

Construction, factor structure and reliability of an instrument to investigate teachers' perceptions and attitudes towards the use of digital technologies in teaching

Costruzione, struttura fattoriale e attendibilità di uno strumento per indagare le percezioni e l'atteggiamento degli insegnanti verso l'uso delle tecnologie digitali nella didattica

Laura Carlotta Foschi

University of Padua, Department of Philosophy, Sociology, Education and Applied Psychology, Padua (Italy)

OPEN ACCESS

Double blind peer review

Citation: Foschi, L.C. (2022). Construction, factor structure and reliability of an instrument to investigate teachers' perceptions and attitudes towards the use of digital technologies in teaching. *Italian Journal of Educational Research*, 29, 62-75. <https://doi.org/10.7346/sird-022022-p62>

Corresponding Author: Laura Carlotta Foschi
Email: lauracoschi@gmail.com

Copyright: © 2022 Author(s). This is an open access, peer-reviewed article published by Pensa Multimedia and distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited. IJEDuR is the official journal of Italian Society of Educational Research (www.sird.it).

Received: July 4, 2022

Accepted: October 10, 2022

Published: December 20, 2022

Pensa MultiMedia / ISSN 2038-9744
<https://doi.org/10.7346/sird-022022-p62>

Abstract

The paper presents the process of constructing and examining the factor structure and reliability of an instrument ("TECNOINS") to investigate in-service teachers' perceptions and attitudes towards the use of digital technologies in teaching. The exploration of the factor structure - in a sample of 165 primary and secondary school teachers - yielded three factors corresponding to the three theoretical constructs considered within the Technology Acceptance Model: attitude, perceived usefulness and perceived ease of use. In addition, each factor demonstrated reliability estimates in the acceptable to good range of internal consistency and showed adherence to the theoretical constructs. Although some psychometric characteristics remain to be assessed, the instrument "TECNOINS" can represent a valuable research tool for monitoring and evaluating initial and continuous teacher education and training, Action-Research or Training-Research, as well as teaching-technological innovation practices in the school context.

Keywords: Information and Communication Technology; Educational Technology; Technology Acceptance Model; In-service teachers; Scale development.

Abstract

L'articolo presenta il processo di costruzione e di analisi della struttura fattoriale e dell'attendibilità di uno strumento ("TECNOINS") atto a indagare le percezioni e l'atteggiamento degli insegnanti in servizio nei confronti dell'uso delle tecnologie digitali nella didattica. L'esplorazione della struttura fattoriale - in un campione di 165 insegnanti di scuola Primaria e Secondaria di primo e secondo grado - ha rilevato tre fattori aderenti ai tre costrutti teorici considerati nell'ambito del Modello di Accettazione della Tecnologia: atteggiamento, utilità percepita e facilità d'uso percepita. Ciascun fattore ha dimostrato un'adeguata attendibilità in termini di coerenza interna e mostrato aderenza ai costrutti teorici. Per quanto alcune caratteristiche psicometriche restino ancora da valutare, TECNOINS può rappresentare un utile strumento di ricerca nell'ambito di processi di monitoraggio e valutazione relativi a percorsi di formazione iniziale e continua, esperienze di Ricerca-Azione o Ricerca-Formazione, pratiche di innovazione didattica-tecnologica implementate in contesti scolastici.

Parole chiave: Tecnologie dell'Informazione e della Comunicazione; Tecnologie didattiche; Modello di Accettazione della Tecnologia; Insegnanti in servizio; Costruzione di scale.

1. Introduzione

Gli organismi internazionali, alla luce dello sviluppo delle Tecnologie dell'Informazione e della Comunicazione (TIC), rilevano come sia sempre più necessario che i sistemi educativi siano in grado di integrarne i processi di conoscenza all'interno delle proprie pratiche formative (OCSE, 2015; Consiglio Europeo, 2017b; Commissione Europea, 2018). Per quanto concerne l'Unione Europea, per esempio, ogni paese ha inserito – almeno nominalmente e alla luce della Raccomandazione del 2006 (Parlamento Europeo e Consiglio, 2006) – tra le competenze chiave che tutti gli insegnanti dovrebbero possedere quella digitale (Consiglio Europeo, 2014; Punie & Redecker, 2017). Analogamente, aiutare gli studenti a diventare cittadini digitalmente alfabetizzati che possono affrontare le complessità e le dinamiche delle società odierne è divenuto oggi uno degli obiettivi dell'istruzione (Fraillon et al., 2014; Consiglio Europeo, 2017a; Commissione Europea, 2018, 2020). Inoltre, i sistemi educativi di tutto il mondo, e in particolare quelli europei, stanno includendo le competenze digitali nei curricula e nelle valutazioni (Beller, 2013; Flórez et al., 2017). D'altra parte, gli insegnanti stessi esprimono un elevato fabbisogno in termini di competenze nell'uso didattico delle TIC (OCSE, 2019)¹. Ciononostante, l'accettazione e l'uso delle TIC continuano a essere problematici (Straub, 2009; Berrett, Murphy & Sullivan, 2012). Conseguire questi obiettivi richiede infatti un significativo ripensamento delle pratiche educative. La letteratura ha messo in luce come l'integrazione delle TIC nelle attività di insegnamento e apprendimento sia un processo complesso e come, di conseguenza, la portata delle applicazioni tecnologiche nelle scuole sia ancora estremamente varia e spesso inadeguata (Ertmer, 2005; Bishop & Spector, 2014; Fraillon et al., 2014).

La ricerca si è a lungo interrogata sull'integrazione della tecnologia nei contesti educativi proponendo una molteplicità di quadri teorici. Alcuni di questi analizzano le variabili che influenzano l'uso delle TIC da parte degli insegnanti e consentono non solo di spiegarne i comportamenti, ma anche di prevederli e cambiarli (George & Sanders, 2017). Tra questi si annoverano per esempio la Teoria Unificata dell'Accettazione e dell'Uso della Tecnologia (Unified Theory of Acceptance and Use of Technology - UTAUT; Venkatesh, Morris, Davis & Davis, 2003) e il Modello di Accettazione della Tecnologia (Technology Acceptance Model - TAM; Davis, 1985; Davis, Bagozzi & Warshaw, 1989)². Il TAM rappresenta uno dei modelli più comunemente usati per descrivere le intenzioni d'uso e l'uso effettivo della tecnologia in virtù della sua trasferibilità a contesti e campioni diversi, della sua capacità di spiegare la varianza nell'uso o nell'intenzione di utilizzare la tecnologia, nonché del suo essere facilmente descritto tramite modelli di equazioni strutturali (King & He, 2006; Hsiao & Yang, 2011; Maranguni & Granić, 2015). Per quanto riguarda l'adozione della tecnologia da parte gli insegnanti, il TAM si è dimostrato ugualmente rilevante per diversi sottogruppi, tra cui gli insegnanti in servizio e quelli *pre-service*, così come per i diversi gradi scolari e paesi (Nair & Das, 2011).

In questo contributo, dopo un iniziale inquadramento teorico del TAM, viene presentato il processo di costruzione e di analisi delle proprietà psicometriche di uno strumento per la rilevazione delle percezioni e dell'atteggiamento degli insegnanti nei confronti dell'uso delle tecnologie digitali nella didattica. Si tratta di un primo studio, effettuato su un campione di insegnanti di scuola Primaria e Secondaria di primo e secondo grado, volto a indagare la struttura fattoriale e l'attendibilità dello strumento.

2. Il Modello di Accettazione della Tecnologia

Il TAM è stato proposto per la prima volta da Davis (1985) e sviluppato a partire dalla Teoria dell'Azione Ragionata (Theory of Reasoned Action - TRA; Ajzen & Fishbein, 1980; Fishbein & Ajzen, 1975; Davis et al., 1989;). Il modello comprende variabili centrali che spiegano direttamente o indirettamente le variabili di risultato, così come considera variabili esterne che rappresentano le capacità personali accanto ai fattori contestuali (Schepers & Wetzels, 2007). Nello specifico, le variabili centrali sono l'utilità percepita,

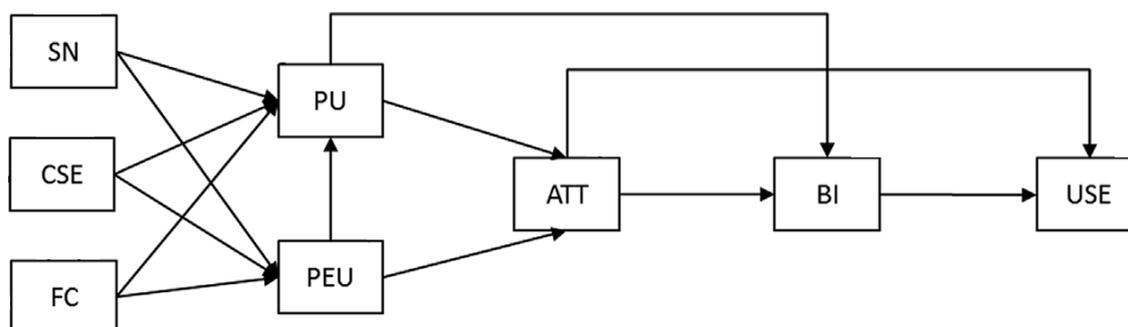
1 Questo bisogno è espresso in particolar modo dagli insegnanti italiani (si veda Tab. I.5.21, TALIS 2018 Database: doi.org/10.1787/888933933102; Foschi, 2021).

2 Questi sono solo due esempi dei modelli e delle teorie di accettazione e adozione della tecnologia presenti in letteratura. Per una panoramica completa si veda Taherdoost (2018).

la facilità d'uso percepita e gli atteggiamenti nei confronti della tecnologia, mentre le variabili di risultato sono le intenzioni comportamentali e l'uso della tecnologia (Maranguni & Grani, 2015). Tra le più importanti variabili esterne si annoverano invece le norme soggettive, l'autoefficacia e le condizioni facilitanti, le quali sono significativamente correlate alle variabili centrali, anche se in misura diversa (e.g., Schepers & Wetzels, 200; Abdullah & Ward, 2016; Baydas & Goktas, 2017).

Concetti chiave del TAM. Nel TAM, l'utilità percepita (Perceived usefulness - PU) e la facilità d'uso percepita (Perceived ease of use - PEU) si riferiscono ai gradi in cui una persona ritiene che utilizzare la tecnologia migliorerebbe la sua prestazione lavorativa (PU) e sarebbe privo di sforzo (PEU) (Davis, 1989). Le due percezioni si collegano direttamente a un'altra variabile centrale del TAM: gli atteggiamenti nei confronti della tecnologia (Attitudes toward technology - ATT). Questi si riferiscono alla valutazione della tecnologia o dello specifico comportamento associato all'uso della tecnologia da parte di una persona (Zhang, Aikman & Sun, 2008). Il TAM considera poi, come variabili di risultato, l'intenzione comportamentale (Behavioral intentions - BI) e l'uso della tecnologia (Technology use - USE). Ispirata alla TRA, la prima si riferisce al comportamento pianificato, i.e. all'intenzione di una persona di usare la tecnologia, mentre la seconda si riferisce al comportamento osservabile, i.e. all'uso effettivo della tecnologia da parte di una persona (Scherer, Siddiq & Tondeur, 2019). Infine, le variabili esterne del TAM comprendono le norme soggettive (Subjective norms - SN), l'autoefficacia (Computer self-efficacy - CSE) e le condizioni facilitanti (Facilitating conditions - FC). La SN si riferisce alla percezione di una persona riguardo al fatto che le persone per lui/lei importanti pensano che dovrebbe o meno mettere in atto il comportamento in questione (Fishbein & Ajzen, 1975), i.e. alle percezioni di quanto gli altri significativi considerino importante l'uso della tecnologia (Taylor & Todd, 1995a). La CSE si riferisce al grado in cui una persona ritiene di poter svolgere uno specifico compito utilizzando la tecnologia (Compeau & Higgins, 1995), i.e. alle percezioni della propria capacità di padroneggiare i compiti legati al computer o alla tecnologia, di utilizzare efficacemente i dispositivi informatici (Taylor & Todd, 1995a). Le FC, infine, si riferiscono al grado in cui una persona ritiene che esistano risorse organizzative e tecniche per supportare l'uso della tecnologia (Venkatesh et al., 2003); i.e. alle percezioni del supporto organizzativo per l'uso della tecnologia in termini di risorse e strutture organizzative e di supporto (Taylor & Todd, 1995a).

Relazioni all'interno del TAM. Diversi studi, rassegne e meta-analisi hanno indagato le relazioni che intercorrono tra le diverse variabili del TAM nei contesti di insegnamento e apprendimento, così da poter approfondire i meccanismi alla base dell'accettazione e dell'adozione della tecnologia da parte degli insegnanti ed evincerne aspetti rilevanti per la formazione e lo sviluppo professionale continuo (Continuous Professional Development - CPD). In particolare, la recente meta-analisi di Scherer e colleghi (2019) ha sintetizzato i risultati esistenti sull'accettazione della tecnologia da parte degli insegnanti e definito il modello e le relazioni mostrati in Figura 1. Di seguito verranno descritte unicamente le relazioni intercorrenti tra le variabili considerate nell'ambito dello strumento oggetto di questo contributo, i.e. le variabili centrali. Per approfondire il ruolo e gli effetti delle altre variabili si rimanda all'articolo di Scherer e colleghi (2019).



Note. Adattata da: Scherer et al., 2019 (p. 16).
Figura 1: Il Modello di Accettazione della Tecnologia

Il ruolo dell'utilità percepita e della facilità d'uso percepita. Per quanto concerne la PU e la PEU, i risultati della meta-analisi hanno messo in luce che la PU, accanto alla PEU, predice significativamente le BI per il tramite degli ATT verso la tecnologia, il cui ruolo è paragonabile a quello di un mediatore (Taylor &

Todd, 1995a). Questo risultato ha sottolineato e confermato l'importanza delle percezioni degli insegnanti e degli atteggiamenti per le loro intenzioni: più elevato è il grado di percezione dell'utilità e della facilità d'uso, maggiore sarà la predisposizione a utilizzare la tecnologia; al contrario, minori sono e maggiore sarà la difficoltà ad accettare e adottare le tecnologie (Venkatesh et al., 2003). La meta-analisi ha inoltre messo in luce come gli effetti sulla BI siano molto più profondi per la PU che non per la PEU. È stato infatti riscontrato, accanto all'effetto indiretto, anche un effetto diretto tra PU e BI. La PU sembra quindi essere un fattore critico delle intenzioni degli insegnanti (Scherer, Siddiq & Teo, 2015).

Il ruolo degli atteggiamenti. Accanto all'effetto indiretto degli ATT sull'USE per il tramite delle BI, gli autori hanno riscontrato anche un loro effetto diretto. Questo risultato ha nuovamente attestato la rilevanza degli atteggiamenti per il comportamento d'uso. È stato infatti messo in luce ripetutamente come esista un forte rapporto tra gli atteggiamenti relativi alle tecnologie e il loro uso nel campo dell'istruzione (e.g., van Braak, 2001; Nistor & Heymann, 2010; Scherer, Tondeur, Siddiq & Baran, 2018) e che un atteggiamento positivo verso le tecnologie gioca un ruolo cruciale rispetto all'efficace integrazione delle tecnologie stesse (Voogt et al., 2011).

3. Lo studio

Lo strumento oggetto del presente contributo è stato messo a punto nell'ambito delle attività di formazione concernenti l'innovazione didattica condotte dalla ricercatrice con insegnanti di scuola Primaria e Secondaria di primo e secondo grado. In particolare, s'intendeva disporre di uno strumento che consentisse di valutare, sulla base del quadro teorico delineato, le percezioni e l'atteggiamento degli insegnanti relativamente all'uso delle tecnologie digitali nella didattica prima e dopo le attività di formazione, sia per orientare queste ultime sia per analizzare eventuali cambiamenti.

A tal fine, come di seguito descritto, in primis sono stati esaminati gli strumenti presenti in letteratura atti a rilevare la facilità d'uso percepita, l'utilità percepita e l'atteggiamento. Al termine, si è reputato opportuno procedere con la costruzione di uno strumento ex novo per indagare negli insegnanti in servizio le tre variabili d'interesse – PEU, PU e ATT – relativamente all'uso delle tecnologie digitali nella didattica. Lo strumento messo a punto è stato oggetto di uno studio volto ad analizzarne, in un campione di insegnanti italiani di diverso grado scolastico, la struttura fattoriale e l'attendibilità. Si è trattato, in particolare, di una *scale development research* che ha previsto l'utilizzo dell'analisi fattoriale per rispondere alle seguenti domande: Quanti fattori o costrutti o dimensioni (i.e., variabili latenti) sono alla base dell'insieme di item o, nel caso specifico qui considerato (si veda il paragrafo 3.2 Strumento), di coppie di aggettivi (i.e., indicatori o variabili osservate)? Quali sono le caratteristiche che definiscono i fattori o i costrutti alla base dell'insieme di item (Tabachnick & Fidell, 2001)? L'analisi fattoriale è infatti una tecnica utilizzata per identificare o confermare un numero ridotto di fattori o costrutti latenti a partire da un numero elevato di variabili osservate (Kahn, 2006; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010). Nello specifico, si è scelto di procedere utilizzando l'analisi fattoriale esplorativa (AFE) rispetto all'analisi fattoriale confermativa (AFC). La differenza sostanziale tra l'AFE e l'AFC risiede nel fatto che la prima, diversamente dalla seconda, non presuppone una conoscenza preliminare delle relazioni attese tra variabili osservate e variabili latenti e quindi non testa esplicitamente e in modo formale ipotesi a priori sulla struttura dei dati, bensì vuole determinare tramite i risultati empirici dell'analisi il numero di fattori da considerare (Kahn, 2006; Hair et al., 2010; Chiorri, 2011). Viceversa, l'AFC permette la verifica formale di ipotesi sulla struttura fattoriale e sui suoi parametri presupponendo una teoria o delle aspettative sulla struttura dei dati e, in particolare, sul numero dei fattori attesi, su quali variabili osservate sono considerate indicatori dei fattori attesi e se i fattori sono correlati o non correlati (Kahn, 2006; Hair et al., 2010; Ingoglia, 2013). In generale, sebbene sia possibile eseguire un'AFC per confermare un insieme di item *theoretically driven* senza aver prima condotto uno studio di AFE, solitamente l'AFC viene utilizzata dopo che uno strumento è già stato valutato tramite l'AFE al fine di sapere se la struttura fattoriale individuata da quest'ultima si adatta ai dati di un nuovo campione (Kahn, 2006). Inoltre, come affermato da Byrne (2013, p. 113), “the application of CFA³

3 Confirmatory Factor Analysis, i.e. AFC.

procedures to assessment instruments that are still in the initial stages of development represents a serious misuse of this analytic strategy”. Diversi studiosi sostengono infatti che, indipendentemente da quanto si ritenga che la formulazione degli item abbia riprodotto le variabili latenti teorizzate, la valutazione iniziale di uno strumento debba comportare la valutazione empirica della struttura fattoriale sottostante tramite l’AFE e successivamente⁴, con un campione diverso rispetto a quello dell’AFE, uno studio in cui verrà eseguita l’AFC (Kahn, 2006; Chiorri, 2011; Byrne, 2013). Per questi motivi, e in previsione di uno studio futuro che prevedrà – sulla base dei risultati del presente studio – l’impiego dell’AFC – si è proceduto con l’AFE come descritto nel paragrafo 3.3 Metodo.

3.1 Analisi degli strumenti esistenti

L’esame della letteratura è stato finalizzato a individuare gli strumenti disponibili atti a rilevare le tre variabili d’interesse: PEU, PU e ATT. I più significativi emersi sono stati quelli messi a punto da (in ordine cronologico): Davis (1989), Taylor e Todd (1995a), Venkatesh e colleghi (2003), Teo e colleghi (2011). Lo strumento messo a punto da Davis (1989), il cui background teorico è il TAM, valuta due delle tre le variabili d’interesse: PEU e PU. Lo strumento sviluppato da Taylor e Todd (1995a), tenendo in considerazione sia il TAM (Davis, 1989; Davis et al., 1989) che le due varianti della Teoria del comportamento pianificato (Theory of Planned Behavior, TPB), i.e. la TPB (Ajzen, 1985, 1991) e la Teoria articolata del comportamento pianificato (Decomposed Theory of Planned Behavior, DTPB) proposta da loro stessi, considera invece, inter alia, tutte e tre le variabili d’interesse: PEU, PU e ATT. In particolare, gli item relativi ai primi due costrutti (da loro definiti *Ease of Use* e *Perceived Usefulness*) sono basati sulle scale sviluppate da Moore e Benbasat (1991) e Davis (1989), mentre quelli relativi all’ATT (da loro definito *Attitude*) sono stati definiti sulla base delle procedure suggerite da Ajzen e Fishbein (1980) e Ajzen (1985, 1991). Anche lo strumento di Venkatesh e colleghi (2003), la cui teoria di riferimento è la UTAUT, considera, inter alia, tutte e tre le variabili d’interesse. Il costrutto UTAUT “Effort expectancy” è infatti sovrapponibile alla PEU del TAM: è definito come il grado di facilità associato all’uso del sistema/strumento tecnologico e gli item della relativa sottoscala sono stati adattati principalmente dalla *Perceived Ease of Use Scale* di Davis (1989) e sono a essa sovrapponibili. Allo stesso modo, i costrutti della UTAUT “Performance expectancy” e “Attitude toward using technology” sono sovrapponibili rispettivamente ai costrutti PU e ATT del TAM. La sottoscala relativa al primo costrutto infatti misura il grado in cui una persona ritiene che utilizzare un particolare strumento/sistema migliori la propria prestazione lavorativa e gli item di questa sottoscala sono stati adattati principalmente dalla *Perceived Usefulness Scale* e di Davis (1989), risultando a essa sovrapponibili. L’atteggiamento verso l’uso della tecnologia è definito come la reazione affettiva complessiva di una persona all’uso di uno strumento/sistema e gli item della rispettiva sottoscala sono tratti o adattati da quelli relativi ai costrutti di *Attitude Toward Behavior* (Fishbein & Ajzen, 1975; Davis et al., 1989; Taylor & Todd, 1995a, 1995b), *Affect Toward Use* (Thompson, Higgins & Howell, 1991) e *Affect* (Compeau & Higgins, 1995; Compeau, Higgins & Huff, 1999). Infine, lo strumento di Teo e colleghi (2011), il cui modello di riferimento è il TAM, considera, oltre alla *Intention to use*, tutte e tre le variabili d’interesse: PEU, PU e ATT. Gli item per valutare i primi due costrutti, come indicato dai ricercatori (Teo, 2009), sono stati tratti o adattati da quelli di Davis (1989), mentre quelli relativi al costrutto “Attitudes toward computer use” dai lavori di Compeau e Higgins (1995) e Thompson e colleghi (1991).

Una volta esaminati i diversi strumenti, si è reputato opportuno procedere con la costruzione di uno strumento ex novo. Gli strumenti analizzati non erano infatti idonei allo scopo prefissato. Nessuno era stato concepito e validato per gli insegnanti in servizio: gli strumenti di Davis e di Venkatesh erano principalmente concepiti per l’ambito aziendale, quello di Taylor e Todd per studenti di ambito economico, mentre quello Teo e colleghi per insegnanti *pre-service*. Nessuno considerava le tecnologie digitali in generale, viceversa gli strumenti erano relativi a uno specifico sistema/strumento tecnologico o software, alcuni dei quali peraltro obsoleti o poco significativi, e.g. i fogli di calcolo o la posta elettronica. L’obiettivo era

4 O contemporaneamente se si dispone di un campione sufficientemente ampio tale per cui è possibile suddividerlo in due sottocampioni casuali, uno da destinare all’AFE e uno all’AFC (cross-validation; Browne, 2000).

infatti quello di indagare la PEU, la PU e l'ATT verso le tecnologie digitali in generale e non verso specifici strumenti, che tra l'altro al momento iniziale della formazione non possono nemmeno essere definiti. Infine, anche altri due questionari attinenti al contesto specifico degli insegnanti in servizio, i.e. Shiue (2007) e Gilbert (2015), non sono stati ritenuti idonei perché rivolti a discipline e gradi scolari specifici: il primo a scienze nella scuola secondaria e il secondo a musica nella primaria.

In definitiva, si è reputato opportuno procedere con la costruzione di uno strumento ex novo adottando l'approccio alla misurazione del Differenziale Semantico (Osgood, Suci, & Tannenbaum, 1957). Quest'ultimo è infatti principalmente impiegato nella valutazione degli atteggiamenti e consente di quantificare l'aspetto connotativo del significato attribuito a uno stimolo o a un concetto senza porre domande dirette (Maggino & Mola, 2007)⁵.

3.2 Strumento

Lo strumento messo a punto - in seguito denominato "TECNOINS" - consisteva in un differenziale semantico composto originariamente da 15 coppie di aggettivi di significato opposto, di cui 8 *reverse*. Le coppie di aggettivi sono state formulate considerando le variabili centrali del TAM - i.e. atteggiamenti nei confronti della tecnologia, facilità d'uso percepita e utilità percepita dagli insegnanti - contestualizzate all'uso delle tecnologie digitali nella didattica (5 coppie per costrutto). Lo strumento finale, successivo allo studio presentato di seguito, si compone invece di 10 coppie di aggettivi (Figura 2), di cui 4 *reverse*. Nell'essere proposte agli insegnanti, le coppie di aggettivi erano introdotte da "Di seguito sono riportate coppie di aggettivi di significato opposto. Pensando all'uso delle tecnologie digitali nella didattica, per favore selezioni il pallino più o meno vicino all'aggettivo che meglio corrisponde alla sua opinione". Si riferivano al concetto "Penso che usare le tecnologie digitali nella didattica sia". Prevedevano una scala di *rating* a 5 posizioni, con indicazione numerica delle posizioni dal valore minimo in corrispondenza dell'aggettivo a sinistra al valore massimo in corrispondenza dell'aggettivo a destra, così definite: 1 = Molto vicino all'aggettivo di sinistra, 2 = Abbastanza vicino all'aggettivo di sinistra, 3 = Posizione neutrale, 4 = Abbastanza vicino all'aggettivo di destra, 5 = Molto vicino all'aggettivo di destra.

Penso che usare le tecnologie digitali nella didattica sia:

Spiacevole	1	2	3	4	5	Piacevole
	<input type="radio"/>					
Agevole	1	2	3	4	5	Impegnativo
	<input type="radio"/>					
Gradevole	1	2	3	4	5	Sgradevole
	<input type="radio"/>					
Difficile	1	2	3	4	5	Facile
	<input type="radio"/>					
Inefficace	1	2	3	4	5	Efficace
	<input type="radio"/>					
Divertente	1	2	3	4	5	Triste
	<input type="radio"/>					
Svantaggioso	1	2	3	4	5	Vantaggioso
	<input type="radio"/>					
Noioso	1	2	3	4	5	Interessante
	<input type="radio"/>					
Semplice	1	2	3	4	5	Complicato
	<input type="radio"/>					
Insignificante	1	2	3	4	5	Importante
	<input type="radio"/>					

Figura 2: Strumento "TECNOINS"

5 Un differenziale semantico è costituito da una serie di scale/dimensioni, ciascuna delle quali è composta da una coppia di aggettivi bipolari tra i quali è collocata una scala di *rating*. La valutazione che viene fatta dell'oggetto per ciascuna scala è individuata dalla posizione dell'oggetto rispetto all'origine ed espressa in termini di: intensità (distanza dall'origine) e qualità (direzione negativa o positiva) (Maggino & Mola, 2007).

3.3 Metodo

3.3.1 Procedura

I dati nell'ambito dello studio sono stati raccolti mediante un'indagine online proposta tramite Google Moduli a insegnanti di diverse scuole coinvolti in attività di formazione concernenti l'innovazione didattica. Oltre ai dati relativi allo strumento oggetto del presente contributo, l'indagine ha permesso di raccogliere informazioni anagrafiche (età, genere) e professionali (anni di insegnamento, grado scolastico prevalente, disciplina/e insegnata/e), nonché sulla competenza auto-valutata relativamente ad attività didattiche che prevedevano l'uso di tecnologie digitali e sugli interessi per gli argomenti da affrontare durante la formazione. Sui dati raccolti sono state svolte analisi di tipo descrittivo e fattoriale, come di seguito delineato.

3.3.2 Partecipanti

Allo studio hanno partecipato 165 insegnanti. In termini di grado scolastico prevalente, 46 (27.9%) erano insegnanti di scuola primaria, 54 (32.7%) di secondaria di primo grado e 65 (39.4%) di secondo grado. La loro età variava da 23 a 64 ($M = 41.5$; $DS = 11.5$), mentre gli anni di insegnamento variavano da 0 a 39 ($M = 14.6$; $SD = 11.9$). Le discipline degli insegnanti erano (in ordine decrescente): Lettere o Italiano (29 insegnanti di cui 5 in aggiunta a Storia); Matematica (27 insegnanti, di cui 10 in aggiunta a Scienze e 4 a Fisica); Tedesco (13); Inglese (11); Insegnamento della religione cattolica (IRC, 10); Sostegno (8); Scienze motorie e sportive o Educazione fisica (6); Informatica e Tecnologia (5, di cui 2 Informatica, 1 Tecnologia e 2 entrambe); Diritto ed Economia (4); Filosofia e Scienze Umane (3); Arte e immagine o Storia dell'arte (3); Economia aziendale (3); Progettazione costruzioni impianti e/o Topografia (3); Geografia (2); Musica (2); Spagnolo (2); Teoria della comunicazione (2); Francese (1); Scienze (1); Laboratori (1). I restanti 29 insegnanti hanno indicato discipline multiple, e.g. "Matematica, Scienze, Musica, Educazione fisica" o "Italiano, Matematica, Storia, Arte e immagine, Geografia".

In base all'approccio relativo al rapporto 10:1 tale per cui il numero di partecipanti necessari per condurre un'AFE dovrebbe corrispondere al numero di item moltiplicato per dieci (Kunce, Cook & Miller, 1975; Marascuilo & Levin, 1983; Nunnally & Bernstein, 1994), è stato previsto che il numero minimo di insegnanti da coinvolgere nello studio avrebbe dovuto essere 150; il numero di insegnanti effettivamente coinvolti è pertanto appropriato. Quest'ultimo risulta a maggior ragione adeguato anche considerando indicazioni più specifiche che individuano nella comunalità degli item e nel rapporto tra numero di item e numero di fattori i parametri chiave per stabilire il numero ottimale di partecipanti (e.g., MacCallum, Widaman, Zhang, & Hong, 1999; MacCallum, Widaman, Preacher, & Hong, 2001; Hogarty, Hines, Kromrey, Ferron, & Mumford, 2005). Considerando nella fattispecie i dati qui analizzati – in particolare relativi allo strumento originario, i.e. quello composto da 15 coppie di aggettivi –, poiché le comunalità iniziali erano tutte comprese in una gamma non troppo ampia attorno a .50 (di cui 12 con comunalità alte, $\geq .60$), stando alle indicazioni sarebbero stati necessari un minimo di 100-200 partecipanti.

3.3.3 Analisi dei dati

Le analisi dei dati sono state condotte con i software SPSS e jamovi⁶: SPSS è stato utilizzato per condurre le analisi di seguito messe in luce a eccezione della *parallel analysis* e dello *scree-test*, per i quali è stato usato jamovi. In primis, si è proceduto ricodificando le risposte delle coppie di aggettivi *reverse*, in modo tale che fossero orientate nella direzione della dimensione, i.e. che a punteggi alti nella risposta corrispondesse un alto livello nella dimensione. Per valutare poi la fattorizzabilità dei dati, o più precisamente della matrice di correlazione⁷, e quindi la possibilità di procedere con l'AFE, sono stati impiegati il test di sfericità di Bartlett (Bartlett, 1950, 1954), che doveva produrre un valore *pseudo chi-quadrato* statisticamente significativo, e la statistica Kaiser-Meyer-Olkin (KMO, i.e. misura di adeguatezza campionaria) (Kaiser, 1970, 1974), che doveva essere superiore a un minimo di .50.

Una volta verificato che la matrice di correlazione dei dati fosse fattorizzabile, questa è stata sottoposta

6 The jamovi project (2021). jamovi. (Version 1.6) [Computer Software]. Retrieved from www.jamovi.org

7 Nello specifico si è utilizzata una matrice di correlazione di Pearson in quanto asimmetria e curtosi di ciascuna variabile (i.e., coppia di aggettivi) non erano elevate (Curran, West, & Finch, 1996), bensì per tutte, a eccezione della curtosi della coppia "Spiacevole/Piacevole" (1.19), comprese nella gamma [-1; +1] (Chiorri, 2011).

all'AFE. L'analisi dei fattori comuni è stata scelta rispetto all'analisi delle componenti principali poiché l'intento era quello di identificare una struttura fattoriale latente (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999). Il metodo di estrazione dei fattori impiegato è stato quello della fattorizzazione dell'asse principale in quanto non comporta assunzioni distributive e aumenta la probabilità che tutti i principali fattori comuni vengano recuperati (Briggs & MacCallum, 2003). La regola degli "autovalori maggiori di 1" o criterio di Kaiser-Guttman (Kaiser, 1970; Guttman, 1954), la *parallel analysis* (Horn, 1965) e lo *scree-test* (Cattell, 1966) sono stati utilizzati per determinare il numero appropriato di fattori da estrarre. In virtù della natura dei costrutti, si è assunto che i fattori sarebbero stati correlati ed è stata impiegata pertanto una rotazione obliqua (Child, 2006), nello specifico obliqua diretta (Jennrich & Sampson, 1966).

I criteri per determinare l'adeguatezza della soluzione dell'analisi fattoriale sono stati stabiliti a priori. I coefficienti, i.e. le saturazioni, della matrice pattern considerati sostanziali sono stati quelli $\geq |.30|$ (Hair et al., 2010; Bandalos & Gerstner, 2016). Per rispettare il principio della struttura semplice (Thurstone, 1947) – o più precisamente di *approximate simple structure* (McDonald, 1985) – tale per cui ogni fattore dovrebbe essere saturato in modo sostanziale da diverse variabili e la matrice delle saturazioni ideale dovrebbe presentare un sola saturazione sostanziale per ogni variabile osservata e saturazioni secondarie minime (Thurstone, 1947; Marsh et al., 2009; Brown, 2015) le variabili che saturavano in modo simile su più di un fattore o non saturavano su nessuno sono state eliminate. Inoltre, per considerare la soluzione dell'analisi fattoriale adeguata, sono stati considerati anche i seguenti criteri: (a) ogni fattore doveva essere saturato in modo sostanziale almeno da almeno tre variabili; (b) ogni fattore doveva dimostrare un'attendibilità in termini di coerenza interna con α di Cronbach (Cronbach, 1951) $\geq .70$; (c) tutti i fattori dovevano essere teoricamente significativi-concettualmente interpretabili, così come le variabili che saturavano sullo stesso fattore dovevano condividere lo stesso significato teorico mentre le variabili che saturavano su fattori diversi dovevano far riferimento a costrutti concettualmente diversi (Hair et al., 2010; Chiorri, 2011; Bandalos & Gerstner, 2016).

4. Risultati

Per i 165 insegnanti rispondenti non ci sono state risposte mancanti. Il risultato, i.e. la significatività, del test di sfericità di Bartlett ($pseudo \chi^2 = 1634$, $df = 105$, $p < .001$) ha permesso di respingere l'ipotesi nulla che la matrice di correlazione sia una matrice identità e la misura di adeguatezza campionaria KMO (.87⁸) è risultata *meritorious* sulla base delle linee guida di Kaiser (1974). Entrambi i risultati hanno denotato la fattorizzabilità della matrice di correlazione dei dati e quindi la possibilità di procedere con l'AFE. Quest'ultima è stata condotta utilizzando, sulla matrice di correlazione, il metodo di estrazione della fattorizzazione dell'asse principale e la rotazione obliqua obliqua (delta = 0). Il criterio di Kaiser-Guttman, la *parallel analysis* e lo *scree-test* hanno suggerito di mantenere tre fattori e lo stesso indicava la teoria di riferimento. È stata pertanto esaminata questa prima soluzione a tre fattori, che ha determinato l'eliminazione di 5 variabili in quanto non saturavano sostanzialmente su un unico fattore.

Sulla matrice di correlazione delle restanti 10 variabili (test di Bartlett $pseudo \chi^2 = 889$, $df = 45$, $p < .001$; KMO = .81⁹) è stata quindi condotta una seconda AFE, sempre utilizzando il metodo di estrazione della fattorizzazione dell'asse principale e la rotazione obliqua. Questa ha prodotto una soluzione a tre fattori sia sulla base del criterio di Kaiser-Guttman, che della *parallel analysis* e dello *scree-test*. È stata pertanto esaminata questa seconda soluzione a tre fattori, che si è rivelata adeguata. Ogni fattore è risultato saturato in modo sostanziale da quattro o tre variabili (si veda Tabella 1) coerenti con la teoria di riferimento. In particolare, il fattore 1, denominato "Atteggiamento", includeva quattro coppie di aggettivi con saturazioni comprese tra .67 e .87, il fattore 2, "Facilità d'uso percepita", includeva tre coppie di aggettivi con saturazioni tra .42 e .88 e il fattore 3, "Utilità percepita", includeva tre coppie di aggettivi con saturazioni comprese tra .68 e .90 (Tabella 1). I tre fattori spiegavano rispettivamente il 44.96%, 19.15% e 10.05% di varianza e, complessivamente, la soluzione a tre fattori spiegava il 74.16% di varianza contenuta

8 KMO univariati tutti $\geq .61$.

9 KMO univariati tutti $\geq .57$.

nella matrice di correlazione. Il coefficiente alpha di Cronbach era .88 (95% CI = .85 - .91) per la dimensione “Atteggiamento”, .72 (95% CI = .63 - .79) per “Facilità d’uso percepita” e .87 (95% CI = .84 - .90) per “Utilità percepita”. Questi valori, in base alle linee guida proposte da George e Mallery (2003), testimoniano una buona (*good*) coerenza interna relativamente ad “Atteggiamento” e “Utilità percepita” e adeguata (*acceptable*) per quanto concerne “Facilità d’uso percepita”. Infine, la correlazione ($r = .318$) tra i fattori “Atteggiamento” e “Facilità d’uso percepita” suggerisce, in base alle linee guida di Cohen (1988), una relazione positiva moderata, quella tra “Atteggiamento” e “Utilità percepita” positiva forte ($r = .617$) e quella tra “Facilità d’uso percepita” e “Utilità percepita” positiva debole ($r = .101$). Queste ultime hanno prodotto coefficienti *pattern* e *structure* tra loro dissimili, come mostrato in Tabella 1.

In conclusione, alla luce di questi risultati, la soluzione a tre fattori mostrata in Tabella 1 è stata accettata come la rappresentazione strutturale più adeguata dello strumento “TECNOINS” con gli insegnanti considerati.

	Statistiche descrittive				Matrice structure			Matrice pattern			h^2
					Fattori			Fattori			
	M	DS	SK	K	ATT	PEU	PU	ATT	PEU	PU	
Spiacevole/Piacevole	4.14	.80	-.83	1.19	.815	.313	.439	.857	.051	-.095	.673
Agevole /Impegnativo (R)	2.84	.99	.44	.16	.215	.447	.100	.074	.422	.011	.206
Gradevole/Sgradevole (R)	3.84	1	-.34	-.99	.733	.218	.514	.673	-.006	.099	.543
Difficile/Facile	2.95	.85	.15	.53	.202	.779	.104	-.109	.805	.09	.614
Inefficace/Efficace	4.02	.87	-.78	.69	.598	.155	.921	.024	.056	.901	.853
Divertente/Triste (R)	3.94	.91	-.37	-.81	.871	.232	.555	.873	-.047	.021	.762
Svantaggioso/Vantaggioso	3.90	.93	-.43	-.73	.489	.097	.827	-.045	.025	.852	.686
Noioso/Interessante	4.10	.84	-.80	.53	.835	.316	.604	.716	.073	.155	.715
Semplice/Complicato (R)	2.92	.84	.16	.30	.266	.886	.004	.063	.878	-.124	.795
Insignificante/Importante	3.96	.87	-.59	.02	.547	.030	.767	.155	-.087	.681	.605

Note. M = Media; DS = Deviazione standard; SK = Skewness (asimmetria); KU = Curtosi; h^2 = Comunalità di estrazione. ATT = Atteggiamento; PEU = Facilità d’uso percepita; PU = Utilità percepita. Coefficienti pattern sostanziali ($\geq .30$) in grassetto. I coefficienti *structure* sono dissimili da quelli *pattern* in virtù delle correlazioni tra i fattori.

Tabella 1: Statistiche descrittive e coefficienti structure e pattern delle coppie di aggettivi dello strumento “TECNOINS”

5. Discussione e conclusioni

Questo studio ha messo in luce che, nel campione di insegnanti italiani di scuola Primaria e Secondaria di primo e secondo grado considerato, le 10 coppie di aggettivi della versione finale dello strumento “TECNOINS”, coerentemente con la teoria di riferimento e le attese, saturano in modo sostanziale su tre fattori che risultano internamente coerenti: Atteggiamento, Facilità d’uso percepita e Utilità percepita. In particolare, il fattore “Atteggiamento” risulta composto da quattro coppie di aggettivi che mostrano una buona coerenza interna: divertente/triste (R), spiacevole/piacevole, noioso/interessante, gradevole/sgradevole (R)¹⁰. Considerandone il contenuto e la teoria alla base della loro formulazione (i.e. il TAM), il dominio concettuale al quale le coppie di aggettivi fanno riferimento è l’atteggiamento degli insegnanti nei confronti dell’uso delle tecnologie digitali nella didattica. Il fattore “Facilità d’uso percepita” risulta composto da tre coppie di aggettivi che mostrano un’adeguata coerenza interna: semplice/complicato (R), difficile/facile, agevole/impegnativo (R)¹⁰. Sempre sulla base delle considerazioni precedentemente espresse, il dominio concettuale di queste ultime è relativo alla misura in cui gli insegnanti ritengono che l’uso delle tecnologie digitali nella didattica sia semplice, facile, privo di sforzo. Il fattore “Utilità percepita” risulta

composto da tre coppie di aggettivi che mostrano una buona coerenza interna: inefficace/efficace, svantaggioso/vantaggioso, insignificante/importante¹⁰. Il dominio concettuale al quale queste fanno riferimento è ascrivibile alla misura in cui gli insegnanti pensano che usare le tecnologie digitali nella didattica sia utile, efficace, vantaggioso.

L'interpretazione dei fattori qui delineata è anche sostenuta dal fatto che, nell'insieme, le coppie di aggettivi che saturano sullo stesso fattore hanno saturazioni di dimensione simile o, in altre parole, hanno un range non molto ampio (Chiorri, 2011): attorno a .20 per i fattori *Atteggiamento* (.20) e *Utilità percepita* (.22) e .46 per il fattore *Facilità d'uso percepita*. Sebbene non così ampio, il range dell'ultimo fattore – definito dalla differenza tra le saturazioni delle coppie “Semplice/Complicato” e “Agevole/Impegnativo” – non è da trascurare. Inoltre, relativamente alla coppia di aggettivi “Agevole/Impegnativo”, dall'esame della Tabella emerge che quest'ultima sembra aver contribuito relativamente poco all'analisi in quanto la sua comunaltà di estrazione, che indica quanta varianza comune è stata spiegata dalla variabile, è pari a .206. Tuttavia, poiché la quota di varianza comune spiegata per ogni variabile dovrebbe essere almeno il 10% (che corrisponde a una comunaltà di estrazione pari a .10) (Chiorri, 2011), anche questa coppia di aggettivi supera tale soglia, che risulta invece abbondantemente superata da tutte le altre coppie. Ad ogni modo, in studi futuri può essere opportuno considerare questa coppia di aggettivi per valutare un'eventuale revisione dello strumento (Child, 2006).

Un altro risultato che è opportuno approfondire è quello relativo alle correlazioni tra i fattori. Queste ultime mettono in luce come i fattori siano tra di loro correlati con diversa intensità e sono il motivo per cui la matrice *pattern* e quella *structure* sono tra loro dissimili. Questo risultato non è inaspettato in quanto lo stesso modello teorico adottato specifica e assume, e la letteratura - tra cui la stessa meta-analisi di Scherer e colleghi (2019) i cui risultati sono stati in parte descritti precedentemente - ha più volte dimostrato, relazioni tra i fattori PU, PEU e ATT (si veda Figura 1). In studi futuri potranno essere esaminate più approfonditamente queste relazioni. In particolare, l'utilizzo di modelli di AFC consentirà di specificare e testare le relazioni tra gli indicatori e i costrutti o, in altre parole, un (o più) modello di misurazione definito a priori (Ingoglia, 2013). Tra questi modelli si annoverano per esempio quelli di equazioni strutturali (MES; Jöreskog & van Thillo, 1972), i quali consentono di integrare in un unico modello più modelli di misurazione dei costrutti e, soprattutto, di specificare le relazioni tra questi ultimi, i.e. collegare i costrutti tra di loro con relazioni di correlazione o di causalità (Chiorri, 2011).

In conclusione, per quanto alcune caratteristiche psicometriche (e.g., validità di costrutto, attendibilità test-retest) restino ancora da valutare, il “TECNOINS” può rappresentare un utile strumento di ricerca per indagare e valutare, nel contesto italiano, le percezioni e l'atteggiamento degli insegnanti in servizio nei diversi gradi scolastici relativamente all'uso delle tecnologie digitali nella didattica, nonché le relazioni tra questi ultimi e l'adozione delle tecnologie digitali nelle pratiche didattiche. Da tali analisi possono inoltre essere ricavati elementi informativi rilevanti per la progettazione e riprogettazione, in un'ottica di miglioramento, di percorsi di formazione e CPD efficaci nel favorire l'integrazione delle tecnologie digitali nella didattica. Infine, analogamente all'intento che ha guidato questo studio, i.e. quello di disporre di uno strumento che consentisse di valutare le percezioni e l'atteggiamento degli insegnanti prima dell'inizio di attività di formazione nonché eventuali cambiamenti tra prima e dopo queste ultime, lo strumento oggetto del presente contributo potrebbe essere impiegato per esempio – da ricercatori e formatori – nell'ambito di processi di monitoraggio e valutazione relativi a percorsi di formazione iniziale e continua, esperienze di Ricerca-Azione o Ricerca-Formazione, pratiche di innovazione didattica-tecnologica implementate in contesti scolastici.

10 Le coppie di aggettivi sono in ordine decrescente rispetto alle saturazioni.

Riferimenti bibliografici

- Abdullah, F., & Ward, R. (2016). Developing a General Extended Technology Acceptance Model for E-Learning (GETAMEL) by analysing commonly used external factors. *Computers in human behavior*, 56, 238-256. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.11.036>
- Ajzen, I. (1985). From intentions to actions: A theory of planned behavior. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Action control* (pp. 11-39). New York, NY, USA: Springer.
- 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)
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs, NJ, USA: Prentice Hall.
- Bandalos, D. L., & Gerstner, J. J. (2016). Using factor analysis in test construction. In K. Schweizer & C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advances* (pp. 26-51). Boston, MA, USA: Hogrefe.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Statistical Psychology*, 3, 77-85. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
- Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various 2 approximations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 16, 296-298. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1954.tb00174.x>
- Baydas, O., & Goktas, Y. (2017). A model for preservice teachers' intentions to use ICT in future lessons. *Interactive Learning Environments*, 25(7), 930-945. <https://doi.org/10.1080/10494820.2016.1232277>
- Beller, M. (2013). Technologies in large-scale assessments: New directions, challenges, and opportunities. In M. v. Davier, E. Gonzalez, I. Kirsch, & K. Yamamoto (Eds.), *The role of international large-scale assessments: Perspectives from technology, economy, and educational research* (pp. 25-45). Dordrecht, NL: Springer Science + Business Media. https://doi.org/10.1007/978-94-007-4629-9_3
- Berrett, B., Murphy, J., & Sullivan, J. (2012). Administrator insights and reflections: Technology integration in schools. *The Qualitative Report*, 17(1), 200-221. <https://doi.org/10.46743/2160-3715/2012.1815>
- Bishop, M. J., & Spector, J. M. (2014). Technology integration. In J. M. Spector, D. Merrill, J. Elen & M. J. Bishop (Eds.), *Handbook of research on educational communications and technology* (4th ed.) (pp. 817-818). New York, NY, USA: Springer Science + Business Media.
- Briggs, N. E., & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research*, 38(1), 25-56. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3801_2
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY, USA: Guilford Press.
- Browne, M. W. (2000). Cross-validation methods. *Journal of mathematical psychology*, 44(1), 108-132. <https://doi.org/10.1006/jmps.1999.1279>
- Byrne, B. M. (2013). Testing the factorial validity of scores from a measuring instrument: First-order confirmatory factor analysis model. In B. M. Byrne (Ed.), *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming* (pp. 113-142). London, UK: Routledge.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate behavioral research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis* (3rd ed.). New York, NY, USA: Continuum.
- Chiorri, C. (2011). *Teoria e tecnica psicometrica: Costruire un test psicologico*. Milano, IT: McGraw-Hill Education.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, MI, USA: Erlbaum.
- Commissione Europea (2018). *Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions "on the Digital Education Action Plan"*. Retrieved from <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:52018DC0022&from=it>
- Commissione Europea (2020). *Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions "on achieving the European Education Area by 2025"*. Retrieved from <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:-52020DC0625&from=EN>
- Compeau, D. R., & Higgins, C. A. (1995). Computer self-efficacy: Development of a measure and initial test. *MIS quarterly*, 19(2), 189-211. <https://doi.org/10.2307/249688>
- Compeau, D., Higgins, C. A., & Huff, S. (1999). Social cognitive theory and individual reactions to computing technology: A longitudinal study. *MIS quarterly*, 22(2), 145-158. <https://doi.org/10.2307/249749>
- Consiglio Europeo (2014). *Council conclusions of 20 May 2014 on effective teacher education*. Retrieved from [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52014XG0614\(05\)&from=EN](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52014XG0614(05)&from=EN)
- Consiglio Europeo (2017a). *Council Conclusions on school development and excellent teaching*. Retrieved from

- <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX%3A52017XG1208%2801%29&from=EN>
- Consiglio Europeo (2017b). *Conclusioni del Consiglio Europeo del 19 ottobre 2017*. Retrieved from <https://www.consilium.europa.eu/media/21608/19-euco-final-conclusions-it.pdf>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/bf02310555>
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological methods*, 1(1), 16-29. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.1.1.16>
- Davis, F. D. (1985). *A technology acceptance model for empirically testing new end-user information systems: Theory and results. (PhD thesis)*. Cambridge, MA, USA: Massachusetts Institute of Technology. Retrieved from <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/15192/14927137-MIT.pdf?sequence=2>
- Davis, F.D., Bagozzi, R.P., & Warshaw, P.R. (1989). User Acceptance of Computer Technology: A comparison of two Theoretical Models. *Management Science*, 35(8), 982-1002. <https://doi.org/10.1287/mnsc.35.8.982>
- 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>
- Ertmer, P. A. (2005). Teacher pedagogical beliefs: The final frontier in our quest for technology integration?. *Educational technology research and development*, 53(4), 25-39. <https://doi.org/10.1007/bf02504683>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.4.3.272>
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Reading, MA, USA: Addison-Wesley.
- Flórez, F. B., Casallas, R., Hernández, M., Reyes, A., Restrepo, S., & Danies, G. (2017). Changing a generation's way of thinking: Teaching computational thinking through programming. *Review of Educational Research*, 87(4), 834-860. <https://doi.org/10.3102/0034654317710096>
- Foschi, L. C. (2021). Lo sviluppo professionale continuo dei docenti in Italia: un'analisi dei risultati dell'Indagine internazionale sull'insegnamento e l'apprendimento (TALIS). *Italian Journal of Educational Research*, 27, 52-64. <https://doi.org/10.7346/sird-022021-p52>
- Fraillon, J., Ainley, J., Schulz, W., Friedman, T., & Gebhardt, E. (2014). *Preparing for life in a digital age - the IEA international computer and information literacy study international report*. Heidelberg, New York, Dordrecht, London: Springer International Publishing.
- George, A., & Sanders, M. (2017). Evaluating the potential of teacher-designed technology-based tasks for meaningful learning: Identifying needs for professional development. *Education and Information Technologies*, 22(6), 2871-2895. <https://doi.org/10.1007/s10639-017-9609-y>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update (4th ed.)*. Boston, MA, USA: Allyn & Bacon.
- Gilbert, A. D. (2015). *An exploration of the use of and the attitudes toward technology in first-year instrumental music. (PhD thesis)*. Lincoln, NE, USA: University of Nebraska-Lincoln. Retrieved from <http://digitalcommons.unl.edu/musicstudent/79>
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, 19(2), 149-161. <https://doi.org/10.1007/bf02289162>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis (7th ed.)*. Upper Saddle River, NJ, USA: Pearson Prentice Hall.
- Hogarty, K. Y., Hines, C. V., Kromrey, J. D., Ferron, J. M., & Mumford, K. R. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: The influence of sample size, communalities, and overdetermination. *Educational and psychological measurement*, 65(2), 202-226. <https://doi.org/10.1177/0013164404267287>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/bf02289447>
- Hsiao, C. H., & Yang, C. (2011). The intellectual development of the technology acceptance model: A co-citation analysis. *International Journal of Information Management*, 31(2), 128-136. <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2010.07.003>
- Ingoglia, S. (2013). L'analisi fattoriale confermativa e le sue applicazioni ai problemi della misurazione. In C. Barbaranelli & S. Ingoglia (Eds.), *I modelli di equazioni strutturali: Temi e prospettive* (pp. 59-110). Milano, IT: LED.
- Jennrich, R. I., & Sampson, P. F. (1966). Rotation for simple loadings. *Psychometrika*, 31(3), 313-323. <https://doi.org/10.1007/bf02289465>

- Jöreskog, K. G., & van Thillo, M. (1972). *LISREL: A general computer program for estimating a linear structural equation system involving multiple indicators of unmeasured variables*. Princeton, NJ, USA: Educational Testing Service.
- Kahn, J. H. (2006). Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances, and applications. *The counseling psychologist*, 34(5), 684-718. <https://doi.org/10.1177/0011000006286>
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-416. <https://doi.org/10.1007/bf02291817>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/bf02291575>
- King, W. R., & He, J. (2006). A meta-analysis of the technology acceptance model. *Information & Management*, 43(6), 740-755. <https://doi.org/10.1016/j.im.2006.05.003>
- Kunze, J. T., Cook, W. D., & Miller, D. E. (1975). Random variables and correlational overkill. *Educational and Psychological Measurement*, 35(3), 529-534. <https://doi.org/10.1177/001316447503500301>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analysis: The role of model error. *Multivariate behavioral research*, 36(4), 611-637. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3604_06
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Maggino, F., & Mola, T. (2007). *Il differenziale semantico per la misura degli atteggiamenti: costruzione, applicazione e analisi. Presentazione di uno studio*. Firenze, IT: Firenze University Press.
- Maranguni, N., & Grani, A. (2015). Technology acceptance model: a literature review from 1986 to 2013. *Universal access in the information society*, 14(1), 81-95. <https://doi.org/10.1007/s10209-014-0348-1>
- Marascuilo, L. A., & Levin, J. R. (1983). *Multivariate Statistics in the Social Sciences*. Monterey, CA, USA: Brooks/Cole.
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural equation modeling: A multidisciplinary journal*, 16(3), 439-476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- McDonald, R. P. (1985). *Factor analysis and related methods*. Hillsdale, NJ, USA: Lawrence Erlbaum.
- Moore, G. C., & Benbasat, I. (1991). Development of an instrument to measure the perceptions of adopting an information technology innovation. *Information systems research*, 2(3), 192-222. <https://doi.org/10.1287/isre.2.3.192>
- Nair, I., & Das, V. M. (2011). Analysis of recent studies undertaken for assessing acceptance of technology among teachers using TAM. *International Journal of Computer Applications*, 32(8), 38-46.
- Nistor, N., & Heymann, J. O. (2010). Reconsidering the role of attitude in the TAM: An answer to Teo (2009a). *British Journal of Educational Technology*, 41(6), E142-E145. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8535.2010.01109.x>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3rd ed.). New York, NY, USA: McGraw Hill.
- OCSE (2015). *Students, computers and learning: Making the connection*. Paris, FR: OECD Publishing.
- OCSE (2019). *TALIS 2018 Results (Vol. 1): Teachers and School Leaders as Lifelong Learners*. Paris, FR: OECD Publishing.
- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. (1957). *The measurement of meaning*. Urbana, IL, USA: University of Illinois press.
- Parlamento Europeo e Consiglio (2006). *Raccomandazione del Parlamento Europeo e del Consiglio del 18 dicembre 2006 relativa a competenze chiave per l'apprendimento permanente*. Retrieved from <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:32006H0962&from=EN>
- Punie, Y., & Redecker, C. (2017). *European framework for the digital competence of educators: DigCompEdu*. Luxembourg, LU: Publications Office of the European Union.
- Schepers, J., & Wetzels, M. (2007). A meta-analysis of the technology acceptance model: Investigating subjective norm and moderation effects. *Information & management*, 44(1), 90-103. <https://doi.org/10.1016/j.im.2006.10.007>
- Scherer, R., Siddiq, F., & Teo, T. (2015). Becoming more specific: Measuring and modeling teachers' perceived usefulness of ICT in the context of teaching and learning. *Computers & Education*, 88, 202-214. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2015.05.005>
- Scherer, R., Siddiq, F., & Tondeur, J. (2019). The technology acceptance model (TAM): A meta-analytic structural equation modeling approach to explaining teachers' adoption of digital technology in education. *Computers & Education*, 128, 13-35. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2018.09.009>
- Scherer, R., Tondeur, J., Siddiq, F., & Baran, E. (2018). The importance of attitudes toward technology for pre-service teachers' technological, pedagogical, and content knowledge: Comparing structural equation modeling approaches. *Computers in Human Behavior*, 80, 67-80. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.11.003>

- Shiue, Y. M. (2007). Investigating the sources of teachers' instructional technology use through the decomposed theory of planned behavior. *Journal of Educational Computing Research*, 36(4), 425-453. <https://doi.org/10.2190/a407-22rr-50x6-2830>
- Straub, E. T. (2009). Understanding technology adoption: Theory and future directions for informal learning. *Review of Educational Research*, 79(2), 625-649. <https://doi.org/10.3102/0034654308325896>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). New York, NY, USA: Harper & Row.
- Taherdoost, H. (2018). A review of technology acceptance and adoption models and theories. *Procedia Manufacturing*, 22, 960-967. <https://doi.org/10.1016/j.promfg.2018.03.137>
- Taylor, S., & Todd, P. A. (1995a). Understanding information technology usage: A test of competing models. *Information systems research*, 6(2), 144-176. <https://doi.org/10.1287/isre.6.2.144>
- Taylor, S., & Todd, P. A. (1995b). Assessing IT usage: The role of prior experience. *MIS quarterly*, 19(4), 561-570. <https://doi.org/10.2307/249633>
- Teo, T. (2009). Modelling technology acceptance in education: A study of pre-service teachers. *Computers & Education*, 52(2), 302-312. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2008.08.006>
- Teo, T., Ursava, Ö. F., & Bahçekapili, E. (2011). Efficiency of the technology acceptance model to explain pre service teachers' intention to use technology: A Turkish study. *Campus-Wide Information Systems*, 28(2), 93-101. <https://doi.org/10.1108/10650741111117798>
- Thompson, R. L., Higgins, C. A., & Howell, J. M. (1991). Personal computing: Toward a conceptual model of utilization. *MIS quarterly*, 15(1), 125-143. <https://doi.org/10.2307/249443>
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*. Chicago, IL, USA: University of Chicago Press.
- van Braak, J. (2001). Individual characteristics influencing teachers' class use of computers. *Journal of educational computing research*, 25(2), 141-157. <https://doi.org/10.2190/81yv-cgmu-5hpm-04eg>
- Venkatesh, V., Morris, M. G., Davis, G. B., & 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>
- Voogt, J., Shin, T., Mishra, P., Koehler, M., Schmidt, D., Baran, E., et al. (2011). Teachers' assessment of TPACK: Where are we and what is needed? In M. Koehler & P. Mishra (Eds.), *Proceedings of Society for Information Technology & Teacher Education International Conference* (pp. 4422-4426). Chesapeake, VA, USA: Association for the Advancement of Computing in Education (AACE).
- Zhang, P., Aikman, S. N., & Sun, H. (2008). Two types of attitudes in ICT acceptance and use. *Intl. Journal of Human-Computer Interaction*, 24(7), 628-648. <https://doi.org/10.1080/10447310802335482>