

Conciencia ambiental, resiliencia y tecnología: estrategias clave para impulsar el empleo verde empresarial

Strategic Drivers of Green Employment in Firms: Environmental Awareness, Resilience, and Technology

Alfonso Jesús Gil-López

Profesor e investigador de la Universidad de La Rioja, España
alfonso.gil@unirioja.es
<https://orcid.org/0000-0002-8180-4769>
<https://ror.org/0553yr311>

Diego Sesma-Martín

Profesor e investigador de la Universidad de La Rioja, España
diego.sesmam@unirioja.es
<https://orcid.org/0000-0002-6787-594X>
<https://ror.org/0553yr311>

Claudia Tobías-Marín

Universidad de La Rioja, España
claudia.tobias@unirioja.es
<https://orcid.org/0000-0002-1980-9956>
<https://ror.org/0553yr311>

Begoña Berges-Cordón

Universidad de La Rioja, España
begona.berges@alum.unirioja.es
<https://orcid.org/0009-0001-5588-3248>
<https://ror.org/0553yr311>

Recibido: 09/12/25 **Revisado:** 07/02/26 **Aprobado:** 26/02/26 **Publicado:** 01/04/26

Resumen: este estudio examina cómo factores individuales se asocian con resultados organizativos vinculados a la sostenibilidad, con foco en la realización de empleos y conductas verdes. Se evalúan (a) la relación entre conciencia verde y empleos verdes, (b) la asociación entre resiliencia y conciencia verde y (c) el papel mediador de la aceptación tecnológica en el vínculo entre conciencia y empleos verdes. Con una muestra de 302 trabajadores en España, se estimó un modelo PLS-SEM (SmartPLS) utilizando escalas validadas de aceptación tecnológica, conciencia verde, empleos/habilidades verdes y resiliencia (Likert 1-7). Los hallazgos muestran asociaciones coherentes con las hipótesis: la conciencia verde se relaciona positivamente con el desempeño de empleos/conductas verdes; la resiliencia se asocia positivamente con la conciencia verde; y la aceptación tecnológica presenta una mediación parcial y significativa, atenuando el efecto directo de la conciencia sobre los empleos verdes. En las variables de control, el nivel educativo no muestra un efecto significativo, mientras que la categoría laboral se relaciona negativamente con los empleos verdes, lo que podría reflejar menor margen de actuación en niveles jerárquicos inferiores. Dado el diseño transversal, estos resultados deben interpretarse como relaciones asociativas y no como evidencia causal. A la luz de los resultados, se sugiere que integrar el comportamiento proambiental y la aceptación tecnológica ayuda a comprender la brecha actitud-comportamiento en la transición verde y apuntan a la conveniencia de seleccionar y desarrollar talento resiliente y con valores ecológicos, así como de diseñar herramientas y formación verdes centradas en el usuario y condiciones de trabajo que faciliten transformar actitudes en desempeño ambiental.

Palabras clave: conciencia verde, resiliencia, tecnología, empleos verdes, proambiental.

Cómo citar: Gil-López, A. J., Sesma-Martín, D., Tobías-Marín, C. y Berges-Cordón, B. Conciencia ambiental, resiliencia y tecnología: estrategias clave para impulsar el empleo verde empresarial. *Retos Revista de Ciencias de la Administración y Economía*, 16(31), pp. 61-76. <https://doi.org/10.17163/ret.n31.2026.04>



Abstract: this study investigates the associations between individual factors and organizational outcomes related to sustainability, with a focus on the implementation of green jobs and green behaviors. Specifically, the analysis examines (a) the relationship between green awareness and green jobs, (b) the association between resilience and green awareness, and (c) the mediating role of technology acceptance in the relationship between green awareness and green jobs. A sample of 302 workers in Spain was analyzed using a PLS-SEM model (SmartPLS) with validated scales for technology acceptance, green awareness, green jobs/skills, and resilience (Likert 1–7). The results indicate that green awareness is positively associated with green job and behavior performance, resilience is positively related to green awareness, and technology acceptance partially mediates the effect of green awareness on green jobs. Among the control variables, education level does not show a significant effect, while job category is negatively associated with green jobs, possibly due to limited opportunities for action at lower hierarchical levels. Due to the cross-sectional design, these findings should be interpreted as associative rather than causal. Overall, the results highlight that integrating pro-environmental behavior and technology adoption provides insight into the attitude-behavior gap in the green transition and underscores the importance of selecting and developing resilient employees with ecological values, as well as designing user-centered green tools, training, and working conditions that support the translation of attitudes into environmental performance.

Keywords: green awareness, resilience, technology, green jobs, pro-environmental.

Introducción

En la actualidad, la sostenibilidad ha dejado de considerarse un asunto secundario para convertirse en un eje estratégico de la toma de decisiones (García-Salirrosas, 2023; Hermundsdottir y Aspelund, 2022). La crisis climática, junto con la presión social e institucional, impulsa a las organizaciones a integrar criterios ambientales en su estrategia (Daddi *et al.*, 2016). Este desplazamiento se refleja en el auge de los empleos verdes, que aportan capacidades y prácticas para operar y competir con menor huella ambiental, facilitando la adopción de modelos bajos en carbono y circulares basados en la eficiencia en el uso de recursos. Desde una perspectiva de microfundamentos, el foco se sitúa en los mecanismos individuales, cognitivos, motivacionales y conductuales que habilitan la implementación efectiva de la sostenibilidad. En particular, interesa identificar qué creencias y conocimientos ambientales, como la conciencia verde; qué disposiciones psicológicas, tales como la resiliencia para sostener decisiones bajo tensiones de coste y tiempo; y qué capacidades de adopción de herramientas, como la aceptación tecnológica, impulsan que las directrices estratégicas se traduzcan en rutinas diarias, decisiones operativas y comportamientos verdes en el trabajo cotidiano.

Los empleos verdes se definen como aquellos trabajos que, en diversos sectores (agricultura, industria, servicios, I+D, administración), contribuyen de manera sustancial a preservar o restaurar la calidad del medioambiente (Bohnenberger, 2022). En el plano organizativo, ello supone incorporar prácticas, rutinas y estándares

que alineen el desempeño con objetivos ambientales e integren la gestión ambiental en la lógica competitiva (Hart, 1995).

En este proceso, el papel de los empleados y sus actitudes resulta determinante, porque las políticas ambientales solo generan impacto cuando se traducen en hábitos, decisiones y estándares operativos en el puesto de trabajo (Norton *et al.*, 2015). Asimismo, muchas conductas proambientales son discrecionales, como pueden ser el ahorro energético, separación de residuos o propuestas de eco-mejora, por ello, dependen en gran medida de valores y motivaciones además de normas formales. De hecho, una parte relevante de los fallos en sostenibilidad se explica por dificultades de ejecución y adherencia, más que por el diseño estratégico.

En este contexto, la conciencia verde del trabajador, entendida como el grado de sensibilidad, conocimiento y compromiso personal con la protección ambiental en el ámbito laboral, se asocia con una mayor probabilidad de desplegar conductas proambientales en el trabajo (Dumont *et al.*, 2017; Paillé y Boiral, 2013; Katz *et al.*, 2022; Alherimi *et al.*, 2024). En consecuencia, el primer objetivo es analizar la relación entre la conciencia verde del empleado y la realización de empleos/conductas verdes (Paillé *et al.*, 2014; Alt *et al.*, 2016).

Otra variable individual de interés es la resiliencia del empleado, definida como la capacidad para adaptarse, aprender y sobreponerse ante situaciones adversas o cambios (Connor y Davidson, 2003). Dado que la implantación de prácticas sostenibles suele exigir ajustes en rutinas y formas de trabajo, los empleados más resilientes

tienden a afrontar mejor estos retos y pueden mostrar mayor predisposición hacia conductas ecológicas (Norton *et al.*, 2015; Paillé y Boiral, 2013; Avey *et al.*, 2008). De esta propuesta surge el segundo objetivo: analizar la relación entre la resiliencia del empleado y su conciencia verde.

Ahora bien, aunque un empleado presente elevados valores ambientales, esto no garantiza por sí mismo que esa conciencia se traduzca en resultados observables en el trabajo. Esta discrepancia se vincula con la conocida brecha actitud-comportamiento, ampliamente documentada en el estudio ambiental (An *et al.*, 2022; Blake, 1999; Gifford, 2011; Kollmuss y Agreman, 2002). En el contexto organizativo, se podría sostener que la aceptación tecnológica actúa como un mecanismo habilitador que facilita dicha traducción: cuando los empleados perciben las tecnologías como útiles y fáciles de usar, aumenta la probabilidad de incorporar prácticas sostenibles en sus rutinas y decisiones cotidianas, en línea con los modelos clásicos de aceptación tecnológica (Davis, 1989; Venkatesh *et al.*, 2003) y con la evidencia sobre sistemas de información “verdes” que favorecen conductas proambientales en el trabajo (Chen y Tung, 2014). En particular, cuando las prácticas verdes dependen de herramientas digitales o tecnologías limpias, su aceptación condiciona que la conciencia se materialice en acciones observables. Por ello, el tercer objetivo es analizar el efecto mediador de la aceptación tecnológica en la relación entre la conciencia verde y los empleos/conductas verdes.

En relación a la brecha y la originalidad de la investigación, aunque la literatura ha analizado por separado la relación entre conciencia ambiental y conductas proambientales, y ha desarrollado modelos robustos de adopción tecnológica, sigue siendo limitada la evidencia que integre en un mismo marco explicativo los microfundamentos que permitan convertir una orientación “verde” en resultados operativos dentro de la organización. Este estudio intenta cubrir esa brecha al proponer y contrastar un modelo parsimonioso que conecta (i) un recurso psicológico individual relevante (resiliencia) como antecedente de la (ii) conciencia verde, y explica su traducción en (iii) empleos/conduc-

tas verdes mediante un mecanismo de conversión basado en la aceptación tecnológica.

Así, el trabajo no se limita a replicar relaciones conocidas en un nuevo contexto, sino que explicita el “cómo” de la implementación: por qué la motivación ambiental no siempre se transforma en acción y en qué condiciones instrumentales puede hacerlo, atendiendo a críticas sobre la acumulación de constructos sin clarificación suficiente de los mecanismos micro que sostienen la ejecución cotidiana de la sostenibilidad (Aguinis y Glavas, 2012). En suma, el artículo conecta explícitamente motores individuales (conciencia verde y resiliencia) con resultados organizativos (empleos/conductas verdes) e incorpora la aceptación tecnológica como mecanismo que convierte actitudes en desempeño ambiental.

A continuación, se desarrolla el marco teórico que fundamenta las hipótesis y el modelo de investigación propuesto.

Relación entre la conciencia verde y los empleos verdes

La conciencia verde la entendemos como el grado en que la persona conoce los problemas ambientales, es sensible ante ellos y asume un compromiso personal para proteger el entorno (Kim y Lee, 2023), puede entenderse como un antecedente cognitivo y motivacional. Desde la Teoría del Comportamiento Planificado y el modelo Valor-Creencia-Norma, esta disposición se traduce en intenciones y conductas proambientales cuando el individuo percibe que puede actuar (control percibido) y que debe hacerlo (obligación moral) (Ajzen, 1991; Bamberg y Möser, 2007).

En el ámbito organizativo, una mayor conciencia verde incrementa la relevancia de metas ecológicas y el ajuste entre valores personales y prácticas ambientales de la empresa. Esto facilita que los empleados busquen u ocupen puestos con mayor componente ambiental o, alternativamente, rediseñen su propio trabajo incorporando tareas orientadas a reducir impactos, tales como el ahorro de recursos, prevención de residuos o mejora de procesos (Boiral, 2009; Norton *et al.*, 2015). En términos de la perspec-

tiva Motivación-Oportunidad-Capacidad, la conciencia verde opera como motivación interna que impulsa la búsqueda de oportunidades y el aprendizaje de rutinas sostenibles, incluso cuando las oportunidades son limitadas, se expresa en conductas cotidianas (ahorro energético, reciclaje, propuestas de mejora ambiental, entre otras) que “ecologizan” progresivamente el trabajo (Paillé y Boiral, 2013).

La conciencia verde refuerza la autodeterminación porque favorece la internalización de valores ecológicos: cuando una persona integra la protección ambiental en su sistema de valores e identidad, actuar de forma sostenible deja de percibirse como una exigencia externa y pasa a vivirse como una elección propia. En términos de la Teoría de la Autodeterminación, esa internalización incrementa la regulación autónoma (más coherencia valorativa y sentido de propósito) y, por ello, aumenta la persistencia incluso cuando las conductas verdes implican esfuerzo o costes (Deci y Ryan, 2000; Gifford, 2011).

Por su parte, la evidencia empírica muestra de forma consistente que tanto las actitudes como la conciencia ambiental se asocian positivamente con los comportamientos sostenibles en el trabajo, como la ciudadanía ambiental, las ecoiniciativas y las conductas propias del puesto orientadas a la sostenibilidad. Asimismo, se ha documentado que estos comportamientos incrementan el componente ambiental de los puestos de trabajo (Paillé *et al.*, 2014). De esta forma, se puede observar cómo la teoría y los hallazgos acumulados respaldan que una mayor conciencia verde se traduce, a través de la intención, la norma personal y la congruencia entre valores, en una mayor probabilidad de ocupar y desempeñar empleos verdes.

En consecuencia, se plantea la hipótesis 1.

H1: La conciencia verde del empleado se relaciona positivamente con los empleos verdes.

Relación entre la resiliencia y la conciencia verde

La resiliencia provee recursos psicológicos, como la autoeficacia, la esperanza y el optimis-

mo, que ensanchan la apertura cognitiva y la disposición a explorar alternativas. Esto favorece la atención sostenida, el aprendizaje y la reflexión sobre impactos y soluciones ambientales, en línea con la teoría de conservación de recursos y la teoría de ampliación y construcción de las emociones positivas (Hobfoll, 1989; Fredrickson, 2001). En el ámbito laboral, esta “reserva” de recursos facilita reencuadrar las iniciativas de sostenibilidad como desafíos abordables, en lugar de amenazas, lo que incrementa la sensibilidad hacia metas ecológicas y promueve la interiorización de valores y normas proambientales (Bakker y Demerouti, 2007).

Asimismo, la resiliencia se considera un componente del capital psicológico, entendido como un recurso positivo de orden superior formado por capacidades personales desarrollables que sostienen el bienestar y el desempeño. En su formulación clásica, el capital psicológico integra autoeficacia, esperanza, optimismo y resiliencia. Específicamente, la resiliencia aporta la capacidad de recuperarse y adaptarse ante la adversidad, manteniendo el esfuerzo y el aprendizaje frente a demandas y contratiempos (Luthans *et al.*, 2006; Avey *et al.*, 2011). A partir de estos planteamientos, se respalda que los empleados más resilientes tiendan a mostrar mayor conciencia verde, al contar con más recursos para sostener la atención, reinterpretar obstáculos y consolidar marcos de actuación alineados con la sostenibilidad (Avey *et al.*, 2011). Con base en estos argumentos, se propone la siguiente hipótesis.

H2: La resiliencia del empleado se relaciona positivamente con su conciencia verde.

El papel mediador de la aceptación de la tecnología

La disposición de los empleados a aceptar e implementar tecnologías innovadoras amplifica el efecto de su conciencia ambiental sobre las prácticas laborales sostenibles. Diversos estudios empíricos recientes señalan que las innovaciones tecnológicas pueden fomentar la sostenibilidad, al facilitar nuevas formas de

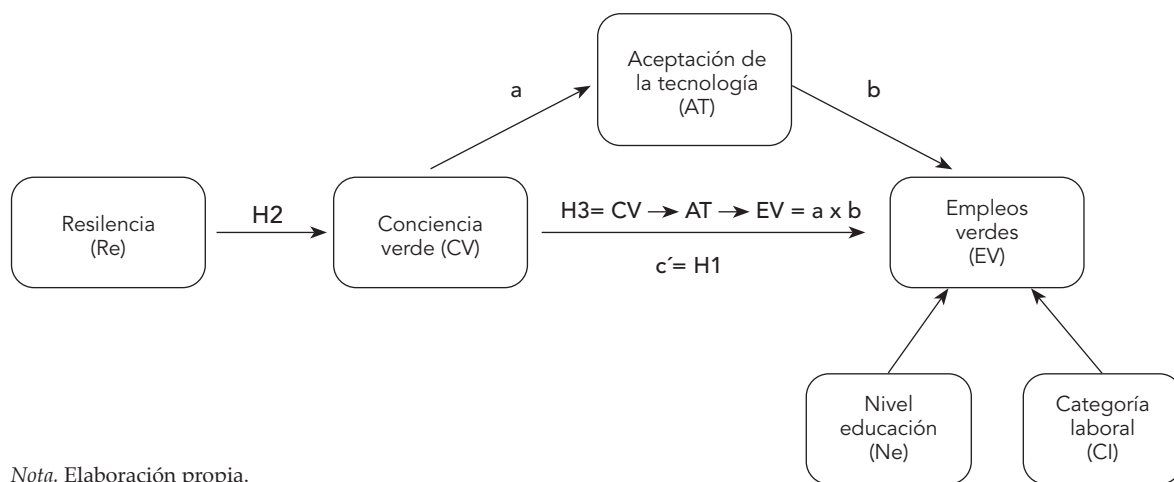
participación ambiental y hacer más accesible el comportamiento verde (An *et al.*, 2022; Leesakul *et al.*, 2022). En este sentido, en el sector consumo se ha indicado que cierta tecnología (pagos digitales) media la relación entre la conciencia ecológica de las personas y sus hábitos verdes efectivos, habilitando más acciones ambientales (An *et al.*, 2022). Por analogía, en la empresa, un empleado ambientalmente comprometido necesitará herramientas y sistemas adecuados para traducir sus buenas intenciones en actos concretos, como usar un software de monitoreo de huella de carbono, optimizar procesos mediante el Internet de las cosas para ahorrar recursos, entre otros aspectos. Si el empleado muestra rechazo o resistencia a las nuevas tecnologías, es probable que incluso con alta conciencia ecológica no logre mejorar el desempeño ambiental de su puesto. De hecho, la falta de aceptación tecnológica por parte de los trabajadores ha sido identificada como una de las principales barreras para la adopción de prácticas sostenibles y la transformación digital verde en las organizaciones (Leesakul *et al.*, 2022). Por el contrario, una fuerza laboral abierta a la innovación tecnológica podrá implementar más fácilmente iniciativas de mejora ambiental. Por todo ello, se señala la hipótesis 3.

H3: La aceptación de la tecnología media positivamente la relación entre la conciencia verde del empleado y los resultados en términos de empleos verdes.

Adicionalmente, el modelo teórico considera dos variables de control relevantes de carácter demográfico: nivel educativo del empleado y puesto de trabajo. El nivel de estudios suele asociarse a mayor conocimiento ambiental y a una mayor comprensión e implementación de prácticas sostenibles (Dietz *et al.*, 1998; Franzen y Meyer, 2010; Gifford y Nilsson, 2014), además de estar vinculado a las competencias verdes que demandan las transiciones ecológicas. Por su parte, el tipo de cargo/posición jerárquica determina en gran medida las oportunidades de acción: los mandos y directivos disponen de palancas formales para tomar decisiones e introducir políticas verdes, mientras que los puestos operativos canalizan la sostenibilidad mediante comportamientos cotidianos y ciudadanía ambiental (Boiral, 2009; Norton *et al.*, 2015). Controlar por educación y puesto permite aislar mejor los efectos de las variables principales del estudio (conciencia, resiliencia y tecnología) sobre los empleos/conductas verdes, reduciendo sesgos de confusión ligados a diferencias en capital humano y poder discrecional (Norton *et al.*, 2015).

En la figura 1 se puede apreciar el modelo de análisis y las hipótesis planteadas en el estudio.

Figura 1
Modelo de análisis propuesto



Nota. Elaboración propia.

Materiales y método

Participantes en el estudio

La muestra estuvo compuesta por 302 trabajadores ($n = 302$) residentes en España, seleccionados mediante muestreo no probabilístico accidental (por conveniencia) de tipo voluntario. Se invitó a participar a potenciales encuestados a través de difusión en línea, por redes sociales profesionales y contactos institucionales, y el acceso se realizó mediante un enlace al cuestionario. La participación fue anónima y voluntaria, y antes de iniciar la encuesta se presentó un consentimiento informado donde se explicó el objetivo del estudio, el carácter académico de la investigación y el uso agregado de los datos. Como criterios de inclusión, se consideró: (a) ser mayor de edad, (b) encontrarse laboralmente activo al momento de la respuesta y (c) completar el cuestionario en su totalidad; como criterios de exclusión, se descartaron registros incompletos, duplicados o de participantes que no cumplieran los criterios anteriores. La recolección de datos se realizó mediante encuesta en línea entre noviembre de 2024 y mayo de 2025, siguiendo un diseño transversal.

Instrumentos y medidas

Para la medición de los constructos se emplearon ítems tomados y adaptados de instrumentos previamente utilizados en la literatura, diferenciando entre escalas psicométricas consolidadas y operacionalizaciones empíricas. En concreto, la resiliencia se midió mediante una versión abreviada de la escala CD-RISC (Connor y Davidson, 2003), ampliamente validada en estudios previos. La aceptación de la tecnología se operacionalizó a partir de los ítems utilizados por Weiss et al. (2016), adaptados al contexto organizativo del presente estudio. Los constructos de empleos verdes y habilidades verdes se midieron mediante ítems derivados de trabajos previos sobre transición verde y mercado laboral sostenible (Martínez-Fernández et al., 2010; Renfors, 2024), adaptados para su uso en encuestas individuales.

El cuestionario final estuvo compuesto por 53 ítems. De ellos, 16 ítems correspondieron a los constructos principales analizados en el modelo (aceptación de la tecnología: 4 ítems; resiliencia: 4 ítems; empleos verdes: 4 ítems; habilidades verdes: 4 ítems), mientras que el resto se destinó a variables de control, caracterización del puesto y datos sociodemográficos. Todos los ítems fueron traducidos y adaptados al español siguiendo un procedimiento de adaptación semántica, y evaluados mediante escalas Likert de siete puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 7 = totalmente de acuerdo). Se realizó una prueba piloto con 30 empleados para evaluar la claridad, comprensión y adecuación cultural de los ítems, introduciéndose ajustes menores en la redacción antes de la recogida definitiva de datos.

Análisis de datos

El objetivo de la investigación fue: modelar la relación entre la conciencia y los empleos verdes, incorporando dos extensiones teóricas clave: (a) la asociación entre resiliencia y conciencia verde y (b) el efecto de mediación de la tecnología en el vínculo conciencia y los empleos verdes. Además, se controló por nivel de estudios y puesto de trabajo. Para este propósito se adoptó PLS-SEM con SmartPLS, siguiendo las recomendaciones de Hair et al. (2011), por las siguientes razones: (1) El interés principal es explicar y predecir la presencia (o intensidad) de empleos verdes a partir de la conciencia verde, considerando la resiliencia como antecedente y la tecnología como mecanismo explicativo (mediación). PLS-SEM maximiza la varianza explicada de los constructos endógenos. (2) PLS-SEM es apropiado con un tamaño muestral de 302 sujetos y con variables capturadas en escalas ordinales (tipo Likert).

Atendiendo a estos criterios metodológicos, PLS-SEM con SmartPLS se ajusta al carácter explicativo del estudio, admite mediación y especificaciones formativas, y proporciona herramientas diagnósticas modernas para sustentar conclusiones sólidas sobre cómo la resiliencia

favorece la conciencia verde y cómo la tecnología media su traducción en empleos verdes.

Resultados y discusión

Caracterización de la muestra

El estudio se basó en 302 participantes y presentó una estructura empresarial dominada por organizaciones medianas y grandes: el 43,0 % procede de compañías con más de 99 empleados y el 39,8 % de firmas de 10-99, mientras que solo el 17,2 % trabaja en microempresas (1-9). Por sectores, prima Servicios (60,9 %) frente a Industria (39,1 %). En términos de capital humano, la muestra está altamente cualificada: un 59,5 % cuenta con grado universitario, un 35,5 % con bachillerato/formación profesional y un 5,0 % con educación primaria o secundaria. Por categoría laboral, predominan las personas empleadas (56,6 %), seguidas de mandos intermedios (23,5 %) y directivos (17,9 %) (ver tabla 1).

La composición de la muestra, con predo-

minio de organizaciones medianas y grandes, mayor presencia del sector servicios y un nivel educativo elevado, resulta adecuada y coherente con el objetivo del estudio, pues se trata de entornos donde la sostenibilidad suele estar más institucionalizada en forma de políticas, procedimientos y herramientas de gestión, lo que incrementa la probabilidad de observar con claridad la traslación de la conciencia verde a empleos y conductas proambientales.

Asimismo, el mayor nivel educativo facilita la comprensión de iniciativas y mensajes ambientales, reduciendo sesgos por falta de alfabetización ambiental y permitiendo evaluar con mayor precisión los mecanismos individuales analizados.

Esta configuración no invalida los hallazgos, sino que delimita su alcance: los resultados son especialmente informativos para organizaciones con mayor capacidad de despliegue de prácticas de sostenibilidad, y constituyen una base pertinente para futuras réplicas en microempresas o sectores con menor grado de formalización ambiental.

Tabla 1
Participantes en el estudio

Variables	N	%
Tamaño de empresa		
1 a 9 empleados	52	17,2
10 a 99 empleados	120	39,8
+ 99 empleados	130	43,0
Sector		
Industrial	118	39,1
Servicios	184	60,9
Nivel de educación		
Educación primaria y secundaria	15	5,0
Bachillerato o formación profesional	108	35,5
Grado universitario	179	59,5
Categoría laboral		
Directivo	54	17,9
Mando intermedio	71	23,5
Empleado	177	56,6
N	302	100

Nota. Elaboración propia.

Modelo de medida

El primer paso para evaluar el modelo de medida fue analizar la fiabilidad y la validez de los indicadores. Como se muestra en la

tabla 2, la fiabilidad compuesta evidencia un nivel adecuado de consistencia interna para la mayoría de los constructos. A continuación, se examina la validez convergente y la validez discriminante.

Tabla 2

Resultados del modelo de medida

Constructo	VIF	Carga factorial	α Cronbach	FC	AVE
Aceptación de la tecnología			0,821	0,823	0,651
Confianza en las nuevas tecnologías	1,871	0,929			
Capacidad para nuevas tecnologías	1,815	0,805			
Aumento eficacia por la tecnología	1,472	0,777			
Facilidad uso de tecnologías	1,882	0,816			
Conciencia verde			0,702	0,703	0,501
Integración legislación ambiental	1,384	0,708			
Reducción de consumos	1,815	0,702			
Uso innovador de recursos	1,349	0,738			
Entiendo el concepto "lavado verde"	1,146	0,701			
Empleos verdes			0,797	0,799	0,624
Oportunidad trabajo estable/ sostenible	1,728	0,796			
Valoración de empresas verdes	1,606	0,791			
Impulso del desarrollo económico	2,142	0,863			
Oportunidad de carrera laboral	1,368	0,704			
Resiliencia			0,703	0,710	0,616
La persona emocionalmente fuerte	1,506	0,783			
* La persona que se adapta cambios	-	0,564			
La persona es optimista	1,318	0,819			
Persona que gestiona los imprevistos	1,323	0,750			

Nota: VIF: Variance inflation factor, FC: Fiabilidad compuesta, AVE: Average variance extracted. * El ítem tiene baja carga factorial y, por lo tanto, fue eliminado.

La validez convergente se evaluó en la tabla 3 siguiendo a Fornell y Larcker (1981), de modo que los valores de varianza media extraída (AVE) deben ser $> 0,50$ (Tabla 2). Asimismo, se verificó la multicolinealidad: todos los factores de inflación de la varianza (VIF) fueron $< 3,3$, umbral habitualmente aceptado como indicativo de ausencia de colinealidad problemática.

El AVE se empleó tanto para la validez convergente (tabla 2) como para la validez discrimi-

minante (tabla 3). Se calculó la raíz cuadrada de la AVE (en la diagonal) y se comprobó que fuera superior a las correlaciones entre constructos emparejados. Adicionalmente, se utilizó en la tabla 3 la razón heterotrait-monotrait (HTMT) para confirmar la validez discriminante; ninguno de los valores superó 0,90, por lo que se cumple este criterio (Henseler *et al.*, 2015).

Tabla 3
Resultados del modelo de medida. Validez discriminante

	Criterio de Fornell-Larcker						Heterotrait-monotrait ratio (HTMT)					
	AT	CV	EV	Re	Ne	Cl	AT	CV	EV	Re	Ne	Cl
AT	0,807						AT					
CV	0,272	0,685					CV	0,370				
EV	0,382	0,642	0,790				EV	0,471	0,853			
Re	0,509	0,374	0,281	0,785			Re	0,664	0,539	0,371		
Ne	0,218	-0,282	-0,161	0,008	1,000		Ne	0,242	0,363	0,180	0,049	
Cl	0,139	-0,225	-0,215	0,048	0,363	1,000	Cl	0,151	0,320	0,138	0,053	0,326

Nota. AT: Aceptación de la tecnología, CV: Conciencia verde, EV: Empleos verdes, Re: Resiliencia, Ne: Nivel de educación, Cl: Categoría laboral

Modelo estructural

La tabla 4 presenta los parámetros principales de los dos modelos del estudio relacionados con la evaluación estructural.

Tabla 4
Resultados del modelo estructural

Relaciones	Modelo 1			Modelo 2			Soporta
	R ² EV=0,421			R ² CV=0,139; R ² AT=0,118; R ² EV=0,464			
	Coefficientes de trayectoria	t-valor	Intervalo de confianza	Coefficientes de trayectoria	t-valor	Intervalo de confianza	
H1: CV→EV	0,636***	16,308	0,575; 0,702	0,438***	8,053	0,436; 0,644	Sí
H2: Re→CV				0,474***	7,078	0,291; 0,467	Sí
CV→AT = a				0,372***	5,540	0,179; 0,377	
AT→EV = b				0,257***	4,629	0,171; 0,353	
Variables de control							
Ne	0,049	0,966	-0,050; 0,148	-0,021	0,426	-0,119; 0,077	
Cl	-0,092	1,751	-0,195; 0,011	-0,122**	2,315	-0,227; -0,022	

Nota. AT: Aceptación de la tecnología, CV: Conciencia verde, Empleos verdes: Empleos verdes, Resiliencia: Re, Ne: Nivel de educación, Cl: Categoría laboral.

El Modelo 1 muestra el efecto total de la conciencia verde sobre los empleos verdes, que resultó significativo ($c = 0,636^{***}$). Por su parte, el Modelo 2, en el que interviene la variable mediadora, muestra cómo el efecto de la conciencia verde sobre los empleos verdes disminuye en magnitud, aunque se mantiene significativo

cuando interviene la aceptación de la tecnología ($c' = 0,438^{***}$). Por tanto, se apoya la H1, que indica que existe una relación positiva y estadísticamente significativa entre la conciencia verde y los empleos verdes.

Además, en la misma tabla 4 (en el Modelo 2) se puede observar el efecto estadísticamente

significativo entre la resiliencia y la conciencia verde (0,474^{***}) lo que permite contrastar la H2, que señala que la resiliencia se relaciona significativa y positivamente con la conciencia verde. Para contrastar la H3, se verificó que las rutas a (0,372^{***}) y b (0,257^{***}) fueran estadísticamente significativas (véase tabla 4). Así, tanto la aparente disminución del efecto directo, como la magnitud de los coeficientes de regresión de a y b indicaron el potencial efecto indirecto de la conciencia verde sobre los empleos verdes con la aceptación de la tecnología como variable mediadora (H3).

Para confirmar la hipótesis 3 se evaluó el

efecto indirecto. Los resultados evidencian una mediación parcial de la aceptación de la tecnología en la relación entre la conciencia verde y los empleos verdes, pues el efecto directo se mantuvo significativo, aunque con menor magnitud, mientras que el efecto indirecto (H3) también fue significativo (0,070^{**}) (ver tabla 5). Asimismo, se calculó la varianza explicada por la mediación (VAF), que determina el tamaño del efecto indirecto ($a \times b$) en relación con el efecto total (c). Cuando el VAF es superior al 20 % (en este caso, VAF = 28,66 %; véase la tabla 5), se considera que existe mediación parcial (Hair *et al.*, 2014).

Tabla 5

Resultados del modelo estructural, efectos de mediación

Efecto total en EV (Modelo 1)			Efecto directo en EV (Modelo 2)					Efecto indirecto en EV (Modelo 2)								
BCCI			BCCI					BCCI								
Relación	Camino	t	Inferior	Superior	Hipótesis	Camino	t	Inferior	Superior	Hipótesis	Punto estimado	t	Inferior	Superior	Sig.	VAF
EV	c = 0,636 ^{***}	16,308	0,558	0,689	H2	c' = 0,438 ^{***}	8,053	0,442	0,620	H3	0,070 ^{**}	2,765	0,035	0,116	Sí	28,66 %
VARIABLES DE CONTROL																
Ne	0,002	0,040	-0,052	0,145		-0,058	1,142	-0,115	0,080							
Cl	-0,067	1,480	-0,193	0,011		-0,037	0,780	-0,223	-0,016							

Nota. EV: Empleos verdes, Ne: Nivel de educación, Cl: Categoría laboral, BCCI: Bias corrected confidence interval. VAF: Variance accounted for. Sig.: Significación.

Entre las variables de control, el nivel educativo (-0,037) no resultó significativo, por el contrario, la categoría laboral (-0,122^{**}) resultó significativa, por lo tanto, a medida que se pasa de “Directivo” a “Mando intermedio” y “Empleado”, el valor de la variable dependiente (o latente) disminuye.

En términos de varianza explicada, el Modelo 1 muestra una capacidad explicativa moderada-alta sobre empleos verdes (R^2 Empleos Verdes (EV) = 0,421). Al incorporar la aceptación tecnológica como mediador (Modelo 2), la varianza explicada en empleos verdes aumenta hasta $R^2EV = 0,464$, lo que sugiere que el mecanismo tecnológico añade poder explicativo incremental. Asimismo, la resiliencia explica una parte de la conciencia verde (R^2 Conciencia

Verde (CV) = 0,139) y la conciencia verde explica la aceptación tecnológica (R^2 Aceptación de la Tecnología (AT) = 0,118), indicando que el modelo captura una cadena de efectos psicológicos e instrumentales. En cuanto a magnitudes, el efecto total de la conciencia verde sobre empleos verdes es elevado ($c = 0,636$), y se reduce al introducir la mediación ($c' = 0,438$), manteniéndose significativo, lo cual es coherente con una mediación parcial. El efecto indirecto (CV → AT → EV) resulta significativo (0,070) y representa aproximadamente el 28,66 % del efecto total (VAF), lo que apoya que la aceptación tecnológica actúa como un ‘puente’ relevante, aunque no exclusivo, para traducir conciencia verde en desempeño verde.

Discusión de resultados

H1. Conciencia verde y su relación con los empleos/conductas verdes

La primera hipótesis planteaba una relación entre la conciencia verde y los empleos (o conductas) verdes. Los resultados indican que la conciencia verde del empleado se asocia positiva y significativamente con la realización de empleos/conductas verdes. Este patrón es coherente con marcos motivacionales consolidados, como la Teoría del Comportamiento Planificado y Valor-Creencia-Norma, según los cuales actitudes y normas personales, cuando el individuo percibe control y congruencia moral, se traducen en intención y acción (Ajzen, 1991; Bamberg y Möser, 2007).

En clave organizativa, la conciencia verde incrementa la prioridad de las metas ecológicas y el ajuste de valores con rutinas sostenibles, lo que facilita tanto la preferencia por tareas con contenido ambiental como la reconfiguración proambiental del puesto (Norton *et al.*, 2015; Boiral, 2009). La literatura previa respalda este vínculo: metaanálisis publicados y estudios empíricos a nivel de empleado han documentado relaciones positivas entre actitudes y valores verdes y los comportamientos proambientales en el trabajo incluida la ciudadanía ambiental y las eco-iniciativas, que a su vez contribuyen a “reverdecer” las actividades cotidianas (Paillé *et al.*, 2014; Katz *et al.*, 2022). En esta línea, los resultados del presente estudio respaldan H1.

H2. Resiliencia y su relación con la conciencia verde

La segunda hipótesis planteaba una relación entre la resiliencia y la conciencia verde del empleado. Los resultados la respaldan: una mayor resiliencia se asocia con niveles más altos de conciencia verde. La resiliencia aporta recursos psicológicos, como, la autoeficacia, la esperanza y el optimismo, que favorecen una mayor amplitud atencional y una exploración más activa del

entorno, tal como anticipan la teoría de la conservación de recursos y la teoría de ampliación y construcción (Hobfoll, 1989; Fredrickson, 2001).

En contextos de cambio ambiental, como la adopción de nuevas rutinas o tecnologías limpias, las personas resilientes tienden a reinterpretar las exigencias como desafíos manejables y muestran mayor disposición a aprender sobre impactos y soluciones, lo que puede reforzar su conciencia verde. La evidencia previa respalda esta relación: estudios sobre capital psicológico, incluidos metaanálisis publicados, han identificado asociaciones consistentes entre estos recursos y actitudes y conductas deseables en el trabajo (Avey *et al.*, 2011). En esta línea, los hallazgos del presente estudio apoyan la H2.

H3. Aceptación tecnológica como mediador

La tercera hipótesis proponía un efecto de mediación de la aceptación tecnológica entre la conciencia verde y los empleos/conductas verdes. La mediación significativa sugiere que la aceptación tecnológica actúa como bisagra que ayuda a transformar la conciencia ecológica en resultados operativos.

En línea con el *Technology Acceptance Model* (TAM) y la *Unified Theory of Acceptance and Use of Technology* (UTAUT), la utilidad percibida y la facilidad de uso condicionan la intención y, en última instancia, el uso efectivo de una tecnología (Davis, 1989; Venkatesh *et al.*, 2003). Aplicado al ámbito de la sostenibilidad, las tecnologías y los sistemas de información orientados a objetivos ambientales pueden reducir fricciones de implementación y proporcionar retroalimentación oportuna, facilitando la traducción de actitudes en conductas proambientales. En esta línea, evidencia reciente sugiere que la tecnología puede actuar como mecanismo intermediario entre la conciencia y la práctica, al ampliar el repertorio de acciones verdes que los individuos perciben como factibles y ejecutables (An *et al.*, 2022). En conjunto, estos argumentos son coherentes con los resultados observados y respaldan la H3.

Explicaciones alternativas y tensiones conceptuales

Aunque los resultados son coherentes con el marco propuesto, existen lecturas alternativas. En primer lugar, la direccionalidad entre aceptación tecnológica y desempeño verde podría ser parcialmente inversa o bidireccional: empleados más expuestos a herramientas digitales o a prácticas verdes podrían desarrollar mayor aceptación por familiaridad/uso, o ambos podrían depender de recursos y prioridades organizativas no observadas. En segundo lugar, dada la proximidad conceptual entre una orientación proambiental activa y la disposición a adoptar mejoras instrumentales, parte de la asociación entre conciencia verde y aceptación tecnológica podría reflejar un factor subyacente, como la orientación a la innovación o a la mejora continua. Por último, el efecto negativo de la categoría laboral sugiere que la “oportunidad de actuar” (autonomía, discrecionalidad, acceso a herramientas) puede condicionar la traducción de actitudes en conducta, lo que abre la puerta a contrastar moderaciones y modelos alternativos en estudios futuros.

Variables de control (nivel educativo y categoría laboral)

En relación con las variables de control, la categoría laboral mostró un efecto significativo y negativo. Este patrón puede interpretarse como un efecto de oportunidades de acción: al descender en la jerarquía, suele disminuir la discrecionalidad para modificar procesos, reasignar recursos o priorizar objetivos ambientales; en ausencia de palancas formales, las actitudes proambientales pueden traducirse menos en conducta observable. Sin embargo, la asociación también podría estar capturando condiciones organizativas no observadas, como el grado de institucionalización ambiental, acceso a formación y herramientas, apoyo del supervisor o clima de sostenibilidad del área, que varían sistemáticamente por categoría y condicionan la capacidad real de actuación. Por tanto, el efecto sugiere menos un gradiente jerárquico “auto-

mático” y más una combinación entre autonomía, recursos y contexto que habilita o restringe la ejecución de conductas verdes (Boiral, 2009; Norton *et al.*, 2015).

Por su parte, el nivel educativo no mostró efectos significativos, en línea con la literatura previa y se interpreta principalmente como una variable de ajuste del modelo, asociada a diferencias en alfabetización ambiental y capacidad de procesamiento de información compleja.

Aportaciones a la literatura

Este trabajo integra marcos de comportamiento proambiental y de aceptación tecnológica al evidenciar que la aceptación de tecnologías verdes actúa como un mecanismo que ayuda a convertir la conciencia verde en conductas y empleos verdes, aportando explicación a la brecha entre actitudes y comportamiento (Kollmuss y Agyeman, 2002; Davis, 1989; Venkatesh *et al.*, 2003). Además, sitúa la conciencia verde dentro de los recursos psicosociales al mostrar el papel facilitador de la resiliencia, en coherencia con la Teoría de la Conservación de Recursos y con el enfoque de ampliación y construcción de recursos (Hobfoll, 1989; Fredrickson, 2001; Avey *et al.*, 2011).

Implicaciones para la gestión

Los hallazgos sugieren tres palancas directamente vinculadas al modelo estimado: (1) desarrollar y canalizar la conciencia verde hacia tareas y rutinas concretas, incluyendo objetivos y prácticas claras, comunicación operativa de metas ambientales; (2) fortalecer recursos de resiliencia que faciliten apertura al aprendizaje y persistencia ante exigencias del cambio; y (3) aumentar la aceptación y uso efectivo de tecnologías orientadas a la sostenibilidad mediante formación, soporte y diseño centrado en el usuario (Davis, 1989; Venkatesh *et al.*, 2003). De este modo, estas acciones favorecen que la orientación proambiental se convierta en ejecución diaria.

Conclusiones

Los resultados muestran que la conciencia verde impulsa el desempeño de empleos y conductas verdes, y que la resiliencia favorece el desarrollo de dicha conciencia. Además, la aceptación tecnológica actúa como un puente clave para transformar actitudes proambientales en acciones concretas. Por ello, las organizaciones deberían potenciar valores ecológicos, resiliencia y formación/tecnologías orientadas al usuario para acelerar una transición sostenible efectiva.

De cara a la gestión, estos resultados invitan a tratar la sostenibilidad como un problema de implementación cotidiana, no solo de formulación estratégica. Para ello, conviene actuar en tres frentes complementarios: (1) clarificar qué significa “trabajo verde” en cada puesto mediante objetivos operativos, indicadores simples y rutinas observables; (2) fortalecer recursos personales, como la resiliencia, que sostengan la persistencia cuando existen tensiones de coste, tiempo o carga de trabajo; y (3) poner a disposición herramientas y sistemas orientados a metas ambientales que reduzcan fricciones, faciliten información y refuercen hábitos, tales como guías de decisión, seguimiento de consumos o recordatorios de buenas prácticas. De esta manera, estas acciones aumentan la probabilidad de que la conciencia ambiental se traduzca en desempeño verificable y sostenido.

Este estudio presenta limitaciones que abren oportunidades de investigación. En primer lugar, el diseño transversal y el uso de autoinformes en un único momento limitan la inferencia causal e incrementan el riesgo de sesgo de método común y deseabilidad social; para mitigarlo se garantizó la participación anónima y voluntaria, se indicó que no existían respuestas correctas o incorrectas y se enfatizó el propósito académico, y además los VIF (empleados también como diagnóstico por colinealidad) no sugieren que el método común distorsione sustantivamente las estimaciones. Con todo, los resultados deben interpretarse como asociaciones coherentes con el marco teórico, por lo que futuras investigaciones deberían emplear diseños

longitudinales o intervenciones, por ejemplo, la formación en tecnologías verdes o programas de resiliencia, y múltiples fuentes de datos (supervisores/pares, registros de uso de herramientas, métricas objetivas de impacto) e incorporar pruebas adicionales del sesgo de método común, tales como (i) una variable marcador teóricamente no relacionada y (ii) la evaluación del predominio de un factor único en análisis exploratorios. En segundo lugar, aunque se aplicaron errores robustos, no se abordó de forma exhaustiva la endogeneidad; trabajos posteriores podrían recurrir a instrumentos o diseños cuasi-experimentales para reforzar la validez interna. En tercer lugar, conviene replicar con pruebas adicionales de validez de medida (invariancia) y con modelos alternativos cuando proceda. Finalmente, la generalización puede depender del contexto; futuras réplicas deberían ampliarse a muestras multisectoriales y multinivel, e incorporar condiciones de contorno no medidas aquí (apoyo/justicia ambiental, seguridad psicológica, liderazgo) que podrían activar la traducción de actitudes en conducta.

Referencias

- Aguinis, H. y Glavas, A. (2012). What we know and don't know about corporate social responsibility: A review and research agenda. *Journal of Management*, 38(4), 932-968. <https://doi.org/10.1177/0149206311436079>
- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Alherimi, N., Marva, Z., Hamarsheh, K. y Alzaatreh, A. (2024). Employees' pro-environmental behavior in an organization: a case study in the UAE. *Scientific Reports*, 14, 15371. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-66047-4>
- Alt, E., Spitzack, H. y Heidenreich, S. (2016). Improving environmental performance through unit-level organizational citizenship behaviors for the environment. *Journal of Environmental Management*, 182, 48-58. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2016.07.034>
- An, J., Di, H., Yao, M. y Jin, S. (2022). The role of payment technology innovation in environmental sustainability: Mediation effect from consumers' awareness to practice. *Frontiers*

- in *Environmental Science*, 10, 881293. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.881293>
- Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P. y Lalive, R. (2010). On making causal claims: A review and recommendations. *The Leadership Quarterly*, 21(6), 1086-1120. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2010.10.010>
- Avey, J. B., Reichard, R. J., Luthans, F. y Mhatre, K. H. (2011). Meta-analysis of the impact of positive psychological capital on employee attitudes, behaviors, and performance. *Human Resource Development Quarterly*, 22(2), 127-152. <https://doi.org/10.1002/hrdq.20070>
- Avey, J. B., Wernsing, T. S. y Luthans, F. (2008). Can positive employees help positive organizational change? Impact of psychological capital and emotions on relevant attitudes and behaviors. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 44(1), 48-70. <https://doi.org/10.1177/0021886307311470>
- Bakker, A. B. y Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328. <https://doi.org/10.1108/02683940710733115>
- Bamberg, S. y Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27(1), 14-25. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.12.002>
- Blake, J. (1999). Overcoming the 'value-action gap' in environmental policy: Tensions between national policy and local experience. *Local Environment*, 4(3), 257-278. <https://doi.org/10.1080/13549839908725599>
- Bohnenberger, K. (2022). Is it a green or brown job? A Taxonomy of Sustainable Employment. *Ecological Economics*, 200, 107469. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2022.107469>
- Boiral, O. (2009). Greening the corporation through organizational citizenship behaviors. *Journal of Business Ethics*, 87(2), 221-236. <https://doi.org/10.1007/s10551-008-9881-2>
- Chen, M. F. y Tung, P. J. (2014). Developing an extended theory of planned behavior model to predict consumers' intention to visit green hotels. *International Journal of Hospitality Management*, 36, 221-230. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2013.09.006>
- Connor, K. M. y Davidson, J. R. T. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82. <https://doi.org/10.1002/da.10113>
- Daddi, T., Testa, F., Frey, M. y Iraldo, F. (2016). Exploring the link between institutional pressures and environmental management systems effectiveness: An empirical study. *Journal of Environmental Management*, 183(Pt 3), 647-656. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2016.09.025>
- Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*, 13(3), 319-340. <https://doi.org/10.2307/249008>
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (2000). The "What" and "Why" of Goal Pursuits: Human Needs and the Self-Determination of Behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Dietz, T., Stern, P. C. y Guagnano, G. A. (1998). Social structural and social psychological bases of environmental concern. *Environment and Behavior*, 30(4), 450-471. <https://doi.org/10.1177/001391659803000402>
- Dumont, J., Shen, J. y Deng, X. (2017). Effects of green HRM practices on employee workplace green behavior: The role of psychological green climate and employee green values. *Human Resource Management*, 56(4), 613-627. <https://doi.org/10.1002/hrm.21792>
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Franzen, A. y Meyer, R. (2010). Environmental attitudes in cross-national perspective: A multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000. *European Sociological Review*, 26(2), 219-234. DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp018>
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.56.3.218>
- García-Salirrosas, E. E. (2023). Impacto del clima organizacional proambiental en el compromiso y comportamiento sostenible de los trabajadores en Perú. *RETOS. Revista de Ciencias de la Administración y Economía*, 13(26), 205-222. <https://doi.org/10.17163/ret.n26.2023.02>
- Gifford, R. (2011). The dragons of inaction: Psychological barriers that limit climate change mitigation and adaptation. *American Psychologist*, 66(4), 290-302. <https://doi.org/10.1037/a0023566>
- Gifford, R. y Nilsson, A. (2014). Personal and social factors that influence pro-environmental concern and behavior: A review. *International Jour-*

- nal of Psychology*, 49(3), 141-157. <https://doi.org/10.1002/ijop.12034>
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2014). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. SAGE.
- Hair, J. F., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-151. <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>
- Hart, S. L. (1995). A natural-resource-based view of the firm. *Academy of Management Review*, 20(4), 986-1014. <https://doi.org/10.2307/258963>
- Henseler, J., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hermundsdottir, F. y Aspelund, A. (2022). Competitive sustainable manufacturing—Sustainability strategies, environmental and social innovations, and their effects on firm performance. *Journal of Cleaner Production*, 370, 133474. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.133474>
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44(3), 513-524. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.44.3.513>
- Katz, I. M., Rauvola, R. S., Rudolph, C. W. y Zacher, H. (2022). Employee green behavior: A meta-analysis. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 29(5), 1146-1157. DOI: <https://doi.org/10.1002/csr.2260>
- Kim, N. y Lee, K. (2023). Environmental consciousness, purchase intention, and actual purchase behavior of eco-friendly products: the moderating impact of situational context. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(7), 5312. <https://doi.org/10.3390/ijerph20075312>
- Kollmuss, A. y Agyeman, J. (2002). Mind the Gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? *Environmental Education Research*, 8(3), 239-260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>
- Leesakul, N., Oostveen, A.-M., Eimontaite, I., Wilson, M. L. y Hyde, R. (2022). Workplace 4.0: Exploring the implications of technology adoption in digital manufacturing on a sustainable workforce. *Sustainability*, 14(6), 3311. <https://doi.org/10.3390/su14063311>
- Luthans, F., Youssef, C. M. y Avolio, B. J. (2006). *Psychological capital: Developing the human competitive edge*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195187526.001.0001>
- Martínez-Fernández, C., Hinojosa, C. y Miranda, G. (2010). *Greening jobs and skills: Labour market implications of addressing climate change (OECD Local Economic and Employment Development (LEED) Papers, No. 2010/02)*. OECD Publishing. <https://dx.doi.org/10.1787/5kmbj-gl8sd0r-en>
- Norton, T. A., Parker, S. L., Zacher, H. y Ashkanasy, N. M. (2015). Employee green behavior: A theoretical framework, multilevel review, and future research agenda. *Organization & Environment*, 28(1), 103-125. <https://doi.org/10.1177/1086026615575773>
- Paillé, P. y Boiral, O. (2013). Pro-environmental behavior at work: Construct validity and determinants. *Journal of Environmental Psychology*, 36, 118-128. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2013.07.014>
- Paillé, P., Chen, Y., Boiral, O. y Jin, J. (2014). The impact of human resource management on environmental performance: An employee-level study. *Journal of Business Ethics*, 121(3), 451-466. <https://doi.org/10.1007/s10551-013-1732-0>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y. y Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Renfors, S. M. (2024). Supporting green transition in the Finnish tourism sector by identifying green skills. *European Journal of Tourism Research*, 36, 3612. <https://doi.org/10.54055/ejtr.v36i.3223>
- Venkatesh, V., Morris, M. G., Davis, G. B. y Davis, F. D. (2003). User acceptance of information technology: Toward a unified view. *MIS Quarterly*, 27(3), 425-478. <https://doi.org/10.2307/30036540>
- Weiss, A., Huber, A., Minichberger, J. y Ikeda, M. (2016). First application of robot teaching in an existing Industry 4.0 environment: Does it really work? *Societies*, 6(3), 20. <https://doi.org/10.3390/soc6030020>

Apoyos y soporte financiero de la investigación

Financiación	Autor/es
Entidad: Comunidad Autónoma de La Rioja País: España Ciudad: Logroño Proyecto subvencionado: TDiERH Código de proyecto: Afianza 2023/07	Alfonso Jesús Gil-López
Entidad: Comunidad Autónoma de La Rioja, Universidad de La Rioja y Banco Santander País: España Ciudad: Logroño Proyecto subvencionado: Contrato predoctoral 2023 Código de proyecto: CAR-UR 23	Claudia Tobías-Marín
Entidad: Universidad de La Rioja País: España Ciudad: Logroño Proyecto subvencionado: Beca de iniciación a la investigación 2024-25 Código de proyecto: BII_Grado2024-25	Begoña Berges-Cordón

Declaración de Autoría - Taxonomía CRediT

Autores	Contribuciones
Alfonso Jesús Gil-López	Conceptualización, análisis formal, obtención de fondos, investigación, metodología, supervisión, redacción. Borrador original. Revisión y edición.
Diego Sesma-Martín	Conceptualización, investigación, metodología, Borrador original, redacción. Revisión y edición.
Claudia Tobías Marín	Conceptualización, análisis formal, investigación, metodología, redacción. Borrador original, redacción. Revisión y edición.
Begoña Berges Cordón	Conceptualización, conservación de datos, análisis formal, metodología, Borrador original, redacción.

Declaración de uso de inteligencia artificial

Los autores **DECLARAN** que, en la elaboración del artículo titulado: "Conciencia verde, resiliencia y tecnología: claves estratégicas para impulsar empleos verdes en la empresa": no se utilizó Inteligencia Artificial (IA) en ninguna etapa del proceso.