

Acceptance of Generative Artificial Intelligence in education: Preliminary evidence on the Italian TAM-GenAI Scale

L'accettazione dell'intelligenza artificiale generativa nella didattica: evidenze preliminari sulla versione italiana della scala TAM-GenAI

Marco Giganti^a, Federica Baroni^b, Paolo Barabanti^c, Marco Lazzari^{d,1}

^a Università degli Studi di Bergamo, marco.giganti@unibg.it

^b Università degli Studi di Bergamo, federica.baroni@unibg.it

^c INVALSI, paolo.barabanti@INVALSI.it

^d Università degli Studi di Bergamo, marco.lazzari@unibg.it

Abstract

Generative Artificial Intelligence is reshaping teaching, learning, and assessment practices, raising questions about how teachers interpret and adopt such technologies. Drawing on the Teacher Change framework and the Technology Acceptance Model, we provide a preliminary examination of the Italian adaptation of the TAM-GenAI scale. We administered a questionnaire to 198 pre-service teachers in Northern Italy and conducted a confirmatory factor analysis for ordinal data; internal consistency, convergent and discriminant validity were examined, alongside exploratory structural equation modeling and mediation analyses. Results indicate acceptable internal consistency and satisfactory convergent validity; the hypothesized six-factor structure shows partial support; the conventional fit indices are adequate. The study offers an initial adaptation of the tool and at the same time highlights its potential.

Keywords: generative AI; TAM; teacher beliefs; measurement.

Sintesi

L'intelligenza artificiale generativa sta trasformando le pratiche didattiche e valutative, sollevando interrogativi sulle modalità con cui gli insegnanti la interpretano e adottano. Nel quadro del *Teacher Change* e del *Technology Acceptance Model*, proponiamo una prima analisi della versione italiana della scala TAM-GenAI. Abbiamo somministrato un questionario a 198 docenti in formazione iniziale nel Nord Italia e condotto un'analisi fattoriale confermativa per dati ordinali; sono state esaminate affidabilità, validità convergente e discriminante, affiancate da analisi strutturali esplorative e modelli di mediazione. I risultati evidenziano buona coerenza interna e validità convergente soddisfacente. La struttura teorica a sei fattori risulta parzialmente supportata; gli indici di fit convenzionali sono adeguati; lo studio offre un primo adattamento dello strumento e ne evidenzia al contempo la potenzialità.

Parole chiave: IA generativa; TAM; convinzioni docenti; misurazione.

¹ Contributo degli autori: concezione e progettazione (Giganti), raccolta dati (Giganti e Baroni), analisi (Giganti), stesura (Giganti) e revisione del manoscritto (tutti), supervisione (Lazzari).

1. Introduzione

Negli ultimi anni, l'intelligenza artificiale generativa (GenAI) si è progressivamente affermata come uno dei principali elementi di trasformazione dei sistemi educativi di istruzione e formazione, incidendo anche sulle pratiche valutative e sui processi decisionali dei docenti. A differenza delle tecnologie educative tradizionali, la GenAI si caratterizza per proprietà specifiche – quali la generatività dei contenuti, l'elevata autonomia operativa e una parziale opacità dei processi algoritmici – che ne rendono più complessa l'integrazione nei contesti scolastici, sollecitando una riflessione non solo strumentale e tecnica ma anche – e soprattutto – pedagogica.

Comprendere i processi di adozione della GenAI richiede allora di considerare non solo le caratteristiche della tecnologia ma anche le dimensioni latenti che orientano l'azione docente. La ricerca educativa ha infatti evidenziato come le pratiche didattiche siano influenzate da sistemi di convinzioni, rappresentazioni e atteggiamenti spesso impliciti, che agiscono come filtri interpretativi e orientano le decisioni professionali (Perla, 2010; Vannini, 2012).

In continuità con questa prospettiva, studi nazionali recenti hanno sottolineato come le convinzioni degli insegnanti rappresentino un elemento strutturante della professionalità docente e una leva nei processi di innovazione didattica. In particolare, Foschi (2025) evidenzia come atteggiamenti, credenze e rappresentazioni professionali siano costrutti socialmente situati che si sviluppano all'interno di comunità di pratica e influiscono sull'adozione di innovazioni tecnologiche e metodologiche. Analogamente, la riflessione pedagogica sulla didattica e sulla valutazione ha mostrato come le pratiche siano radicate in sistemi di convinzioni, spesso impliciti, che possono facilitare o ostacolare l'introduzione di approcci innovativi (Giganti, 2025).

Questo quadro teorico si intreccia con la letteratura internazionale sul *Teacher Change*, che riconosce nelle credenze professionali uno dei principali mediatori dei processi di innovazione (Richardson & Placier, 2002; Fives & Buehl, 2012). Le convinzioni degli insegnanti influiscono non solo sull'atteggiamento verso le tecnologie ma contribuiscono anche a definire la percezione della loro utilità e gestibilità e dell'impatto sugli apprendimenti.

All'interno di questo filone, il *Technology Acceptance Model* (TAM: Davis, 1989; Venkatesh & Davis, 2000) ha rappresentato uno dei quadri teorici più consolidati per l'analisi dell'accettazione delle tecnologie, individuando nell'utilità percepita (PU) e nella facilità d'uso percepita (PEU) i principali determinanti dell'atteggiamento verso l'uso (ATT) e dell'intenzione comportamentale (BI). Tuttavia, l'applicabilità del TAM alla GenAI richiede una problematizzazione teorica. Le tecnologie generative, infatti, si configurano come sistemi in grado di co-produrre contenuti e decisioni, dal momento che introducono elementi di incertezza, affidabilità e controllo che eccedono il perimetro originario del modello, richiamando in causa il ruolo dell'autoefficacia e della percezione di *agency* del docente.

Studi recenti hanno infatti proposto adattamenti del TAM specificamente orientati alla GenAI in ambito di istruzione e formazione (Kong, Yang & Hou, 2024), introducendo strumenti in grado di coglierne le specificità. Tuttavia, nel contesto italiano permane una significativa carenza di strumenti adattati e validati che consentano di analizzare e comparare l'accettazione della GenAI da parte degli insegnanti, in particolare in formazione iniziale.

Il presente studio si colloca all'interno di questo gap. L'obiettivo principale è l'adattamento

in lingua italiana della scala TAM-GenAI proposta da Kong et al. (2024) e la verifica delle sue proprietà preliminari in un campione di docenti in formazione iniziale. In particolare, lo studio si propone di esaminare: a) la struttura fattoriale dello strumento, b) la coerenza interna delle sottoscale, c) le prime evidenze di validità di costruito.

Alla luce di tali premesse, la domanda di ricerca che guida il presente lavoro è la seguente: *in che misura la versione italiana della scala TAM-GenAI presenta adeguate evidenze preliminari di validità di costruito e affidabilità in un campione di docenti in formazione iniziale?*

Lo studio ha adottato un disegno quantitativo descrittivo-correlazionale, basato sulla somministrazione di un questionario online a un campione di 198 docenti frequentanti i percorsi abilitanti (30/36/60 CFU).

2. Metodo

2.1. Partecipanti

Hanno partecipato allo studio 198 corsisti iscritti ai percorsi universitari abilitanti da 30, 36 o 60 CFU presso due università del Nord Italia. Il questionario è stato somministrato a una popolazione complessiva di 750 corsisti, con un tasso di risposta pari al 26.4%.

Dal punto di vista socio-demografico, il 65.4% del campione era costituito da donne. L'età media era di 40 anni ($DS = 7.9$), mentre l'anzianità media di servizio era di circa 6 anni (range = 0-25). I partecipanti insegnavano nella scuola secondaria di I o di II grado e afferivano a due principali aree disciplinari: il 59.6% all'area umanistica ($n = 118$; ad es. lettere, filosofia, storia) e il 40.4% all'area scientifica ($n = 80$; ad es. matematica, fisica, scienze, tecnologia).

La scelta di questo campione è motivata dalla coerenza con il target di applicazione dello strumento. I corsisti rappresentano infatti una popolazione particolarmente pertinente per esaminare l'accettazione della GenAI, poiché si collocano in una fase di professionalizzazione in cui convinzioni, atteggiamenti e intenzioni d'uso delle tecnologie didattiche assumono rilevanza. Inoltre, pur trattandosi di docenti inseriti in un percorso di formazione iniziale, la maggioranza dei partecipanti svolgeva già attività di insegnamento, consentendo così di rilevare percezioni riferite non solo a orientamenti astratti ma anche a esperienze maturate nella pratica.

Il tasso di risposta, moderato-basso, richiede cautela nell'interpretazione dei risultati in relazione a possibili effetti di *self-selection*. Non è stato possibile effettuare confronti sistematici tra rispondenti e non rispondenti a causa dell'anonimato della procedura di raccolta dati; tuttavia, la composizione del campione risulta nel complesso coerente con il profilo demografico tipico, elemento che può parzialmente attenuare le preoccupazioni relative alla rappresentatività. Resta comunque plausibile che abbiano partecipato soggetti più interessati o esposti alle tecnologie digitali, con una possibile sovrastima dei livelli di accettazione della GenAI rispetto alla popolazione di riferimento. I risultati devono pertanto essere interpretati con adeguata cautela.

2.2. Strumento

Il questionario è composto da due sezioni: una relativa alle informazioni socio-

demografiche (genere, età, anzianità di servizio, area disciplinare, classe di concorso); una scala costituita da 24 item su scala Likert a 5 punti (1 = completamente in disaccordo; 5 = completamente d'accordo) (cfr. Allegati 1 e 2). Di questi, 18 derivano dalla scala TAM-GenAI proposta da Kong et al. (2024), mentre 6 item sono stati sviluppati *ex novo* per indagare l'uso della GenAI nei processi valutativi; questi ultimi non sono oggetto delle analisi presentate nel presente contributo.

La versione italiana della scala (TAM-GenAI-IT) è stata ottenuta attraverso un processo di traduzione e adattamento linguistico-culturale ispirato alle linee guida internazionali per l'adattamento cross-culturale degli strumenti *self-report* (Beaton et al., 2000). Il processo ha previsto: una prima traduzione in italiano degli item originali da parte degli autori, con competenze sia linguistiche sia nel dominio di contenuto; una retro-traduzione indipendente in lingua inglese da parte di un traduttore bilingue esterno al gruppo di ricerca, non coinvolto nella fase di traduzione iniziale; il confronto sistematico tra versione originale, traduzione e retro-traduzione, al fine di individuare e risolvere eventuali discrepanze semantiche e concettuali; una revisione da parte di esperti di area pedagogica e tecnologica, finalizzata a garantire l'adeguatezza degli item rispetto al contesto italiano; un pre-test (*pre-piloting*) condotto su un gruppo di 12 docenti, volto a verificare la chiarezza, la comprensibilità e la pertinenza degli item.

Le modifiche apportate hanno riguardato limitati aggiustamenti lessicali e sintattici, senza alterare la struttura teorica originaria dello strumento. Particolare attenzione è stata dedicata al mantenimento dell'equivalenza semantica e concettuale tra la versione originale e quella italiana.

La scala include 18 item articolati in sei fattori teorici coerenti con il modello TAM-GenAI: *Perceived Usefulness* (PU), *Perceived Ease of Use* (PEU), *Attitude toward use* (ATT), *Behavioural Intention* (BI), *Self-Efficacy* (SE) e *Subjective Norms* (SN).

2.3. Procedura

La raccolta dati è stata effettuata tramite un questionario online somministrato mediante *LimeSurvey*. Il questionario è stato proposto durante i moduli formativi di “Fondamenti di didattica generale” e “Metodi e tecniche della valutazione” all'interno dei percorsi universitari di formazione iniziale dei docenti di scuola secondaria.

Il reclutamento è avvenuto in modalità non probabilistica, attraverso invito diretto rivolto ai corsisti iscritti ai moduli. Il questionario è stato reso accessibile tramite link condiviso durante le lezioni e tramite comunicazioni successive sulle piattaforme didattiche istituzionali. La partecipazione era volontaria e non prevedeva alcuna forma di incentivazione.

La compilazione è avvenuta in modalità autonoma, in un contesto non supervisionato, utilizzando dispositivi personali. Il tempo medio di compilazione era di circa 10-12 minuti. Non sono stati previsti vincoli di tempo ma è stato richiesto di completare il questionario in un'unica sessione. Sono stati inclusi esclusivamente i questionari completati in tutte le loro parti.

Prima dell'accesso al questionario, ai partecipanti è stata presentata un'informativa dettagliata sullo studio, comprensiva delle finalità della ricerca, delle modalità di trattamento dei dati e delle garanzie di anonimato. Il consenso informato è stato raccolto in forma esplicita tramite selezione di un'apposita opzione prima dell'avvio della compilazione.

Il trattamento dei dati è avvenuto nel rispetto della normativa vigente in materia di protezione dei dati personali (Regolamento UE 2016/679 – GDPR). I dati sono stati raccolti in forma anonima e analizzati in forma aggregata. Lo studio – e la ricerca nel suo complesso – ha ricevuto parere favorevole da parte del Comitato per l’Integrità e l’Etica della Ricerca dell’Università di Bergamo (codice approvazione 2025_5_5).

2.4. Analisi dei dati

I dati raccolti sono stati analizzati mediante software *RStudio* (R Core Team, 2023). Dopo una fase preliminare di *data screening*, sono state condotte analisi descrittive per esaminare la distribuzione delle risposte, la presenza di valori mancanti e l’eventuale presenza di *outlier* univariati e multivariati. La normalità delle distribuzioni è stata valutata attraverso gli indici di asimmetria e curtosi e mediante il test di Mardia per la normalità multivariata. Considerata la natura ordinale degli item e la violazione dell’assunzione di normalità multivariata, le analisi fattoriali sono state condotte utilizzando stimatori appropriati per dati categorici ordinali.

Successivamente, è stata condotta un’analisi fattoriale confermativa (CFA), con l’obiettivo di verificare l’aderenza dei dati al modello teorico a sei fattori proposto da Kong et al. (2024). Le stime sono state ottenute mediante lo stimatore *Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted* (WLSMV), con parametrizzazione theta. La bontà dell’adattamento è stata valutata attraverso diversi indici, tra cui χ^2 , *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker–Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA, con intervallo di confidenza al 90%) e *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), distinguendo, ove disponibile, tra indici convenzionali e robusti.

L’affidabilità interna delle sottoscale è stata valutata attraverso i coefficienti omega di McDonald (ω totale e ω gerarchico), calcolati su matrice di correlazioni polioriche. La validità convergente è stata esaminata mediante *Average Variance Extracted* (AVE) e *Composite Reliability* (CR), mentre la validità discriminante attraverso l’analisi delle correlazioni tra costrutti latenti e l’indice *Heterotrait–Monotrait ratio* (HTMT).

Sulla base della struttura teorica dello strumento, è stato inoltre specificato un modello di equazioni strutturali (SEM) volto a esplorare le relazioni tra i costrutti. Tuttavia, alla luce delle criticità emerse nella fase di misurazione, i risultati del SEM sono stati interpretati con finalità esclusivamente esplorative. In modo analogo, le analisi di mediazione sono state condotte su punteggi compositi delle sottoscale, utilizzando procedure di *bootstrapping* (5000 campioni, intervalli di confidenza al 95%), per fornire indicazioni preliminari sugli effetti indiretti tra variabili.

Infine, sono state effettuate analisi di confronto tra sottogruppi socio-demografici (genere e area disciplinare) mediante test non parametrici (Mann–Whitney e Kruskal–Wallis), accompagnati dal calcolo delle dimensioni dell’effetto (r e η^2_H). I *p-value* sono stati corretti per confronti multipli mediante il metodo di Holm. Preliminarmente ai confronti, è stata tentata una verifica dell’invarianza di misura multi-gruppo; tuttavia, in assenza di soluzioni stabili, le analisi tra gruppi sono state considerate di natura esplorativa e interpretate con cautela.

Nel complesso, l’insieme delle analisi è stato orientato a fornire evidenze preliminari sulle proprietà della versione italiana della scala TAM-GenAI, distinguendo tra risultati più solidi (affidabilità e validità convergente) e risultati di natura esplorativa (struttura latente, le relazioni tra costrutti e le differenze tra sottogruppi).

3. Risultati

Prima di procedere alle analisi psicometriche e strutturali, è stata condotta una fase di *data screening* finalizzata a verificare i prerequisiti analitici e la qualità complessiva del dataset. È stata esaminata la presenza di dati mancanti (0.03% complessivo: trascurabile), con nessuna variabile con percentuali superiori all'1%, rendendo non necessaria l'adozione di tecniche di imputazione. Sono stati poi identificati gli *outlier* univariati ($|z| > 3$), risultati sostanzialmente assenti, e gli *outlier* multivariati tramite distanza di Mahalanobis ($p < .001$), che hanno evidenziato un numero limitato di casi ($n = 5$; 2.5%), mantenuti nelle analisi in considerazione della loro ridotta incidenza.

La distribuzione delle variabili è stata analizzata mediante indici di asimmetria e curtosi, che hanno mostrato valori contenuti entro soglie accettabili ($|skew| < 1$; $|kurtosis| < 1$), suggerendo un'adeguatezza della normalità univariata (Figura 1). Tuttavia, il test di Mardia ha indicato una violazione significativa della normalità multivariata ($p < .001$), evidenziando la necessità di adottare stimatori robusti per dati non normalmente distribuiti. In considerazione della natura ordinale degli item, le analisi fattoriali confermativa e i modelli strutturali sono stati stimati utilizzando WLSMV, ampiamente raccomandato in presenza di indicatori categorici ordinali e non dipendente dall'assunzione di normalità multivariata (Brown, 2015; Li, 2016).

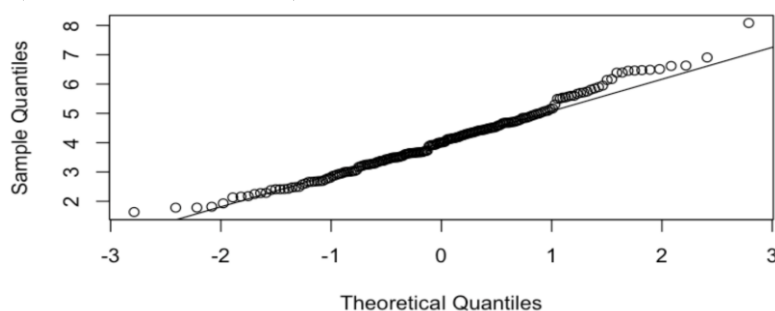


Figura 1. Normal Q-Q Plot.

Analisi	Indicatore	Risultato
Dati mancanti	Percentuale complessiva (%)	0.03%
	Massimo per variabile (%)	0.53% (SE_3)
Outlier univariati	Casi con $ z > 3$	2 (SE_2)
Outlier multivariati	Distanza di Mahalanobis ($p < .001$)	5 casi (2.5%)
Normalità univariata	Asimmetria (skewness)	-0.905 a 0.370
	Curtosi (kurtosis)	-0.955 a 0.796
Normalità multivariata	Test di Mardia	$p < .001$
Adeguatezza del campione	Indice KMO	0.80
Adeguatezza matrice di correlazione	Test di Bartlett	$\chi^2(153) = 3545.56$, $p < .001$
Scelta dello stimatore	Tipo di dati	Ordinali (Likert a 5 punti)
	Stimatore utilizzato	WLSMV

Figura 2. Sintesi delle analisi preliminari dei dati.

L'adeguatezza della matrice di correlazione è stata verificata mediante l'indice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .80$) e il test di sfericità di Bartlett ($\chi^2(153) = 3545.56$, $p < .001$), i quali hanno confermato la fattorizzabilità dei dati e la pertinenza delle analisi successive (Figura 2).

3.1. Analisi fattoriale confermativa

Al fine di verificare l'adeguatezza della struttura teorica della scala TAM-GenAI nel contesto italiano, è stata condotta una CFA sul modello a sei fattori proposto da Kong et al. (2024).

Il modello ha mostrato indici di adattamento differenziati a seconda della metrica considerata. Gli indici convenzionali suggeriscono un buon adattamento (CFI = 0.997; TLI = 0.996; RMSEA = 0.074; SRMR = 0.065), mentre quelli robusti indicano un adattamento inferiore (CFI = 0.875; TLI = 0.840; RMSEA = 0.142). Nel complesso, tali risultati suggeriscono che il modello teorico presenta una coerenza parziale con i dati osservati (Figura 3).

Indice	Valore
χ^2 (df)	243 (120)
CFI	0.997
TLI	0.996
RMSEA	0.074
SRMR	0.065
Robust CFI	0.875
Robust RMSEA	0.142

Figura 3. Fit del modello CFA.

Le saturazioni fattoriali standardizzate risultano tutte statisticamente significative ($p < .001$) e generalmente elevate, con valori tra 0.645 e 0.981. In particolare, gli item relativi alla dimensione BI mostrano saturazioni molto elevate ($\lambda > 0.97$), indicando una forte omogeneità interna e suggerendo una possibile ridondanza tra indicatori. I coefficienti di determinazione (R^2) risultano medio-alti, confermando una buona capacità esplicativa dei fattori latenti (Figura 4).

Fattore	Item	Loading (λ)	R^2
PU	PU_1	0.935	0.874
	PU_2	0.874	0.764
	PU_3	0.896	0.803
PEU	PEU_1	0.952	0.906
	PEU_2	0.856	0.733
	PEU_3	0.805	0.647
ATT	ATT_1	0.926	0.857
	ATT_2	0.835	0.698
	ATT_3	0.765	0.585
BI	BI_1	0.981	0.963
	BI_2	0.973	0.946
	BI_3	0.832	0.692
SE	SE_1	0.705	0.497
	SE_2	0.645	0.416
	SE_3	0.852	0.726
SN	SN_1	0.911	0.829
	SN_2	0.973	0.946
	SN_3	0.618	0.382

Nota. Tutte le saturazioni sono statisticamente significative ($p < .001$).

Figura 4. Saturazioni fattoriali standardizzate e valori R^2 .

L'affidabilità interna, stimata mediante CR, è adeguata per tutte le dimensioni (CR = 0.747-

0.931), superando la soglia raccomandata di 0.70. Analogamente, la validità convergente, valutata tramite AVE, è soddisfacente per tutti i costrutti ($AVE = 0.592-0.938$), indicando una quota sostanziale di varianza condivisa tra gli item di ciascun fattore (Figura 5).

Fattore	CR	AVE
PU	0.889	0.826
PEU	0.872	0.826
ATT	0.840	0.764
BI	0.931	0.938
SE	0.747	0.592
SN	0.892	0.885
<i>Nota. CR ≥ 0.70 indica un'affidabilità adeguata. AVE ≥ 0.50 indica una validità convergente accettabile.</i>		

Figura 5. Composite Reliability e Average Variance Extracted.

L'analisi della validità discriminante evidenzia alcune criticità. Le correlazioni tra variabili latenti sono elevate per due coppie di costrutti, in particolare tra PU e ATT ($r = 0.952$) e tra ATT e SE ($r = 0.944$) (Figura 6).

	PU	PEU	ATT	BI	SE	SN
PU	—					
PEU	0.352	—				
ATT	0.952	0.439	—			
BI	0.767	0.388	0.835	—		
SE	0.850	0.741	0.944	0.821	—	
SN	0.524	0.217	0.458	0.488	0.465	—
<i>Nota. Le correlazioni > di 0.90 sono state evidenziate.</i>						

Figura 6. Correlazioni latenti.

Tali evidenze sono confermate dall'indice HTMT (Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015), che supera le soglie comunemente accettate (> 0.85) per le medesime coppie di fattori. Ciò suggerisce una parziale sovrapposizione empirica tra dimensioni teoricamente distinte, indicando un limite nella capacità dello strumento di discriminare tra alcuni costrutti del modello nel campione in esame (Figura 5).

	PU	PEU	ATT	BI	SE	SN
PU	—					
PEU	0.349	—				
ATT	0.921	0.433	—			
BI	0.773	0.368	0.847	—		
SE	0.805	0.630	0.927	0.832	—	
SN	0.560	0.197	0.508	0.544	0.491	—
<i>Nota. I valori superiori a 0.85 (in grassetto) indicano una potenziale mancanza di validità discriminante (Henseler et al., 2015).</i>						

Figura 7. Rapporto HTMT.

Al fine di approfondire le proprietà di affidabilità e la struttura dimensionale della scala, sono stati calcolati i coefficienti omega di McDonald. I risultati evidenziano un valore molto elevato di omega totale ($\omega = 0.98$), indicativo di un'elevata coerenza interna complessiva dello strumento. Parallelamente, l'omega gerarchico ($\omega_h = 0.79$) suggerisce la presenza di un fattore generale sostanziale sottostante agli item. Tuttavia, l'analisi della

varianza comune spiegata (*Explained Common Variance*; $ECV = 0.55$) indica che il fattore generale, pur rilevante, non esaurisce la varianza condivisa tra gli item. Il pattern delle saturazioni nella soluzione di Schmid–Leiman evidenzia infatti come, accanto a un fattore generale consistente, persistano contributi specifici riconducibili ai fattori di gruppo. I risultati suggeriscono una struttura parzialmente gerarchica, nella quale una dimensione generale di accettazione della GenAI coesiste con sottodimensioni non pienamente distinguibili sul piano empirico.

Nel complesso, i risultati della CFA supportano la buona affidabilità e la validità convergente della versione italiana della scala TAM-GenAI ed evidenziano al contempo criticità nella validità discriminante e nell'adattamento robusto del modello.

3.2. Modello di equazione strutturale

Al fine di approfondire le relazioni ipotizzate tra i costrutti del modello TAM-GenAI originale, è stato specificato un modello SEM, coerente con l'impianto teorico dello studio originale ma reso più parsimonioso alla luce di alcune criticità emerse. In particolare, il modello prevedeva percorsi da SE verso PU e PEU, da PU e PEU ATT, da ATT verso SN, e infine da PU, ATT e SN verso BI.

Il modello ha raggiunto una convergenza numerica; tuttavia, la stima ha restituito segnali di instabilità. In particolare, la matrice di informazione non è risultata invertibile, non permettendo il calcolo degli errori standard e degli indici robusti di adattamento. Sebbene gli indici standard suggeriscano un adattamento buono ($CFI = 0.995$; $TLI = 0.994$; $SRMR = 0.071$), l'RMSEA si colloca su valori meno favorevoli ($RMSEA = 0.092$; IC 90%: 0.080-0.105), e l'assenza degli indici robusti non permette una valutazione pienamente affidabile del fit del modello, particolarmente rilevante in presenza di item ordinali stimati con WLSMV.

Alcuni coefficienti standardizzati assumono valori impropri, come nel caso dei percorsi da PU a BI ($\beta = -31.357$) e da ATT a BI ($\beta = 32.140$). Questi non sono interpretabili sul piano sostantivo e rappresentano un indicatore di instabilità del modello. Coerentemente, i coefficienti di determinazione mostrano che ATT e BI sono quasi completamente spiegati dai rispettivi predittori ($R^2_ATT = 1.000$; $R^2_BI = 0.999$), con varianza residua pressoché nulla. Ciò suggerisce una saturazione del modello strutturale e una sostanziale assenza di varianza propria per tali costrutti. Un altro elemento critico è rappresentato dalle correlazioni tra variabili latenti, in particolare tra PU e ATT, che nel modello ridotto raggiungono il valore di 1.000. Tale risultato indica una sovrapposizione empirica tra i due costrutti e conferma, anche nella componente strutturale, le criticità di validità discriminante già emerse nella CFA e negli indici HTMT. In questo quadro, i percorsi strutturali che coinvolgono PU, ATT e BI sono instabili, poiché il modello tenta di attribuire relazioni causali a dimensioni che nel campione non appaiono distinguibili sul piano empirico.

Analogamente, gli effetti indiretti e totali non possono essere interpretati in modo affidabile poiché assumono in diversi casi valori non plausibili e sono privi di errori standard e test di significatività attendibili, a causa della non invertibilità della matrice di informazione. Per tale ragione, anche le ipotesi di mediazione non possono essere considerate adeguatamente verificate.

I risultati del SEM devono allora essere considerati come esplorativi e non possono essere assunti come evidenza conclusiva a supporto delle relazioni causali ipotizzate tra i costrutti del TAM-GenAI nel campione italiano esaminato. L'interpretazione del presente studio è

pertanto ricondotta prioritariamente al modello di misurazione, che ha fornito indicazioni più solide in termini di affidabilità e validità convergente pur in presenza di alcune criticità. La verifica delle relazioni strutturali tra i costrutti richiederà ulteriori approfondimenti su campioni indipendenti.

3.3. Analisi di mediazione

Considerata l'instabilità emersa nel modello strutturale latente, le ipotesi di mediazione sono state riesaminate in modo esplorativo sui punteggi compositi delle sottoscale, calcolati come media degli item di ciascun costrutto. In continuità con lo studio originale, le mediazioni sono state testate mediante *bootstrapping* con 5000 campioni e intervalli di confidenza percentile al 95% (Figura 8).

Modello	Percorso	β	SE	p	IC 95%
1	SE $\rightarrow$ PU $\rightarrow$ ATT	0.372	0.048	< .001	[0.300; 0.487]
1	SE $\rightarrow$ PEU $\rightarrow$ ATT	0.005	0.029	.842	[-0.052; 0.064]
2	PU $\rightarrow$ ATT $\rightarrow$ BI	0.389	0.087	< .001	[0.272; 0.608]
3	ATT $\rightarrow$ SN $\rightarrow$ BI	0.068	0.032	.019	[0.024; 0.149]

Figura 8. Effetti diretti, indiretti e totali (bootstrap 5000).

Una prima analisi ha esaminato il ruolo mediatore di PU e PEU nella relazione tra SE e ATT. I risultati mostrano che SE predice positivamente sia PU ($\beta = 0.657$, $p < .001$) sia PEU ($\beta = 0.543$, $p < .001$), mentre ATT è predetto positivamente sia da SE ($\beta = 0.353$, $p < .001$) sia da PU ($\beta = 0.567$, $p < .001$), ma non da PEU ($\beta = 0.010$, $p = .840$). L'effetto indiretto di SE su ATT attraverso PU è risultato significativo ($\beta = 0.372$; IC 95% [0.300, 0.487]), mentre l'effetto indiretto attraverso PEU non è risultato significativo ($\beta = 0.005$; IC 95% [-0.052, 0.064]). Nel complesso, l'effetto indiretto totale è significativo ($\beta = 0.378$; IC 95% [0.291, 0.512]) ma la persistenza di un effetto diretto di SE su ATT suggerisce una mediazione parziale, attribuibile principalmente a PU.

Una seconda analisi ha esaminato il ruolo mediatore di ATT nella relazione tra PU e BI. PU predice in modo positivo e significativo sia ATT ($\beta = 0.802$, $p < .001$) sia BI ($\beta = 0.309$, $p = .001$), mentre ATT predice positivamente BI ($\beta = 0.486$, $p < .001$). L'effetto indiretto di PU su BI attraverso ATT è significativo ($\beta = 0.389$; IC 95% [0.272, 0.608]), così come l'effetto totale di PU su BI ($\beta = 0.699$; IC 95% [0.648, 0.884]). Anche in questo caso, la permanenza di un effetto diretto di PU su BI indica una mediazione parziale di ATT, piuttosto che una mediazione piena.

Una terza analisi ha esaminato il ruolo mediatore di SN nella relazione tra ATT e BI. ATT predice positivamente sia SN ($\beta = 0.400$, $p < .001$) sia BI ($\beta = 0.666$, $p < .001$), mentre SN predice a sua volta BI in modo positivo ma più contenuto ($\beta = 0.169$, $p = .002$). L'effetto indiretto di ATT su BI attraverso SN è significativo ($\beta = 0.068$; IC 95% [0.024, 0.149]), così come l'effetto totale di ATT su BI ($\beta = 0.733$; IC 95% [0.709, 0.918]). I risultati suggeriscono una mediazione parziale debole, nella quale la norma soggettiva contribuisce marginalmente a spiegare il legame tra atteggiamento e intenzione d'uso.

Le analisi di mediazione confermano, in termini esplorativi, un ruolo centrale di PU e ATT nell'articolazione dei processi che conducono all'intenzione di utilizzare strumenti di GenAI. In particolare, PU emerge come il principale mediatore tra autoefficacia e

atteggiamento, mentre ATT media in parte l'effetto dell'utilità percepita sull'intenzione comportamentale. Pur mostrando un contributo significativo, la norma soggettiva appare invece svolgere un ruolo più secondario. I risultati vanno tuttavia interpretati con cautela, poiché derivano da analisi condotte su punteggi compositi e non da un modello strutturale latente pienamente stabile (Figure da 9 a 11).

Percorso	β	SE	p
SE $\rightarrow$ PU	0.657	0.057	< .001
SE $\rightarrow$ PEU	0.543	0.065	< .001
PU $\rightarrow$ ATT	0.567	0.057	< .001
PEU $\rightarrow$ ATT	0.010	0.050	.840
ATT $\rightarrow$ BI	0.486	0.098	< .001
PU $\rightarrow$ BI	0.309	0.104	.001
SN $\rightarrow$ BI	0.169	0.055	.002

Figura 9. Effetti diretti.

Variabile dipendente	R ²
ATT (Mod. 1)	0.717
ATT (Mod. 2)	0.643
BI (Mod. 2)	0.572
SN (Mod. 3)	0.160
BI (Mod. 3)	0.562

Figura 10. R² dei modelli.

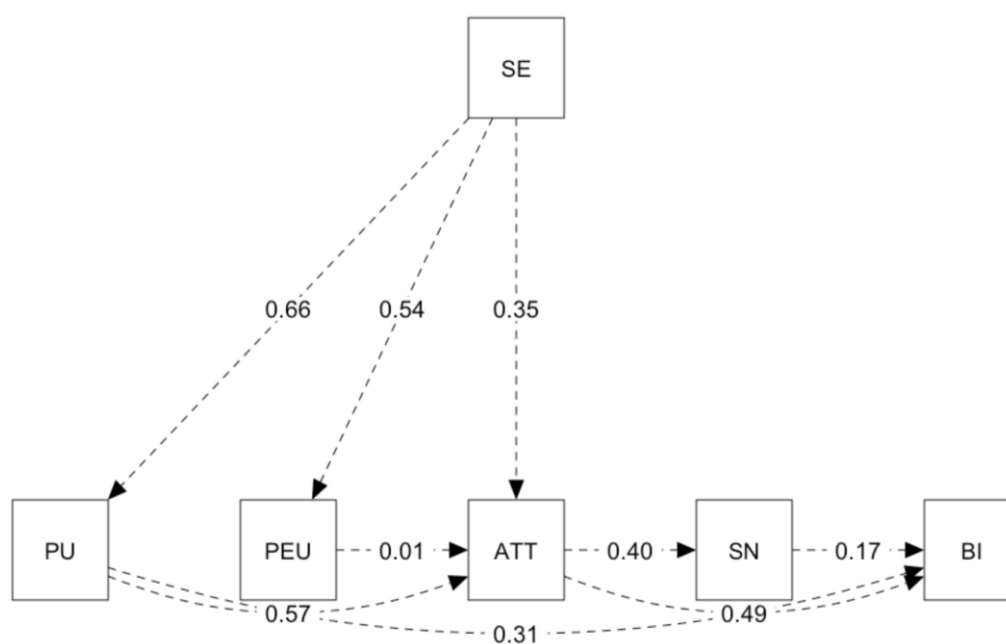


Figura 11. Percorsi di mediazione.

3.4. Analisi per sottogruppi

Al fine di esplorare possibili differenze nelle percezioni relative all'accettazione della GenAI in funzione di alcune variabili socio-demografiche, sono stati condotti confronti tra gruppi (genere e area disciplinare di appartenenza). Coerentemente con la natura ordinale

delle variabili e con le evidenze emerse nella fase di *data screening*, sono stati utilizzati test non parametrici (Mann–Whitney per confronti a due gruppi e Kruskal–Wallis), accompagnati dal calcolo delle dimensioni dell’effetto (r per Mann–Whitney; η^2_H per Kruskal–Wallis). Al fine di controllare il rischio di errore di I tipo dovuto alla molteplicità dei confronti, i *p-value* sono stati corretti mediante il metodo di Holm.

Prima di procedere all’interpretazione dei confronti tra gruppi, è stata condotta un’analisi di invarianza di misura multi-gruppo. Tuttavia, tale verifica non ha prodotto soluzioni stabili. In particolare, il modello *configural* non è risultato convergente nel confronto per genere, mentre nel confronto per area disciplinare sono emerse alcune criticità, tra cui correlazioni elevate tra alcuni item (in particolare per BI), varianze negative e matrici di covarianza non positive definite. Tali evidenze indicano un’instabilità del modello di misura nei sottogruppi e suggeriscono possibili criticità di validità discriminante tra alcuni costrutti. Alla luce dei risultati, non è stato possibile stabilire l’invarianza configurale e, perciò, i confronti tra gruppi non possono essere interpretati in termini di differenze latenti ma vanno considerati di natura esplorativa.

Per quanto riguarda il genere, i risultati evidenziano una sovrapposizione delle distribuzioni per la maggior parte dei costrutti. Il campione è composto da 126 donne ($M_{PEU} = 3.30$, $SD = 0.86$, $Mdn = 3.33$) e 66 uomini ($M_{PEU} = 3.57$, $SD = 0.76$, $Mdn = 3.33$). Una differenza statisticamente significativa ma contenuta prima della correzione emerge unicamente per PEU ($U = 3009$, $p = .040$, $p_{adj} = .242$, $r = .15$, piccola), con valori mediamente più elevati nel gruppo maschile (Figura 11). Dopo la correzione di Holm, tuttavia, nessun confronto risulta statisticamente significativo (tutti i $p_{adj} \geq .242$). Gli altri costrutti non mostrano differenze rilevanti: PU ($U = 4093.5$, $p = .225$, $r = .09$), ATT ($U = 3666$, $p = .942$, $r = .005$), BI ($U = 3428$, $p = .429$, $r = .06$), SE ($U = 3771.5$, $p = .809$, $r = .02$), SN ($U = 4332$, $p = .054$, $r = .14$). La sovrapposizione delle distribuzioni e la ridotta dimensione dell’effetto suggeriscono cautela nell’interpretazione di tali risultati.

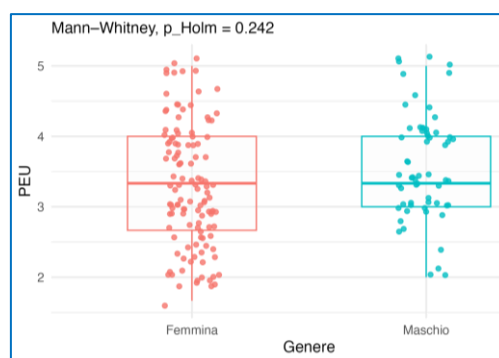


Figura 12. PEU*Genere.

Diversamente, i confronti per area disciplinare mostrano un pattern più sistematico. Il gruppo scientifico (S, $n = 74$) presenta, in termini descrittivi, punteggi mediamente più elevati in tutti i costrutti considerati rispetto al gruppo umanistico (U, $n = 113$), accompagnati da una minore dispersione dei valori (Figura 13).

Le differenze risultano statisticamente significative per cinque costrutti su sei anche dopo la correzione per confronti multipli (PU, PEU, ATT, BI, SE), con dimensioni dell’effetto di entità piccola o moderata (η^2_H compreso tra .026 e .062). L’unica eccezione è SN, per cui non emerge alcuna differenza tra i gruppi ($p = .804$). Ciò suggerisce una maggiore uniformità nelle percezioni di accettazione della GenAI tra i docenti dell’area scientifica

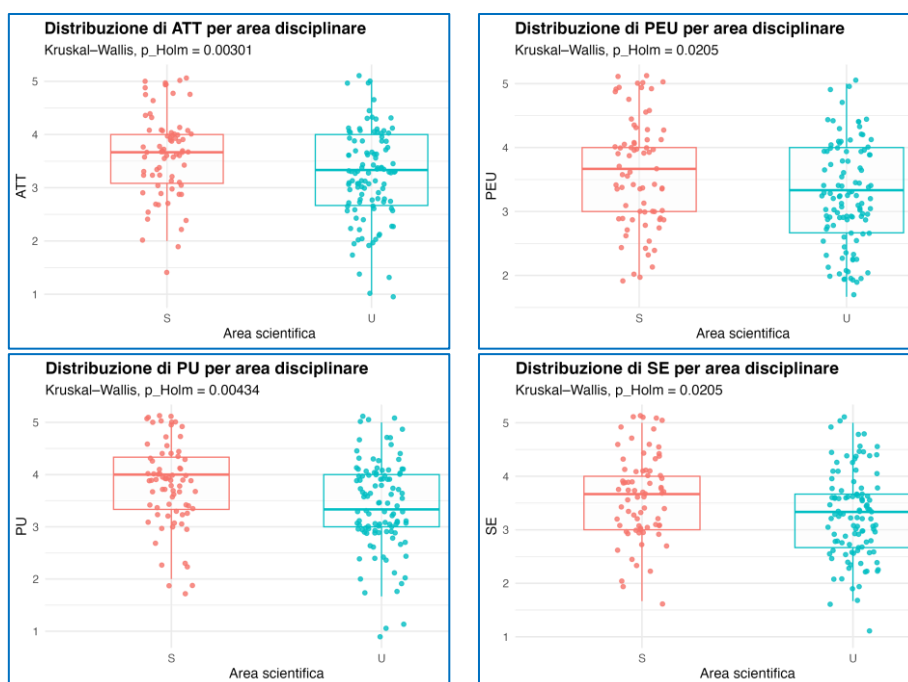
(Figura 14). Tuttavia, in assenza di evidenze di invarianza di misura, tali differenze non possono essere attribuite con certezza a reali differenze nei costrutti latenti ma potrebbero riflettere anche variazioni nel funzionamento dello strumento tra i gruppi considerati.

Nel complesso, le analisi suggeriscono la presenza di possibili differenze tra sottogruppi nelle percezioni relative alla GenAI, in particolare in relazione all'area disciplinare. Tuttavia, la mancata stabilità del modello di misura nei gruppi e le criticità emerse in termini di validità discriminante richiedono un'interpretazione prudente dei risultati e indicano la necessità di ulteriori studi, basati su modelli di misura più stabili e su campioni indipendenti, per verificare la robustezza di tali evidenze.

Costrutto	Gruppo	M (SD)	Mdn	H(1)	p	p _{adj}	η^2_H	Magnitudo	Sig.
PU	S	3.81 (0.79)	4.00	11.09	.001	.004	.056	piccola	Sì
	U	3.39 (0.85)	3.33						
PEU	S	3.62 (0.86)	3.67	7.84	.005	.020	.038	piccola	Sì
	U	3.23 (0.78)	3.33						
ATT	S	3.65 (0.78)	3.67	12.11	< .001	.003	.062	moderata	Sì
	U	3.20 (0.84)	3.33						
BI	S	3.60 (0.89)	3.83	5.62	.018	.035	.026	piccola	Sì
	U	3.28 (0.96)	3.33						
SE	S	3.62 (0.79)	3.67	7.69	.006	.020	.037	piccola	Sì
	U	3.28 (0.79)	3.33						
SN	S	2.67 (0.87)	2.67	0.06	.804	.804	-.005	—	No
	U	2.65 (1.03)	2.67						

Nota. Test Kruskal-Wallis. p_{adj} = p corretto con metodo di Holm. η^2_H = eta quadro basato su H. Sig. = significativo dopo correzione per confronti multipli.

Figura 13. Sintesi dei confronti costrutti*area scientifica.



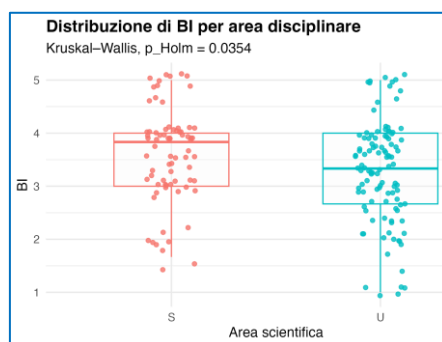


Figura 14. Boxplot costrutti*area scientifica.

4. Discussione

I risultati ottenuti offrono indicazioni promettenti ma non univoche e suggeriscono di interpretare la scala come uno strumento che presenta evidenze preliminari di funzionamento adeguato, pur accompagnate da criticità.

Un primo elemento di interesse riguarda il fatto che il modello di misura a sei fattori ha mostrato segnali positivi. In particolare, le saturazioni fattoriali risultano generalmente elevate e statisticamente significative mentre gli indici di affidabilità composita e di validità convergente si collocano su valori soddisfacenti. Questi risultati suggeriscono che, nel campione considerato, gli item tendono a convergere in modo coerente attorno ai rispettivi costrutti teorici e che la scala è in grado di cogliere, almeno a un primo livello, aspetti rilevanti dell'accettazione della GenAI da parte di futuri docenti o in fase iniziale di professionalizzazione.

Tuttavia, tali elementi favorevoli vanno bilanciati con una lettura critica delle evidenze meno convincenti. In particolare, nel campione esaminato, il modello confermativo ha restituito una tenuta parziale della struttura teorica ipotizzata se si considerano gli indici robusti di adattamento e le criticità relative alla validità discriminante. Le correlazioni latenti elevate tra alcuni costrutti indicano infatti una sovrapposizione empirica che riduce la distinguibilità tra dimensioni che, sul piano teorico, dovrebbero restare separate. Tale risultato non invalida l'utilità dello strumento ma suggerisce che, nel campione esaminato, alcune dimensioni del modello TAM-GenAI tendano a sovrapporsi parzialmente l'una sull'altra, segnalando la necessità di un ulteriore affinamento del modello di misura.

Questo punto appare rilevante anche sul piano teorico. La GenAI non costituisce una tecnologia educativa neutra o facilmente assimilabile ad altri strumenti digitali già studiati dal TAM classico. La sua natura generativa, la relativa opacità del funzionamento algoritmico e la capacità di incidere non solo sull'esecuzione di compiti ma anche sulla produzione di contenuti e giudizi, possono contribuire a rendere meno netti i confini tra utilità percepita, atteggiamento verso l'uso e senso di autoefficacia. In altri termini, è plausibile che, in presenza di una tecnologia percepita come potente ma al tempo stesso difficilmente controllabile, i docenti tendano a integrare in modo più compatto giudizi di utilità, disposizioni attitudinali e percezioni di competenza personale. In questa prospettiva, le criticità emerse nella validità discriminante potrebbero rappresentare non solo un problema tecnico di misurazione ma anche riflettere una più profonda tensione teorica tra il modello TAM tradizionale e le specificità della GenAI.

Ancora più prudente deve essere la lettura dei risultati relativi al modello strutturale. Sebbene il SEM sia stato stimato nel tentativo di verificare i rapporti ipotizzati tra i costrutti, le evidenze ottenute non consentono inferenze robuste. Le improprietà riscontrate segnalano infatti una condizione di instabilità del modello che impedisce di considerare i percorsi strutturali come una verifica delle relazioni causali ipotizzate. I risultati del SEM dovrebbero essere interpretati come un indicatore della fragilità della distinzione empirica tra alcuni costrutti e della necessità di una riformulazione più parsimoniosa del quadro strutturale.

Le analisi di mediazione offrono indicazioni parzialmente coerenti con l'impianto teorico del TAM-GenAI seppure debbano essere interpretate entro confini ben definiti. I risultati suggeriscono un ruolo dell'utilità percepita nel collegare l'autoefficacia all'atteggiamento verso l'uso, nonché un ruolo mediatore dell'atteggiamento nel rapporto tra utilità percepita e intenzione comportamentale. Ciò è teoricamente plausibile e in linea con l'idea che l'accettazione della GenAI non dipenda unicamente dalla familiarità tecnica con lo strumento ma anche dalla percezione che esso possa effettivamente sostenere il lavoro docente in modo utile e sensato. Tuttavia, poiché tali analisi non sono state condotte all'interno di un modello latente stabile ma su punteggi compositi, non possono essere assunte come piena corroborazione del modello originario: forniscono, piuttosto, indizi preliminari su relazioni che meritano di essere riesaminate in studi successivi.

Un discorso analogo vale per le analisi relative ai sottogruppi. I confronti per genere e area disciplinare hanno evidenziato alcuni pattern descrittivi interessanti, soprattutto per quanto concerne differenze più sistematiche tra area umanistica e area scientifica. Tuttavia, la mancata dimostrazione dell'invarianza di misura impedisce di attribuire tali differenze a reali scarti nei costrutti latenti. Di conseguenza, i risultati vanno letti esclusivamente come indicazioni esplorative utili a orientare future ipotesi di ricerca.

5. Conclusioni

Il contributo principale di questo studio consiste nell'aver documentato un primo quadro di funzionamento dello strumento, mettendone in luce sia le potenzialità sia le aree di criticità. Si tratta di un esito utile sul piano metodologico, poiché nel panorama nazionale mancano ancora strumenti adattati e sottoposti a verifica empirica per l'analisi dell'accettazione della GenAI da parte degli insegnanti. Si è voluto quindi contribuire ad avviare un percorso di adattamento e affinamento.

I risultati suggeriscono che l'applicazione del TAM alla GenAI in ambito di istruzione e formazione richieda cautela teorica oltre che psicometrica. La tendenza di alcuni costrutti a sovrapporsi empiricamente lascia ipotizzare che le categorie interpretative tradizionalmente utilizzate per spiegare l'accettazione tecnologica potrebbero non essere automaticamente trasferibili a tecnologie generative, autonome e parzialmente opache. Il lavoro può allora offrire una base preliminare per ulteriori studi di validazione e un'indicazione teorica: comprendere il rapporto tra docenti e GenAI può richiedere modelli concettuali più sensibili alla specificità pedagogica e professionale di tali strumenti.

6. Limiti e sviluppi futuri

I risultati vanno letti alla luce di alcuni limiti. Un primo riguarda il campionamento: i

partecipanti sono stati reclutati attraverso una procedura non probabilistica e il tasso di risposta, inferiore al 30%, espone il dataset a possibili effetti di *self-selection*. È plausibile che abbiano aderito soggetti interessati ai temi dell'innovazione didattica o più familiari con le tecnologie digitali, con il rischio di una sovrastima dei livelli di accettazione della GenAI. Inoltre, il campione è circoscritto a docenti iscritti a percorsi abilitanti di due atenei del Nord Italia.

I limiti sono centrali nell'interpretazione complessiva dei risultati. In primo luogo, la struttura fattoriale teorica è solo parzialmente sostenuta dai dati: se da un lato la CFA ha mostrato indici favorevoli sotto alcuni profili, dall'altro gli indici robusti suggeriscono una tenuta non pienamente soddisfacente. In particolare, le elevate correlazioni latenti tra alcuni costrutti indicano una possibile sovrapposizione empirica tra dimensioni teoricamente distinte, riducendo la chiarezza interpretativa. A ciò si aggiungono le difficoltà riscontrate nella stima del modello strutturale.

Un altro limite riguarda le analisi supplementari, in particolare quelle di mediazione. Sebbene tale scelta abbia consentito di ottenere indicazioni esplorative utili, essa riduce la forza inferenziale dei risultati e impone cautela nel collegare tali evidenze al quadro teorico del TAM-GenAI. Analogamente, le analisi tra sottogruppi devono essere considerate descrittive ed esplorative.

Alla luce di tali limiti, gli sviluppi futuri dovranno muoversi in più direzioni. Sarà necessario replicare lo studio su campioni più ampi e diversificati, includendo docenti appartenenti a differenti ordini di scuola, aree geografiche e livelli di esperienza professionale. Sarà opportuno riesaminare la formulazione di alcuni item e la configurazione dei costrutti che hanno mostrato maggiore sovrapposizione empirica, per migliorarne la capacità discriminante. Potrà essere utile approfondire la riflessione teorica sulla natura dei costrutti teorici e sulle specificità del contesto educativo italiano.

Allegato 1. Scala di Kong et al. (2024) e traduzione italiana

Fattori teorici	Item	Versione originale (TAM-GenAI)	Traduzione italiana (TAM-GenAI-IT)
<i>Perceived Usefulness (PU)</i>	PU_1	I consider using GenAI tools would improve my teaching performance.	Ritengo che l'uso degli strumenti GenAI migliorerebbe le mie prestazioni nella didattica.
	PU_2	I consider using GenAI tools can improve my teaching efficiency.	Ritengo che l'uso degli strumenti GenAI possa migliorare la mia efficienza nella didattica.
	PU_	I consider that GenAI tools are useful for my teaching.	Ritengo che gli strumenti GenAI siano utili per il mio insegnamento.
<i>Perceived Ease of Use (PEU)</i>	PEU_1	I consider learning to use GenAI tools is easy for me.	Ritengo che sia facile per me imparare a usare gli strumenti GenAI.
	PEU_2	I consider it easy to get GenAI tools to do what I want to do.	Ritengo che sia facile ottenere gli strumenti GenAI per fare ciò che voglio fare.
	PEU_3	I find GenAI tools are easy to use.	Trovo che gli strumenti GenAI siano facili da usare.
<i>Attitude</i>	ATT_1	I consider that GenAI tools can	Ritengo che gli strumenti GenAI

<i>toward use (ATT)</i>		enhance the quality of teaching.	possano migliorare la qualità della didattica.
	ATT_2	I like using GenAI tools.	Mi piace utilizzare gli strumenti GenAI.
	ATT_3	I consider that GenAI tools are important.	Ritengo che gli strumenti GenAI siano importanti.
<i>Behavioural Intention (BI)</i>	BI_1	I intend to use GenAI tools in my classroom.	In un futuro prossimo ho intenzione di usare gli strumenti GenAI nella mia aula.
	BI_2	I am willing to use GenAI tools in my future classroom.	Sono disposto a usare gli strumenti GenAI nella mia futura aula.
	BI_3	I plan to use GenAI tools in my classroom.	Ho pianificato di usare gli strumenti GenAI nella mia aula in futuro.
<i>Self-Efficacy (SE)</i>	SE_1	I am confident about using GenAI tools for teaching.	Mi sento sicuro nell'usare gli strumenti GenAI per la didattica.
	SE_2	If I am given some training, I can learn to use most GenAI tools.	Se mi venisse fornita una formazione, potrei imparare a usare la maggior parte degli strumenti GenAI.
	SE_3	I consider it comfortable to using GenAI tools in my teaching.	Ritengo comodo usare gli strumenti GenAI nel mio insegnamento.
<i>Subjective Norms (SN)</i>	SN_1	People who influence my behaviours think that I should use GenAI tools.	Le persone che influenzano i miei comportamenti pensano che dovrei usare gli strumenti GenAI.
	SN_2	People who are important to me think I should use GenAI tools.	Le persone che sono importanti per me pensano che dovrei usare gli strumenti GenAI.
	SN_3	Mass media reports influenced me to try out GenAI tools.	Le notizie dei mass e social media mi hanno influenzato a provare gli strumenti GenAI.

Allegato 2 - Item della subscale TAM-GenAI-IT_VAL

Codice item	Testo item
PUV_1	Ritengo che l'uso degli strumenti GenAI migliorerebbe le mie prestazioni nella valutazione degli studenti.
PUV_2	Ritengo che l'uso degli strumenti GenAI possa migliorare la mia efficienza nella valutazione degli studenti.
PUV_3	Ritengo che gli strumenti GenAI siano utili per la mia valutazione degli studenti.
ATT_V	Ritengo che gli strumenti GenAI possano migliorare la qualità della valutazione degli studenti.
SEV_1	Mi sento sicuro nell'usare gli strumenti GenAI per la valutazione degli studenti.
SEV_3	Ritengo comodo usare gli strumenti GenAI nella mia valutazione degli studenti.

Riferimenti bibliografici

- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- 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>
- Fives, H., & Buehl, M. M. (2012). Spring cleaning for the “messy” construct of teachers’ beliefs: What are they? Which have been examined? What can they tell us? In K. R. Harris, S. Graham, & T. Urdan (Eds.), *APA Educational Psychology Handbook: Vol. 2. Individual differences and cultural and contextual factors* (pp. 471–499). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/13274-019>
- Foschi, L. C. (2025). What drives teachers’ intention to integrate digital technologies? Positioning value beliefs about technology within the Technology Acceptance Model. *Italian Journal of Educational Research*, 35, 136–153. <https://doi.org/10.7346/sird-022025-p136>
- Giganti, M. (2025). *La valutazione formativa: risorsa per l'apprendimento. Cosa ci ha insegnato l'emergenza?* FrancoAngeli.
- Henseler, J., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43, 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Kong, S. C., Yang Y., & Hou, C. (2024). Examining teachers’ behavioural intention of using generative artificial intelligence tools for teaching and learning based on the extended technology acceptance model. *Computer & Education: Artificial Intelligence*, 7, 100328. <https://doi.org/10.1016/j.caeai.2024.100328>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Perla, L. (2010). *Didattica dell'implicito: ciò che l'insegnante non sa*. La Scuola.
- R Core Team. (2023). *R: A language and environment for statistical computing* (Version 4.3) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. <https://cran.r-project.org>
- Richardson, V., & Placier, P. (2002). Teacher Change. In V. Richardson (Ed.), *Handbook of Research on Teaching* (4th ed., pp. 905–947). American Educational Research Association.
- Vannini, I. (2012). *Come cambia la cultura degli insegnanti*. FrancoAngeli.
- Venkatesh, V., & Davis, F. D. (2000). A theoretical extension of the technology acceptance model: Four longitudinal field studies. *Management Science*, 46(2), 186–204.