Journal of Educational Development. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2024.103108>

- Reilly, C., Costley, T., Gibson, H., & Kula, N. (2024). The multilingual university: language ideology, hidden policies and language practices in Malawian universities. *Language, Culture and Curriculum*, 37, 213–229. <https://doi.org/10.1080/07908318.2024.2303686>
- Saez, N., & Montalvo, D. (2025). Strategies for learning English in higher education: a systematic mapping. *Frontiers in Education*. <https://doi.org/10.3389/feduc.2025.1570602>
- Sah, P. (2024). The politics of distraction in planning English-medium education policy in schools. *Current Issues in Language Planning*, 26, 308–329. <https://doi.org/10.1080/14664208.2024.2358278>
- Shang, Y., & Ma, L. (2024). Classroom anxiety, learning motivation, and English achievement of Chinese college students: The mediating role of self-efficacy. *Acta Psychologica*, 251, 104550. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104550>
- Simie, T., & McKinley, J. (2024). English medium instruction in Ethiopian university mission statements and language policies. *Language Policy*, 1–22. <https://doi.org/10.1007/s10993-024-09693-8>
- Suoc, M., Lastino, J., Lukingan, J., Baraoil, M., & Pelila, J. (2025). How is English as a Lingua Franca (ELF) Transforming Education in ASEAN Universities? *Journal of Multidisciplinary Research and Development*. <https://doi.org/10.56916/jmrd.v2i1.1024>
- Tao, Y., & Yu, J. (2024). Cultural threads in writing mastery: a structural analysis of perfectionism, learning self-efficacy, and motivation as mediated by self-reflection in Chinese EFL learners. *BMC Psychology*, 12. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01572-5>
- Wan, F. (2024). Propensity Score Matching: should we use it in designing observational studies? *BMC Medical Research Methodology*, 25. <https://doi.org/10.1186/s12874-025-02481-w>
- Yan, Z., Liu, Q., & Chen, Y. (2024). Examining the impact of flipped learning on second language development: A quasi-experiment in higher education. *Heliyon*, 10. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e33593>

- Zanellati, A., Zingaro, S., & Gabbrielli, M. (2024). Balancing Performance and Explainability in Academic Dropout Prediction. *IEEE Transactions on Learning Technologies*, 17, 2140–2153. <https://doi.org/10.1109/tlt.2024.3425959>
- Zhang, Q., Nie, H., Fan, J., & Liu, H. (2025). Exploring the Dynamics of Artificial Intelligence Literacy on English as a Foreign Language Learners' Willingness to Communicate: The Critical Mediating Roles of Artificial Intelligence Learning Self-Efficacy and Classroom Anxiety. *Behavioral Sciences*, 15. <https://doi.org/10.3390/bs15040523>
- Zhao, M., Kuan, G., Chau, V., & Kueh, Y. (2024). Validation and measurement invariance of the Chinese version of the academic self-efficacy scale for university students. *PeerJ*, 12. <https://doi.org/10.7717/peerj.17798>
- Zheng, Q., & Choi, T. (2024). English-medium instruction as an internationalisation strategy at a second-tier Chinese university: instructors' challenges and their shaping factors. *Asian-Pacific Journal of Second and Foreign Language Education*, 9. <https://doi.org/10.1186/s40862-024-00295-9>