

**LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y
Humanidades, Asunción, Paraguay**

ISSN en línea: 2789-3855, 2026

Caracterización de estilos de aprendizaje en estudiantes de la Licenciatura en Informática: evidencia descriptiva y mediación pedagógica

Characterization of learning styles in students of the bachelor's
degree in computer science: descriptive evidence and pedagogical
mediation

William Oswaldo Cuervo Gómez

williamcuervo.est@umecit.edu.pa

<https://orcid.org/0000-0002-6510-0585>

Universidad Metropolitana de Educación
Ciencia y Tecnología de Panamá UMECIT
Tunja – Colombia

DOI: <https://doi.org/10.56712/latam.v7i2.5542>

Artículo recibido: 12 de noviembre de 2025.

Aceptado para publicación: 19 de marzo de 2026.

Conflictos de Interés: Ninguno que declarar.


Redilat
Red de Investigadores
Latinoamericanos


Revista Latinoamericana de
Ciencias Sociales y Humanidades

VOLUMEN VII

DOI: <https://doi.org/10.56712/latam.v7i2.5542>

Caracterización de estilos de aprendizaje en estudiantes de la Licenciatura en Informática: evidencia descriptiva y mediación pedagógica

Characterization of learning styles in students of the bachelor's degree in computer science: descriptive evidence and pedagogical mediation

William Oswaldo Cuervo Gómez

williamcuervo.est@umecit.edu.pa

<https://orcid.org/0000-0002-6510-0585>

Universidad Metropolitana de Educación Ciencia y Tecnología de Panamá UMECIT
Tunja – Colombia

Artículo recibido: 12 de noviembre de 2025. Aceptado para publicación: 19 de marzo de 2026.
Conflictos de Interés: Ninguno que declarar.

Resumen

Este artículo se deriva de una investigación doctoral y tiene como objetivo caracterizar los estilos de aprendizaje en estudiantes de los tres primeros semestres de la Licenciatura en Informática de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, mediante la implementación del cuestionario Honey-Alonso de estilos de aprendizaje (CHAEA). Se realizó un estudio cuantitativo, no experimental, de corte transversal descriptivo, en una muestra de cien estudiantes, con aplicación presencial en formato impreso en el primer semestre del 2025. Se estimó la consistencia interna de las dimensiones del CHAEA, se calcularon estadísticos descriptivos de puntajes, se obtuvo el diagnóstico de estilo predominante, incluyendo la categoría estilo equilibrado en casos de empate, y se efectuaron comparaciones por sexo y semestre. Los resultados mostraron predominio del perfil reflexivo (36 %), seguido del estilo equilibrado (24 %), teórico (16 %), pragmático (15 %) y activista (9 %). No se identificaron diferencias estadísticamente significativas por sexo en puntajes ni en diagnóstico categórico. Por semestre, solo el puntaje reflexivo presentó diferencia significativa (Kruskal-Wallis, $p = ,033$), con diferencia post hoc entre primero y segundo semestre. Los hallazgos se interpretan como una evaluación pedagógica contextual y no como una clasificación determinista de estudiantes.


Palabras clave: estilos de aprendizaje, educación superior, formación en informática, diagnóstico educativo, práctica pedagógica

Abstract

This article stems from doctoral research and aims to study the relationship between emotional intelligence, learning styles, and academic performance in university students. It presents the development of the specific objective, which is to characterize the learning styles (LS) of students in the first three semesters of the Bachelor's Degree in Computer Science at the Pedagogical and Technological University of Colombia, using the Honey-Alonso Learning Styles Questionnaire (CHAEA). A quantitative, non-experimental, cross-sectional, descriptive study was conducted with a sample of 100 students, administered in person using printed materials during the 2025-1 semester. The internal consistency of the CHAEA dimensions was estimated, descriptive statistics of scores were calculated, the predominant style was diagnosed (including the balanced style category in cases

of ties), and comparisons were made by gender and semester. The results showed a predominance of the reflective profile (36 %), followed by the balanced style (24 %), theoretical (16 %), pragmatic (15 %), and activist (9 %). No statistically significant differences were identified by sex in scores or categorical diagnosis. By semester, only the reflective score showed a significant difference (Kruskal-Wallis, $p = .033$), with a post hoc difference between the first and second semesters. The findings are interpreted as contextual pedagogy and not as a deterministic classification of students. Furthermore, implications for instructional design in technology education are discussed, and the critical use of learning style typologies is emphasized.

Keywords: learning styles, higher education, computer training, educational diagnosis, pedagogical practice

Todo el contenido de LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades, publicado en este sitio está disponibles bajo Licencia Creative Commons. 

Cómo citar: Cuervo Gómez, W. O. (2026). Caracterización de estilos de aprendizaje en estudiantes de la Licenciatura en Informática: evidencia descriptiva y mediación pedagógica. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades* 7 (2), 205 – 220.
<https://doi.org/10.56712/latam.v7i2.5542>

INTRODUCCIÓN

En la educación superior, la descripción de perfiles de aprendizaje se ha apoyado en marcos conceptuales que entienden el aprendizaje como un proceso dinámico de transformación de la experiencia. Desde esta perspectiva, el modelo experiencial plantea que los estudiantes tienden a privilegiar determinadas formas de percibir y procesar la información, a través de la conceptualización abstracta, la experimentación activa, la observación reflexiva o la experiencia concreta o configurando patrones relativamente estables de aproximación cognitiva (Kolb, 1984). A partir de este fundamento teórico, se desarrollaron instrumentos de diagnóstico orientados a identificar dichas preferencias con fines pedagógicos, como las adaptaciones propuestas por Alonso et al. (1994), cuyo propósito no es clasificar de manera rígida a los sujetos, sino ofrecer criterios para la reflexión didáctica y la mejora del proceso formativo. En programas del ámbito tecnológico e informático, donde el currículo integra razonamiento abstracto, modelado de problemas, diseño de soluciones y aplicación práctica mediada por herramientas digitales, la comprensión de estas tendencias puede aportar elementos para la planificación de estrategias didácticas coherentes con las demandas formativas del campo (Wing, 2006). En este sentido, la caracterización de estilos de aprendizaje se concibe como un recurso analítico para interpretar variaciones en las formas de participación académica, más que como un determinante del desempeño o un rasgo inmutable del estudiante.

Sin embargo, el uso de tipologías de estilos de aprendizaje debe asumirse con cautela cuando se traduce en decisiones pedagógicas. Pashler et al. (2009) sostienen que la hipótesis de ajuste solo podría validarse mediante diseños experimentales que demuestren una interacción clara entre estilo y método de enseñanza. Dado que la evidencia disponible rara vez cumple estos criterios, los autores concluyen que no existe fundamento empírico suficiente para recomendar el empleo generalizado de pruebas de estilos como guía instruccional. En desarrollos posteriores, se ha enfatizado además la necesidad de distinguir conceptualmente entre estilos, preferencias y estrategias, señalando que parte de la persistencia del enfoque se explica por interpretaciones aplicadas que no evalúan estrictamente la hipótesis de ajuste y por la continuidad del llamado neuromito en la práctica educativa (Hattie & O'Leary, 2025; Newton et al., 2021).

Desde un enfoque metodológicamente cauteloso, esta discusión no implica abandonar la caracterización mediante cuestionarios, sino definir qué tipo de inferencias se consideran legítimas a partir de sus puntajes. En el caso del cuestionario Honey-Alonso de estilos de aprendizaje (CHAEA), su uso puede justificarse como instrumento diagnóstico para describir patrones en un colectivo y orientar decisiones pedagógicas de carácter exploratorio, siempre atendiendo a las condiciones de aplicación y a la necesidad de continuar acumulando evidencia psicométrica en contextos específicos (Villarreal-Fernández, 2023). En esa misma línea, el CHAEA también ha sido utilizado como conjunto de atributos para organizar grupos heterogéneos en dinámicas colaborativas, lo que ilustra su función instrumental sin convertirlo en una etiqueta fija del estudiante (Vallès-Català & Palau, 2023). Además, es ampliamente aprovechado y evaluado psicométricamente en población universitaria (Freiberg-Hoffmann et al., 2020; Pérez Cañizares et al., 2021).

El presente artículo se deriva de un trabajo doctoral que examina la relación entre inteligencia emocional, estilos de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes de primero a tercer semestre de la Licenciatura en Informática de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. El propósito de este manuscrito es caracterizar los estilos de aprendizaje en dicha población. En consecuencia, no se analizan aquí asociaciones con rendimiento académico, aunque el estudio se inscribe en ese contexto investigativo general. De acuerdo con lo anterior, se describe la distribución de perfiles predominantes, incluyendo casos de equilibrio, y se comparan los resultados según sexo y semestre desde una lectura encaminada a la mediación pedagógica.

METODOLOGÍA

Se realizó un estudio con enfoque cuantitativo, diseño no experimental, de corte transversal, con alcance descriptivo para el análisis de estilos de aprendizaje. Aunque el proyecto doctoral de origen tiene alcance correlacional, este manuscrito se concentra únicamente en la caracterización del componente estilos de aprendizaje.

Participantes y contexto

Muestreo por conveniencia compuesto por cien estudiantes de los tres primeros semestres de la Licenciatura en Informática de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, evaluados durante el periodo académico 2025-1 mediante aplicación presencial en formato impreso. En la tabla 1 se presenta la caracterización sociodemográfica básica: edad media de 19,26 años (DE = 1,95), con mediana de 19 años y rango entre 16 y 26 años. En la variable sexo se registró predominio del grupo masculino (76 %) frente al femenino (24 %), y la distribución por semestre fue 36 % en primero, 36 % en segundo y 28 % en tercero.

Tabla 1

Caracterización sociodemográfica y académica de la muestra (n = 100)

Variable	Descripción
Edad	Media = 19,26; DE = 1,95; Mediana = 19; Mín.-Máx. = 16-26
Sexo	Femenino: 24 (24 %); Masculino: 76 (76 %)
Semestre	1: 36 (36 %); 2: 36 (36 %); 3: 28 (28 %)

Fuente: elaboración propia.

Instrumento

Se utilizó el CHAEA como autoinforme para identificar tendencias en cuatro dimensiones: activista, reflexivo, teórico y pragmático (Alonso et al., 1994). Cada dimensión se obtuvo mediante suma de veinte ítems dicotómicos, según la regla de tabulación usada en la base. Para el diagnóstico categórico se adoptó una regla explícita de clasificación: (a) estilo predominante, cuando una dimensión presentaba el puntaje máximo único; y (b) estilo equilibrado, cuando existía empate en el puntaje máximo entre dos o más dimensiones. Esta decisión se justificó para evitar asignaciones forzadas en perfiles mixtos, en consonancia con una interpretación prudente del autoinforme (Hattie & O'Leary, 2025; Pashler et al., 2009).

Procedimiento

La aplicación se realizó en aula, en modalidad presencial y con cuestionario impreso, durante el semestre 2025-1. Posteriormente, los datos fueron digitados y organizados en una base de análisis. Se verificó la consistencia entre los ítems por dimensión y sus puntajes agregados, y se recalculó el diagnóstico categórico conforme a la regla de empate definida para este estudio.

Consideraciones éticas

De conformidad con el marco institucional, este manuscrito cumple con la normativa establecida por la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, específicamente en el acuerdo 096 de 2006. El artículo segundo, numeral b, señala entre las funciones del comité de ética para la investigación científica: "evaluar y conceptuar desde el punto de vista del componente bioético, los proyectos de investigación que involucren experimentaciones complejas con seres humanos o microorganismos, o

animales, o muestras biológicas de ellos”. De acuerdo con dicho alcance, y considerando que el presente estudio se efectuó mediante procedimientos de bajo riesgo enfocados en la aplicación de instrumentos, manejo confidencial de la información y protección de datos, con propósitos académicos, se garantizó el cumplimiento ético a través del consentimiento informado en formato físico, por parte de los participantes; para el caso de los menores de edad (en Colombia menos de dieciocho años) el consentimiento informado lo firmó uno de los padres de familia.

Análisis estadístico

El análisis se desarrolló en RStudio. Se estimó la consistencia interna de las dimensiones del CHAEA mediante α de Cronbach y KR-20, atendiendo a la naturaleza dicotómica de los ítems (Villarreal-Fernández, 2023). Se calcularon estadísticos descriptivos de puntajes por dimensión (media, desviación estándar, mediana, mínimo y máximo) y se obtuvo la distribución del diagnóstico categórico.

Para comparar puntajes por sexo se utilizó t de Welch, con tamaño de efecto d de Cohen. Para comparar puntajes por semestre del 1 al 3 se aplicó Kruskal-Wallis, con estimación de tamaño de efecto (η^2 para H) y análisis post hoc con ajuste de Holm cuando procedió. La asociación entre diagnóstico categórico y sexo/semestre se evaluó mediante chi-cuadrado, con V de Cramer como tamaño de efecto. Se estableció un nivel de significación de $\alpha = ,05$.

RESULTADOS

Consistencia interna del CHAEA

Previo a la interpretación de los puntajes y del diagnóstico de estilos de aprendizaje, resulta pertinente examinar la consistencia interna de las dimensiones del instrumento aplicado. La tabla 2 aporta evidencia psicométrica, al mostrar el comportamiento de fiabilidad de las cuatro dimensiones del cuestionario en la muestra analizada, lo cual permite contextualizar el alcance de las descripciones y comparaciones posteriores.

Tabla 2

Consistencia interna de las dimensiones del cuestionario de estilos de aprendizaje (n = 100)

Estilo	Ítems	α de Cronbach	KR-20
Activista	20	0,592	0,592
Reflexivo	20	0,630	0,630
Teórico	20	0,638	0,638
Pragmático	20	0,552	0,552

Nota: α = alfa de Cronbach; KR-20 = coeficiente Kuder-Richardson 20. Cada dimensión está compuesta por veinte ítems dicotómicos.

Fuente: elaboración propia.

Los coeficientes de consistencia interna muestran valores diferenciados entre dimensiones, con estimaciones de α de Cronbach y KR-20 idénticas en todos los casos: activista = 0,592, reflexivo = 0,630, teórico = 0,638 y pragmático = 0,552. El valor más alto se observó en la dimensión teórico, seguido de reflexivo, mientras que pragmático presentó el coeficiente más bajo. En términos de lectura metodológica, estos resultados sugieren una consistencia interna moderada-baja a moderada en esta muestra, suficiente para fines de caracterización grupal y análisis descriptivos, pero que aconseja prudencia en interpretaciones individualizantes o en inferencias fuertes basadas en diferencias

pequeñas entre estilos. La coincidencia entre α y KR-20 es coherente con la codificación dicotómica de los ítems del instrumento. En esta cohorte, los coeficientes se interpretan como adecuados para fines de caracterización descriptiva grupal, aunque no sustentan usos de clasificación rígida a nivel individual (Villarreal-Fernández, 2023).

Perfil descriptivo de puntajes por dimensión

La tabla 3 presenta la distribución descriptiva de los puntajes obtenidos en las cuatro dimensiones de estilos de aprendizaje. Este análisis permite identificar tendencias centrales, dispersión y amplitud de respuesta en la muestra, constituyendo la base para interpretar el perfil grupal antes de examinar diagnósticos predominantes y comparaciones por sexo o semestre.

Tabla 3

Estadísticos descriptivos de los puntajes por estilo de aprendizaje (n = 100)

Estilo	Media	DE	Mediana	Mín.	Máx.
Activista	11,370	3,047	11	4	18
Reflexivo	14,560	3,033	15	4	20
Teórico	13,170	3,156	13	6	19
Pragmático	13,250	2,808	13	7	20

Nota: DE = desviación estándar; Mín. = mínimo; Máx. = máximo; n = número de estudiantes con datos válidos por dimensión. Los puntajes corresponden a la suma de ítems por estilo de aprendizaje.

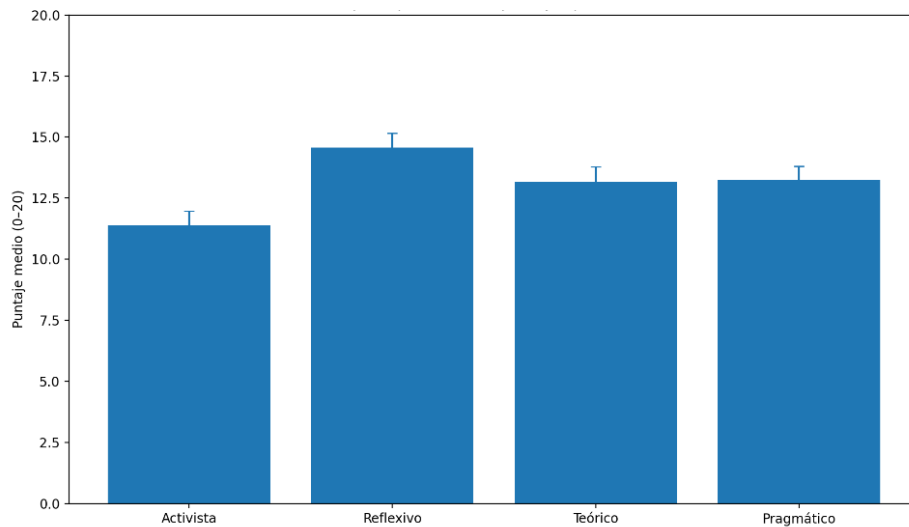
Fuente: elaboración propia.

Los estadísticos descriptivos que se observan en la tabla 3 indican que el puntaje promedio más alto corresponde al estilo reflexivo (M = 14,560; DE = 3,033), seguido por pragmático (M = 13,250; DE = 2,808) y teórico (M = 13,170; DE = 3,156), mientras que el estilo activista presenta la media más baja (M = 11,370; DE = 3,047). Las medianas refuerzan este patrón, con valor máximo en reflexivo (Md = 15) y valores coincidentes de 13 en teórico y pragmático. En cuanto a la amplitud de puntajes, se observan rangos entre 4 y 18 para activista, 4 y 20 para reflexivo, 6 y 19 para teórico y 7 y 20 para pragmático, lo que evidencia variabilidad intragrupal en las cuatro dimensiones. En conjunto, la tabla 3 sugiere un perfil de cohorte con mayor tendencia relativa hacia el componente reflexivo, sin anular la presencia de heterogeneidad, lo cual refuerza la conveniencia de una lectura no esencialista de los estilos (Hattie & O'Leary, 2025).

Con el propósito de complementar la lectura descriptiva de la tabla 3 y fortalecer la caracterización de los estilos de aprendizaje, el gráfico 3 revela un perfil promedio diferenciado entre las cuatro dimensiones, con el estilo reflexivo como el de mayor puntaje medio ($\approx 14,56$), seguido por pragmático ($\approx 13,25$) y teórico ($\approx 13,17$), mientras que el activista presenta el valor medio más bajo ($\approx 11,37$). Este patrón visual es consistente con los estadísticos descriptivos reportados previamente y respalda la interpretación de una tendencia grupal relativamente más alta hacia el componente reflexivo. Asimismo, las barras de error evidencian variabilidad en las respuestas para cada estilo. Su lectura debe mantenerse en un plano descriptivo y no inferencial.

Gráfico 1

Puntaje medio por estilo de aprendizaje en la muestra total



Nota: El eje vertical representa el puntaje medio por estilo de aprendizaje (rango teórico 0-20).

Fuente: elaboración propia.

Diagnóstico categórico del estilo predominante, incluida la categoría equilibrada (n = 100)

Además de los puntajes por dimensión, se requiere examinar la clasificación diagnóstica derivada del criterio de estilo predominante. La tabla 4 resume la distribución de frecuencias y porcentajes del diagnóstico en la muestra, incluyendo la categoría de estilo equilibrado para los casos en que no se identifica un único puntaje máximo.

Tabla 4

Distribución del diagnóstico de estilo de aprendizaje predominante (n = 100)

Diagnóstico	n	%
Reflexivo	36	36
Estilo equilibrado	24	24
Teórico	16	16
Pragmático	15	15
Activista	9	9

Nota: El diagnóstico se asignó según el puntaje más alto entre las cuatro dimensiones; en casos de empate en el puntaje máximo se clasificó como estilo equilibrado. Los porcentajes se calcularon sobre el total de la muestra (n = 100).

Fuente: elaboración propia.

La distribución diagnóstica presentada en la tabla 4 muestra un predominio del estilo reflexivo con 36 estudiantes (36 %), seguido por el estilo equilibrado con 24 estudiantes (24 %). En menor proporción se ubican los estilos: teórico (16 %), pragmático (15 %) y activista (9 %). Este resultado es consistente con la mayor media observada en el puntaje reflexivo, pero añade un hallazgo relevante: casi una cuarta

parte de la muestra presenta un perfil equilibrado, lo que sugiere que la clasificación en un único estilo no describe con suficiencia a todos los estudiantes. En términos interpretativos, la tabla 4 respalda una lectura de heterogeneidad en la cohorte y recomienda evitar el uso rígido del diagnóstico como etiqueta individual definitiva.

Comparaciones por sexo

Una vez descritos los puntajes por dimensión y la distribución del diagnóstico predominante, corresponde examinar si estos resultados presentan variaciones según sexo y semestre, en coherencia con el diseño comparativo. La tabla 5 integra pruebas de contraste para puntajes (t de Welch y Kruskal-Wallis) y para el diagnóstico CHAEA (chi-cuadrado), junto con sus respectivos tamaños del efecto, con el fin de sustentar una interpretación estadística y pedagógica de las diferencias observadas.

Tabla 5

Comparaciones de puntajes y diagnóstico de estilos de aprendizaje por sexo y semestre

Variable	Comparación	Prueba	Estadístico	p	Medida	Valor	(p < ,05)
Activista	Sexo (F vs. M)	t de Welch	0,235	0,816	Cohen_d	0,056	No
Activista	Semestre (1-3)	Kruskal-Wallis	1,685	0,431	eta2	0,000	No
Reflexivo	Sexo (F vs. M)	t de Welch	0,847	0,401	Cohen_d	0,172	No
Reflexivo	Semestre (1-3)	Kruskal-Wallis	6,847	0,033	eta2	0,050	Sí
Teórico	Sexo (F vs. M)	t de Welch	- 1,250	0,218	Cohen_d	- 0,280	No
Teórico	Semestre (1-3)	Kruskal-Wallis	0,690	0,708	eta2	0,000	No
Pragmático	Sexo (F vs. M)	t de Welch	- 0,794	0,431	Cohen_d	- 0,175	No
Pragmático	Semestre (1-3)	Kruskal-Wallis	0,435	0,805	eta2	0,000	No
Diagnóstico CHAEA	Sexo (F vs. M)	chi-cuadrado	2,587	0,629	Cramers_V	0,161	No
Diagnóstico CHAEA	Semestre (1-3)	chi-cuadrado	9,442	0,306	Cramers_V	0,217	No

Nota: p = valor de significación; d = tamaño del efecto de Cohen; η^2 = tamaño del efecto para Kruskal-Wallis; V de Cramer = medida de asociación para chi-cuadrado. Se consideró significación estadística cuando $p < ,05$.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados presentados en la tabla 5 muestran que no se identificaron diferencias estadísticamente significativas por sexo en los puntajes de los estilos activista, reflexivo, teórico y pragmático (todos los valores de $p > ,05$), con tamaños del efecto pequeños en todos los casos (d entre 0,056 y 0,280). De igual manera, el diagnóstico CHAEA no presentó asociación significativa con el sexo ($\chi^2 = 2,587$, $p = ,629$; V de Cramer = 0,161). En las comparaciones por semestre, solo el puntaje reflexivo mostró diferencia estadísticamente significativa (Kruskal-Wallis = 6,847, $p = ,033$), con un tamaño del

efecto pequeño ($\eta^2 = 0,050$), mientras que las demás dimensiones no reportaron diferencias (todos los valores de $p > ,05$). Asimismo, el diagnóstico CHAEA no mostró asociación significativa con el semestre ($\chi^2 = 9,442$, $p = ,306$; V de Cramer = $0,217$). En conjunto, la evidencia sugiere estabilidad del patrón general de estilos en la muestra, con una variación puntual en el componente reflexivo entre semestres. En consecuencia, los resultados no respaldan una diferenciación robusta de perfiles por sexo en esta cohorte, lo cual es consistente con la necesidad de evitar explicaciones simplistas de corte categorial (Newton et al., 2021).

Análisis post hoc dimensión reflexiva

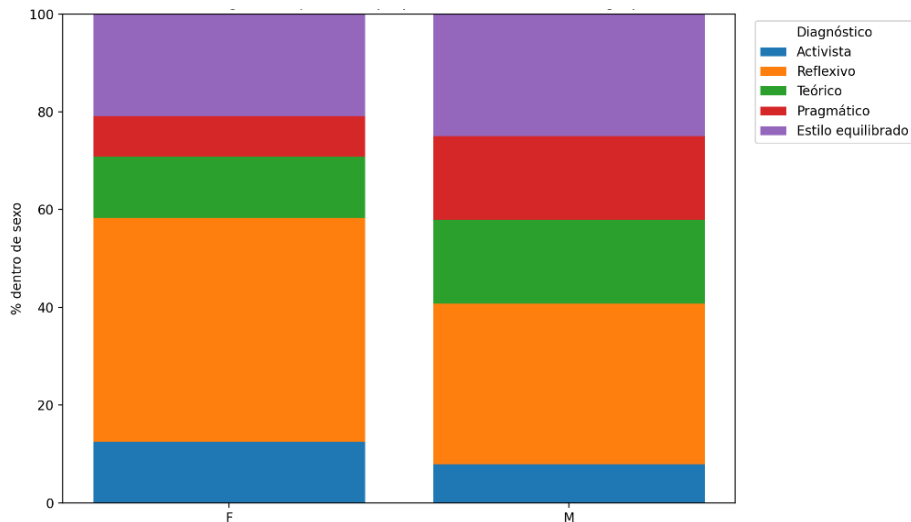
En relación con la dimensión reflexiva, el análisis de los resultados probó que, aunque el tamaño del efecto identificado fue pequeño ($\eta^2 \approx 0,05$), resultó suficiente para justificar la aplicación de pruebas post hoc orientadas a un examen más detallado. Dichas comparaciones, ajustadas mediante el método de Holm, revelaron una diferencia significativa entre los estudiantes de primer y segundo semestre, con una p ajustada de $,035$ y una magnitud de efecto $r = 0,297$. Sin embargo, no se observaron diferencias relevantes entre los otros pares de semestres, lo que sugiere que la variación se concentra principalmente entre los dos primeros periodos académicos. Desde una perspectiva descriptiva, los puntajes promedio de la dimensión reflexiva mostraron una disminución notable en el segundo semestre respecto al primero, seguida de una recuperación parcial en el tercero (15,31, 13,72 y 14,68, respectivamente).

Este comportamiento podría interpretarse como una fluctuación temporal en el perfil reflexivo a lo largo del ciclo inicial, sin que se configure una tendencia sostenida. Por otro lado, el análisis categórico del diagnóstico CHAEA por semestre no arrojó una asociación estadísticamente significativa, lo que indica que la distribución de estilos predominantes permanece estable entre los grupos, a pesar de que en el primer semestre se registró una mayor proporción de perfil reflexivo y una ausencia de la categoría activista. En suma, estos hallazgos plantean que, aunque existe una variación puntual en el componente reflexivo durante la transición entre semestres, el patrón general de estilos de aprendizaje mantiene su coherencia, sin evidenciar cambios sustanciales en la composición categórica a lo largo del tiempo académico.

Para complementar la comparación del diagnóstico de estilos de aprendizaje por sexo presentada en la tabla 5, en el gráfico 2 se detalla la composición porcentual de las categorías diagnósticas dentro de cada grupo (F y M). Su propósito es ofrecer una lectura visual de la distribución relativa del diagnóstico CHAEA en la muestra, sin sustituir la interpretación estadística formal reportada en la tabla de contrastes.

Gráfico 2

Distribución porcentual del diagnóstico de estilos de aprendizaje según sexo



Nota. Las barras representan porcentajes calculados dentro de cada grupo de sexo (F = femenino; M = masculino). El diagnóstico se derivó del estilo predominante; en caso de empate en el puntaje máximo se clasificó como estilo equilibrado.

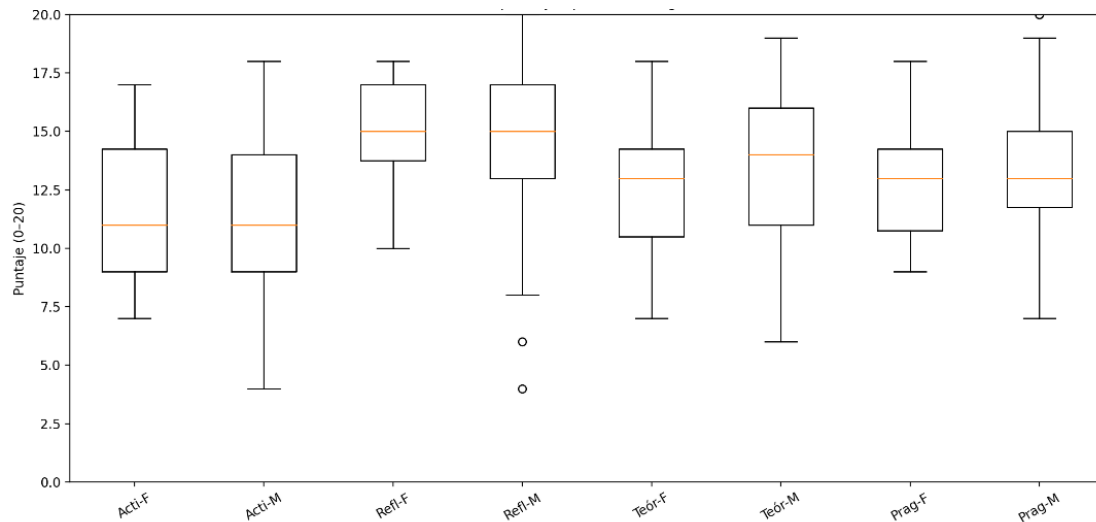
Fuente: elaboración propia.

El gráfico 2 constata que, en ambos grupos de sexo, el diagnóstico reflexivo concentra la proporción más alta, seguido por combinaciones variables de estilo equilibrado, teórico, pragmático y activista. Visualmente se observan diferencias en la composición porcentual entre sexo femenino (F) y masculino (M), pero el patrón general conserva la presencia de múltiples categorías en ambos grupos, lo que respalda una lectura de heterogeneidad diagnóstica y evita reducciones dicotómicas. En concordancia con la tabla 5, estas variaciones descriptivas no deben interpretarse como diferencias estadísticamente significativas, dado que la asociación entre diagnóstico y sexo no alcanzó significación ($p > ,05$).

Con el fin de complementar los contrastes estadísticos de puntajes por sexo reportados en la tabla 5, el gráfico 3 presenta diagramas de caja para las cuatro dimensiones del CHAEA en mujeres y hombres. La representación gráfica permite examinar, de forma descriptiva, la tendencia central, la dispersión y los posibles valores atípicos en cada estilo, fortaleciendo la interpretación desde una perspectiva comparativa por subgrupos.

Gráfico 3

Distribución de puntajes por estilo de aprendizaje según sexo



Nota: Acti = activista; Refl = reflexivo; Teór = teórico; Prag = pragmático; F = femenino; M = masculino. La línea central de cada caja representa la mediana; la caja corresponde al rango intercuartílico; los bigotes indican dispersión; los puntos representan posibles valores atípicos.

Fuente: elaboración propia.

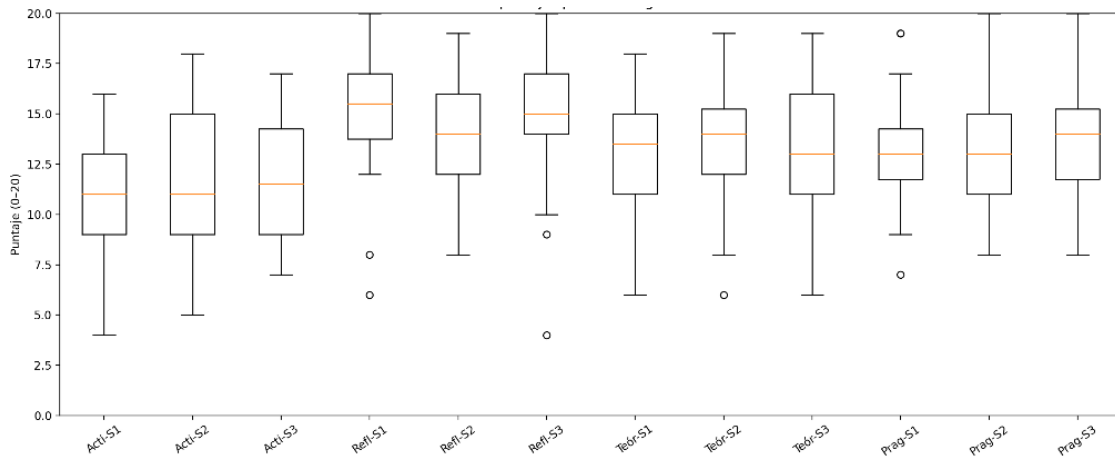
La figura 3 muestra que las distribuciones de puntajes por sexo presentan amplio solapamiento en las cuatro dimensiones del CHAEA, lo que es coherente con la ausencia de diferencias estadísticamente significativas reportadas en la tabla 5. Se aprecia visualmente una tendencia central más alta del estilo reflexivo en ambos grupos, mientras que activista concentra medianas relativamente menores. También se observan variaciones en la amplitud intercuartílica y algunos valores atípicos en ciertas combinaciones estilo-sexo; sin embargo, estas diferencias visuales no configuran, por sí mismas, evidencia de contraste significativo. En consecuencia, la figura 3 respalda una lectura de variabilidad intragrupal en mujeres y hombres, pero sin separación consistente entre grupos que justifique interpretaciones diferenciales fuertes por sexo.

Comparaciones por semestre

Para ampliar la comparación por semestre de los puntajes del CHAEA (tabla 5) la figura 4 resume la distribución de las cuatro dimensiones mediante diagramas de caja en primero, segundo y tercer semestre. Su propósito es aportar una lectura visual de la variabilidad intragrupal y de las diferencias de tendencia central entre semestres, en coherencia con la caracterización comparativa de los estilos de aprendizaje.

Gráfico 4

Distribución de puntajes por estilo de aprendizaje según semestre



Nota: Acti = activista; Refl = reflexivo; Teór = teórico; Prag = pragmático; S1 = primer semestre; S2 = segundo semestre; S3 = tercer semestre. La línea central de cada caja representa la mediana; la caja corresponde al rango intercuartílico; los bigotes indican dispersión; los puntos representan posibles valores atípicos.

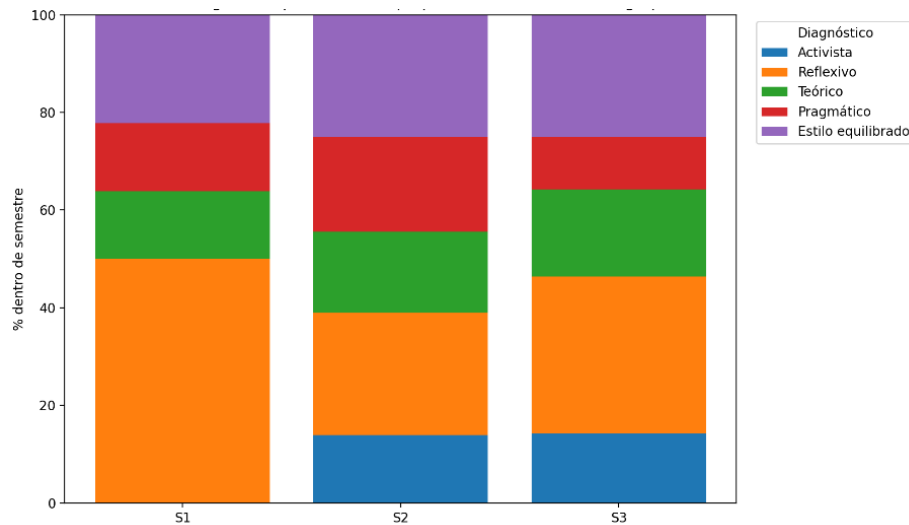
Fuente: elaboración propia.

El gráfico 4 muestra un patrón general de solapamiento considerable entre semestres en las cuatro dimensiones, lo que coincide con la ausencia de diferencias estadísticamente significativas en activista, teórico y pragmático reportada en la tabla 5. En el caso del estilo reflexivo, se aprecia una variación visual en las medianas entre semestres, compatible con el resultado significativo observado en la prueba de Kruskal-Wallis ($p = ,033$), aunque la magnitud del efecto reportada es pequeña ($\eta^2 = 0,050$). Asimismo, se identifican algunos valores atípicos y diferencias en la dispersión dentro de ciertos semestres, lo que sugiere heterogeneidad intragrupal más que separación nítida entre cohortes. En conjunto, la figura respalda una interpretación de estabilidad relativa del perfil de estilos por semestre, con una variación puntual en el componente reflexivo que debe ser leída con cautela y en articulación con los análisis post hoc.

A partir de la comparación del diagnóstico CHAEA por semestre reportada en la tabla 5, el gráfico 5 presenta la composición porcentual de las categorías diagnósticas dentro de cada cohorte semestral (S1, S2 y S3). Su función es ofrecer una lectura visual de la heterogeneidad del diagnóstico de estilos de aprendizaje por semestre.

Gráfico 5

Distribución porcentual del diagnóstico de estilos de aprendizaje según semestre



Nota: S1 = primer semestre; S2 = segundo semestre; S3 = tercer semestre. Las barras representan porcentajes calculados dentro de cada semestre. El diagnóstico se derivó del estilo predominante; en caso de empate en el puntaje máximo se clasificó como estilo equilibrado.

Fuente: elaboración propia.

El gráfico 5 muestra que en los tres semestres se mantiene una distribución multicategórica del diagnóstico, con presencia de estilos predominantes y de la categoría estilo equilibrado en todas las cohortes. Se observan variaciones en la composición porcentual, en particular, una mayor proporción relativa de diagnóstico reflexivo en S1 frente a S2, y una distribución más repartida en S2 y S3. Sin embargo, estas diferencias descriptivas no configuran una asociación estadísticamente significativa entre diagnóstico CHAEA y semestre, en concordancia con la tabla 5 ($p = ,306$). En términos interpretativos, la figura 5 respalda la idea de una heterogeneidad diagnóstica persistente en los tres semestres, sin evidencia suficiente para afirmar cambios sistemáticos del patrón de diagnóstico entre cohortes.

DISCUSIÓN

El perfil observado sugiere heterogeneidad de estilos con predominio reflexivo-teórico, lo que coincide con resultados reportados en muestras universitarias en diferentes áreas (Gómez Polo et al., 2025; Pérez Cañizares et al., 2021). En estudios con CHAEA se han descrito perfiles opuestos o correlaciones entre estilos (por ejemplo, reflexivo-teórico vs. activo-pragmático), lo cual refuerza la idea de que los estilos pueden funcionar como descripción de tendencias más que como categorías rígidas (Pérez Cañizares et al., 2021; Meza Mejía et al., 2025).

No obstante, la discusión debe sostenerse sobre una delimitación crítica: el hecho de identificar perfiles no valida por sí mismo intervenciones pedagógicas basadas en “ajustar” enseñanza al estilo. La literatura crítica ha señalado que el soporte empírico para el matching hypothesis es débil, por lo que convertir los estilos en receta instruccional puede conducir a prácticas de baja efectividad o incluso a decisiones simplificadoras (Hattie & O’Leary, 2025; Pashler et al., 2009). La persistencia del “neuromito” en campos profesionales –documentada incluso en educación médica– indica que el problema no es solo técnico, sino cultural e institucional (Newton et al., 2021).

En términos psicométricos, el patrón de confiabilidad encontrado obliga a prudencia interpretativa por estilo. Estudios psicométricos del CHAEA han resaltado precisamente la necesidad de examinar estructura interna, consistencia y estabilidad de puntajes antes de usarlos para conclusiones fuertes (Freiberg-Hoffmann et al., 2020). En consecuencia, en este manuscrito los resultados se sostienen como caracterización descriptiva del grupo y como insumo para diseñar experiencias de aprendizaje variadas (activas, reflexivas, conceptuales y aplicadas), evitando determinismo.

Finalmente, la evidencia reciente sugiere que, si el propósito institucional es apoyar procesos formativos, puede ser más productivo complementar estilos con variables autorregulatorias y de valor de la tarea, en lugar de asumir "estilo" como explicación suficiente (Sánchez-Domínguez et al., 2024). También es plausible explorar enfoques de reducción/optimización de cuestionarios cuando el objetivo sea evaluación periódica con bajo costo de aplicación, siempre cuidando validez y confiabilidad (Molina-Cabello et al., 2025).

CONCLUSIÓN

La caracterización realizada con CHAEA mostró un perfil grupal con predominio del estilo reflexivo y una presencia importante de estilos equilibrados, lo que evidencia heterogeneidad en la cohorte de estudiantes de los tres primeros semestres de la Licenciatura en Informática de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. Los puntajes promedio respaldaron esta tendencia, al ubicar la dimensión reflexiva como la de mayor media y la activista como la de menor media.

No se observaron diferencias estadísticamente significativas por sexo en puntajes ni en diagnóstico categórico. Por semestre, solo el puntaje reflexivo reportó una diferencia significativa entre primero y segundo semestre, con tamaño de efecto pequeño, por lo que se interpreta como hallazgo descriptivo de cohorte y no como evidencia causal.

Los coeficientes de consistencia interna del CHAEA, de magnitud moderada en esta muestra, respaldan su uso como herramienta de caracterización grupal con fines pedagógicos, pero no justifican interpretaciones rígidas o individualizantes. En consecuencia, el artículo propone leer los resultados como insumo para la mediación didáctica y la diversificación de experiencias formativas, en lugar de emplearlos como mecanismo de etiquetado.

REFERENCIAS

Alonso, C. M., Gallego, D. J., & Honey, P. (1994). *Los estilos de aprendizaje: procedimientos de diagnóstico y mejora*. 7.a ed. Ediciones Mensajero.

Freiberg-Hoffmann, A., Abal, F., & Fernández-Liporace, M. (2020). Honey-Alonso learning styles questionnaire: New psychometric evidences in Argentinean population. *Acta Colombiana de Psicología*, 23(2), 339-348. <https://doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.13>

Gómez Polo, C., Montero, J., Portillo Muñoz, M., Lobato, M., Pardal, B., Zubizarreta, Á., & Martín Casado, A. M. (2025). Learning Styles and Emotional Intelligence in University Students Studying Dentistry, Medicine and Pharmacy. *European Journal of Dental Education*. <https://doi.org/10.1111/eje.70033>

Hattie, J., & O'Leary, T. (2025). Learning styles, preferences, or strategies? An explanation for the resurgence of styles across many meta-analyses. *Educational Psychology Review*, 37(31), 1-26. <https://doi.org/10.1007/s10648-025-10002-w>

Kolb, D. (1984). *Experiential Learning: Experience as the Source of Learning and Development*. Prentice Hall.

Meza Mejía, M. D. C., Valadez García, A., Rangel Barajas, E. X., & Haro Álvarez, M. F. (2025). Characterizing cognitive learning preferences among first-year university students in Mexico City. *Revista Complutense de Educación*, 36(4), 433–446. <https://doi.org/10.5209/rced.96433>

Molina-Cabello, M. A., Serrano-Angulo, J., Benito-Picazo, J., & Thurnhofer-Hemsi, K. (2025). Toward questionnaire complexity reduction by decreasing the questions. *Applied Sciences*, 15(2), 841. <https://doi.org/10.3390/app15020841>

Newton, P. M., Najabat-Lattif, H. F., Santiago, G., & Salvi, A. (2021). The learning styles neuromyth is still thriving in medical education. *Frontiers in Human Neuroscience*, 15, 708540. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2021.708540>

Pashler, H., Mcdaniel, M., Rohrer, D., & Bjork, R. (2009). Learning styles: Concepts and evidence. *Psychological Science in the Public Interest*, 9(3), 105-19. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1111/j.1539-6053.2009.01038.x>


Pérez Cañizares, P., Martínez Martínez, I., & Schnitzer, J. (2021). Estudiantes de ELE en el ámbito universitario de la economía. *Revista Española de Lingüística Aplicada*, 34(2), 611-641. <https://doi.org/10.1075/resla.20001.can>

Sánchez-Domínguez, J. P., Torres-Zapata, A. E., Brito-Cruz, T. del J., & López-Cisneros, M. A. (2024). Learning styles and regulation of task value in new university students. *International Journal of Innovative Research and Scientific Studies*, 8(1), 137-146. <https://doi.org/10.53894/ijirss.v8i1.3579>

Vallès-Català, T., & Palau, R. (2023). Minimum entropy collaborative groupings: A tool for an automatic heterogeneous learning group formation. *PLoS ONE*, 18(3), e0280604. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0280604>

Villarreal-Fernández, J. E. (2023). Honey-Alonso learning styles questionnaire (CHAEA). Psychometric properties in Colombian university students. *Psicogente*, 26(50), 1-24. <https://doi.org/10.17081/psico.26.50.6231>

Wing, J. M. (2006). Computational thinking. *Communications of the ACM*, 49(3), 33-35. <https://doi.org/10.1145/1118178.1118215>

Todo el contenido de LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades, publicados en este sitio está disponibles bajo Licencia [Creative Commons](#) .