

Competenze strategiche e *learning outcomes*. *Strategic skills and learning outcomes.*

Andrea Giacomantonio
Università degli Studi di Parma

Abstract

La letteratura mostra che la relazione tra competenze strategiche e risultati d'apprendimento è d'intensità bassa o media. Tuttavia le tecniche d'analisi utilizzate assumono che la forma della stessa relazione sia lineare. L'obiettivo di questo lavoro è di studiare in che modo la padronanza delle competenze strategiche si associa alla capacità di comprensione della lettura in 1721 studenti della scuola secondaria di I grado senza formulare alcuna ipotesi *a priori* sulla forma della relazione.

Parole chiave: competenze strategiche, risultati d'apprendimento, forma della relazione, QSAr.

Abstract

According to relevant research literature based on Pellerey's research program, the relation between strategic competences and learning outcomes shows a low or medium strength, and the methods of analysis assume the relation to be linear. This paper, based on research conducted on 1721 middle school students, aims to analyse how the mastery of strategic competences connects with reading comprehension, without making assumptions whether the relation is linear or not.

Key words: strategic skills, learning outcomes, form of the relationship, QSAr.

Competenze strategiche e risultati d'apprendimento

Un'ipotesi che appare largamente accreditata sostiene che sia opportuno sviluppare precocemente disposizioni interiori come l'imparare a imparare, le *character skills* e la capacità di auto-direzione (Carr, 2012; Heckman & Kautz,

2013; Pellerey, 2017). Sembra, infatti, che queste disposizioni permettano a un individuo di avere successo negli studi, nel lavoro e nella vita.

Ci si aspetta, quindi, che esista una relazione d'intensità apprezzabile tra questi abiti cognitivi, emotivi e comportamentali e i risultati di apprendimento. Tuttavia, quando la loro padronanza viene stimata per mezzo di questionari autodescrittivi che gli studenti compilano autonomamente, il potere di queste capacità metacognitive di predire i risultati scolastici appare relativo (Winne & Perry, 2000; Çetin B., 2015).

Tab. 1: Intensità della relazione tra competenze strategiche e risultati d'apprendimento: valore maggiore assunto dal coefficiente di correlazione di Bravais-Pearson e dai parametri β dei modelli di regressione.

Fonte	Campione	Strumento	Prova/Voto	Competenza strategica	r/β
Pellerey, 1996: 58	3179 FP	QSA	Prova italiano	C3. Disorientamento	$r = -0,30$
Pellerey, 1996: 58	3179 FP	QSA	Prova matem.	C3. Disorientamento	$r = -0,19$
Pellerey, 1996: 59	3121 super.	QSA	Prova italiano	C3. Disorientamento	$r = -0,31$
Pellerey, 1996: 60	3121 super.	QSA	Prova matem.	C3. Disorientamento	$r = -0,26$
Laghi <i>et alii</i> , 2009: 107	378 super.	QSA	Voto medio	C3. Disorientamento (uomini) A1. Ansia di base (donne)	$\beta = -0,30$ $\beta = -0,35$
Allulli, Tramontano, 2010: 145	829 IeFP	QPCS	Prova italiano	Gestire i propri stati motivazionali	$r = 0,17$
Allulli, Tramontano, 2010: 146	825 IeFP	QPCS	Prova matem.	Gestire l'ansia	$r = -0,22$
Margottini, 2017: 86	255 univ.	QSA	Voto Didattica generale	C3. Disorientamento	$r = -0,27$
Margottini, Rossi, 2019: 237	384 super.	QSA	Voto medio	C2. Autoregolazione e A2. Volizione	$r = 0,34$

La stessa relazione di intensità medio-bassa sembra esistere tra le competenze strategiche – quando la loro padronanza è rilevata attraverso il *Questionario sulle strategie di apprendimento* (QSA) (Pellerey, 1996) o il *Questionario di Percezione delle proprie Competenze Strategiche* (QPCS) (Bay *et alii*, 2010)⁴¹ – e i risultati d'apprendimento stimati attraverso prove strutturate, la media dei voti scolastici o il voto conseguito in un determinato esame universitario. I valori più alti che assumono i coefficienti di correlazione lineare di Bravais-Pearson o i parametri β , quando sono stati utilizzati modelli di regressione lineare multivariati, non superano infatti i 0,35 punti in valore assoluto (tab. 1).

Nell'attribuzione di un significato a questi dati occorre grande cautela. Se si interpretano su di un piano puramente strumentale, allora si potrebbe dubitare dell'opportunità di sviluppare le competenze strategiche in ambito scolastico o formativo perché esse esercitano un effetto modesto sui risultati degli studenti. *Mutatis mutandis*, valgono in merito le considerazioni critiche proposte da Massimo Marcuccio nell'esame della capacità dell'imparare a imparare (Marcuccio, 2016: 246). L'interpretazione strumentale sottostima, in primo

⁴¹ In vero i risultati riportati nella tab. 1 si riferiscono alla prima formulazione del QPCS (Allulli & Tramontano, 2010), non a quella definitiva appena citata.

luogo, la complessità dei processi di apprendimento, in vero, influenzati dall'azione di numerose variabili. In secondo luogo, non coglie il valore intrinseco delle capacità di auto-direzione: accrescere il controllo dei processi di auto-determinazione e di auto-regolazione significa probabilmente aumentare, da un lato, la sensazione di benessere che gli studenti provano quando devono svolgere compiti impegnativi all'interno degli ambienti scolastici o al loro esterno; dall'altro, favorire lo sviluppo di atteggiamenti positivi nei confronti delle sfide – d'apprendimento o d'altro genere – che pone la vita scolastica, quella professionale e quella personale. È inoltre importante sottolineare il valore che possono avere le informazioni raccolte, per esempio, con il QSA, nella relazione educativa e, più in generale, in ambito didattico (Pellerey, 2013: 653). *Last but not least*, questi strumenti si basano sull'autopercezione; essi rilevano, quindi, da una parte, l'immagine che l'allievo ha di se stesso, dall'altra, quella che desidera trasmettere all'esterno (Marcuccio, 2016: 247), per esempio, per compiacere il valutatore. La valutazione viene, quindi, influenzata da un fattore "soggettivo" che, pur di rilievo sul piano didattico, ne diminuisce la validità e l'attendibilità. È una delle ragioni, non l'unica, per cui Pellerey raccomanda il ricorso al metodo della triangolazione (Pellerey & Grządziel, 2013: 34-38).

Il disegno della ricerca: obiettivi dell'indagine

L'intensità dell'associazione tra competenze strategiche e risultati scolastici è anche influenzata dalle tecniche di analisi usate per stimarla (Allulli & Trantomano, 2010: 147). Sia il coefficiente di correlazione sia i modelli di regressione assumono, infatti, che la relazione tra le variabili sia lineare. In realtà, possiamo immaginare che due studenti con prestazioni scolastiche appena accettabili abbiano una diversa padronanza delle competenze strategiche. L'uno potrebbe averla bassa e investire molto tempo nello studio; l'altra potrebbe averla alta, studiare meno e coltivare i propri interessi extra-scolastici (Giacomantonio & Testa, 2016: 318-319). In altre parole, è ipotizzabile che la relazione tra le competenze strategiche e i risultati scolastici non sia lineare.

Per studiarla abbiamo utilizzato l'analisi delle corrispondenze multiple (ACM), una tecnica multidimensionale, descrittiva o, meglio, esplorativa (Di Franco, 2006: 25), non parametrica, che consente di sintetizzare ampi insiemi di dati in un numero ridotto di componenti o gruppi senza alcun assunto sulla relazione esistente tra le variabili (Amaturo, 1989: 6-7). A differenza della maggior parte delle tecniche usate per l'analisi fattoriale, l'ACM è utilizzabile con variabili categoriali. Ridotto, come diremo, il livello di misurazione delle nostre variabili cardinali, diviene possibile esaminare il modo con cui ogni singola categoria delle variabili inserite nel modello si associa alle altre. Coerentemente con gli obiettivi della ricerca, questa tecnica consente, dunque, di esplorare la relazione tra la padronanza percepita delle competenze strategiche e il successo scolastico senza supporre che l'esistenza di una relazione lineare.

Gli strumenti

La padronanza delle competenze strategiche è stata stimata per mezzo del *Questionario sulle Strategie d'Apprendimento Ridotto* di Pellerey (QSAr). Nato dal QSA, è uno strumento autodescrittivo destinato agli studenti della scuola secondaria di I grado e costituito da 46 quesiti ai quali si risponde per mezzo di una scala tipo *Lickert*. Sulla base di un esame della sua struttura latente condotta per mezzo di un'analisi fattoriale esplorativa e di una confermativa su dati riguardanti 3091 studenti del primo anno delle scuole secondarie di I grado di Parma, Piacenza, Roma e Frosinone, è possibile ipotizzare che lo strumento stimi la padronanza percepita di 6 competenze strategiche (Giacomantonio, 2019): C1 - Strategie elaborative, C2 - Uso degli organizzatori semantici, A1 - Gestione dell'ansia, A2 - Volizione e autoregolazione, A3 - Percezione di competenza e A4 - Attribuzione a cause incontrollabili.

Il successo scolastico è stato operazionalizzato per mezzo di una prova di comprensione della lettura. Essa rappresenta una riduzione di quella validata da Maria Lucia Giovannini e Margherita Ghetti (2015), integrata con nuovi quesiti per avere minimo quattro scelte multiple per ogni *abilità*⁴². Nella tabella seguente presentiamo la distribuzione dei quesiti per *abilità* e tipo di testo.

Tab. 2: Distribuzione dei quesiti della prova di comprensione della lettura per dominio di contenuto (tipo di testo) e dominio cognitivo (abilità).

Abilità	Testo narrativo	Testo espositivo	Testo non continuo (grafico)	Lessico fuori contesto	Totale
Localizzare informazioni	1	2	4		7
Riconoscere una parafrasi	2	3			5
Compiere operazioni			4		4
Compiere inferenze	1	2	2		5
Ricostruire la coesione	2	2			4
Individuare l'idea principale	3	1			4
Padroneggiare il lessico	2	1		4	7
Totale	11	11	10	4	36

L'indice di facilità medio dei quesiti della prova, stimato sul campione al quale è stata somministrata all'interno di questo studio, è pari a 58,0%, mentre l'indice di discriminatività medio al 37%.

Ai due strumenti è stato affiancato un brevissimo *Questionario studente* che raccoglie informazioni su: genere, età, eventuale frequenza della scuola dell'infanzia, Paese di nascita del rispondente e dei suoi genitori, frequenza con cui si parla italiano tra le mura domestiche e numero di libri posseduti.

⁴² Per la definizione delle abilità costitutive del dominio cognitivo della prova cfr. Giovannini, Ghetti, 2015: 33.

Il campione

I tre strumenti sono stati somministrati – in formato cartaceo, nello stesso ordine in cui sono stati presentati e in sessioni di lavoro di 2 ore – a un campione di convenienza composto da 1894 studenti del primo anno delle scuole secondarie di I grado di Parma e Piacenza⁴³ tra ottobre e dicembre del 2016. Le elaborazioni sono state svolte su 1721 studenti: sono stati eliminati gli allievi con disabilità certificata, quelli con un disturbo specifico dell'apprendimento, i “nuovi arrivati in Italia”, quelli che hanno omesso un numero di risposte pari o superiore al 10% di quelle attese al QSAr e i casi anomali che facevano deviare dalla normalità la distribuzione delle risposte di almeno un quesito dello stesso strumento.

Al netto di 51 omissioni, il 52,5% dei rispondenti è di genere maschile e il 47,5% di genere femminile. L'anno di nascita – variabile per cui si registrano 63 omissioni – varia tra il 2002 e il 2007 con il 2005 che rappresenta il valore modale: è l'anno, infatti, in cui sono nati 1477 rispondenti, pari all'85,7% del campione.

Analisi dei dati

Nel modello di analisi abbiamo inserito come variabili attive – ovvero concorrenti alla determinazione dei fattori – le 6 competenze strategiche e il punteggio complessivo conseguito dagli studenti nella prova di comprensione della lettura. A queste abbiamo aggiunto alcune variabili che sembrano associate alla padronanza percepita di almeno una competenza strategica e/o alla capacità di comprendere ciò che si legge: il genere (Mullis *et alii*, 2017: 35-37; Pellerey, 2018: 158), la lingua prevalentemente parlata a casa (Lucisano, 1994: 49-50; Mullis *et alii*, 2017: 153-155) e il numero dei libri posseduti, un indicatore grezzo sia delle risorse presenti nell'abitazione dell'intervistato che dovrebbero facilitare lo sviluppo della capacità di comprensione della lettura sia del capitale culturale familiare (Lucisano, 1994: 65-68; Mullis *et alii*, 2017: 147-150).

Le prime variabili – quelle riguardanti le competenze strategiche e il risultato alla prova – sono cardinali. Le abbiamo trasformate in ordinali assumendo come punto di divisione della distribuzione il valore dei quartili (Corbetta, 1999: 531). Le categorie delle ultime tre – il genere, la lingua parlata a casa e i libri posseduti – sono state aggregate in modo che la loro distribuzione non fosse eccessivamente squilibrata (Di Franco, 2006: 50).

La tabella seguente presenta alcuni valori essenziali associati a ogni fattore

⁴³ Le scuole partecipanti sono state l'Istituto Comprensivo (da ora IC) *D'Acquisto*, l'IC *Ferrari*, IC di Fiorenzuola D'Arda, l'IC *Guatelli*, l'IC *Malaguzzi*, l'IC *Pallavicini-Bachelet*, l'IC *Parini*, l'IC *Puccini*, IC di Salsomaggiore Terme, l'IC *San Vitale*, l'IC *Toscanini*, IC di Traversetolo, l'IC *Zani*, le Scuole Secondarie di I grado *Frank-Nicolini-Mazzini-Alberoni* e *Dante-Carducci*. Ringraziamo gli studenti, i docenti e i dirigenti per aver accettato di prendere parte all'indagine.

estratto dall'ACM⁴⁴: autovalori, percentuale di inerzia e di varianza spiegata. Per individuare il numero dei fattori da interpretare utilizziamo il criterio dello *scree test* e prendiamo in analisi i fattori i cui autovalori precedono il punto di flesso (Di Franco, 2006: 38-39): nel nostro caso, i primi due che spiegano circa il 44% dell'inerzia.

Tab. 3: Distribuzione per ogni fattore individuato dall'ACM dei relativi valori assunti dall'autovalore, dalla proporzione d'inerzia e dalla percentuale di varianza spiegate, dalla caduta degli autovalori.

Fattori	Autovalore	Inerzia	% di varianza	Caduta autovalori
1	2,70	0,27	27,0	1,03
2	1,67	0,17	16,7	0,40
3	1,27	0,13	12,7	0,10
4	1,18	0,12	11,8	0,01
5	1,17	0,12	11,7	0,03
...
25	0,44	0,04	4,4	0,10

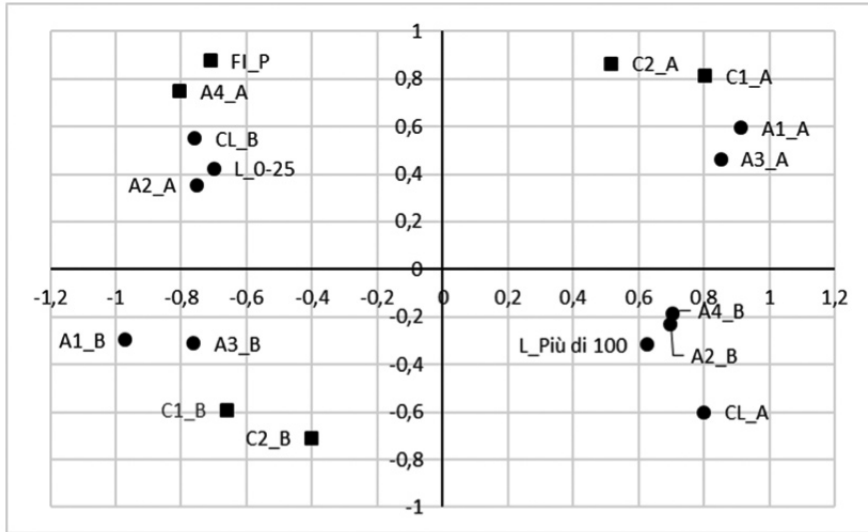
Non ci sembra opportuno in questa sede soffermarsi sull'interpretazione dei fattori. Per gli obiettivi dello studio è funzionale esaminare la figura 1. Le variabili-modalità rappresentate sul piano cartesiano generato dai primi due fattori identificati dall'ACM sono quelle che concorrono alla formazione degli stessi fattori. Quelle rappresentate con un cerchio saturano sul primo, quelle rappresentate con un quadrato sul secondo. Esse, le variabili-modalità, sono state identificate dall'esame simultaneo delle misure di discriminazione, dei contributi assoluti e dei contributi relativi⁴⁵.

Una proprietà importante dell'ACM, fondamentale per l'esame della figura, è che la prossimità tra due variabili-modalità è indice della loro associazione. Sembra conseguentemente di poter individuare quattro insiemi di variabili-modalità associate tra loro: uno per ogni quadrante.

⁴⁴ Le analisi sono state eseguite con SPSS@IBM 20.

⁴⁵ Le tabelle non commentate che presentano questi valori, le coordinate fattoriali, lo *scree test* e anche abilità che costituiscono il dominio di contenuto della prova di comprensione della lettura e la distribuzione dei quesiti in classi di valori degli indici di facilità e discriminatività possono essere richieste scrivendo a andrea.giacomantonio@unipr.it

Fig. 1: Proiezione delle variabili-modalità attive sui primi due fattori estratti dall'ACM.



Nel primo quadrante – quello in alto a destra – appaiono associate le variabili-modalità corrispondenti al quarto quartile (quello di valore più elevato) di C1 - Strategie elaborative, C2 - Uso degli organizzatori semantici, A1 - Volizione e autoregolazione e A3 - Percezione di competenza. Nel quadrante opposto, il terzo, sembrano associate con un'intensità leggermente inferiore le stesse variabili quando assumono i valori più bassi (quelli inclusi nel primo quartile).

Nel quarto quadrante – in basso a destra –, il quarto quartile della comprensione della lettura appare prossimo al primo di A2 - Ansia scolastica e di A4 - Attribuzione cause incontrollabili e alla variabile-modalità che indica la presenza nell'abitazione dell'intervistato di più di 100 libri. Analogamente a quanto rilevato per il terzo quadrante, nel secondo sembrano associate le categorie di valore più basso delle stesse variabili che appaiono nel quarto alle quali si aggiunge la variabile modalità che indica che nell'abitazione del rispondente si parla poco l'italiano.

Discussione

Il primo elemento che emerge dall'analisi dei risultati dell'ACM che ci sembra opportuno sottolineare – anche per il contributo che può fornire nell'orientare le decisioni didattiche – riguarda la relazione tra i punteggi conseguiti nella prova di comprensione della lettura, la tendenza ad attribuire il proprio suc-

cesso a cause incontrollabili e l'ansia scolastica: negli studenti del primo anno della scuola secondaria di I grado che hanno preso parte all'indagine sembra che, quando queste due ultime variabili assumono valori elevati, la prestazione nella prova è poco brillante; mentre è probabile che divenga apprezzabile quando il valore delle due stesse variabili è basso.

Sembra, quindi, che le competenze strategiche sulle quali si investe in misura maggiore nei processi scolastici d'istruzione e d'educazione – ci riferiamo soprattutto alle strategie elaborative e all'uso degli organizzatori semantici e in misura minore alla volizione e all'autoregolazione – siano meno intensamente associate con la capacità di comprendere ciò che si legge.

La conclusione non è ovviamente che bisogna profondere meno energie nell'accrescere la padronanza degli studenti di queste competenze strategiche, ma che è opportuno intervenire in modo sistematico sul piano educativo per migliorare la capacità degli allievi di gestire l'ansia scolastica e di identificare le cause del proprio successo o del proprio fallimento.

Nel nostro Paese, inoltre, sembra che l'effetto dell'origine sociale sui risultati scolastici degli studenti sia diminuito dai tempi di *Lettera a una professoressa* (Scuola di Barbiana, 1967). Tuttavia, afferma Norberto Bottani, tale effetto è di intensità medio-bassa, ma apprezzabile (Bottani, 2002: 296). Una relazione che emerge anche dall'ACM. Sembra esistere, infatti, un'associazione tra i risultati conseguiti nella prova di comprensione e il numero di libri posseduti. Una relazione – è opportuno sottolineare – che appare di intensità medio-alta anche con lo stile attributivo e con la capacità di gestire l'ansia. Un risultato apparentemente di rilievo. Indica con ogni probabilità la necessità di approfondire gli studi sul modo in cui covariano la padronanza percepita delle competenze strategiche – almeno delle due in esame – e il capitale culturale familiare degli allievi.

Un altro risultato di rilievo ci sembra riguardi le “assenze”. Il genere non appare contribuire alla determinazione dei due primi fattori e concorre molto parzialmente la frequenza con cui si parla l'italiano a casa dell'intervistato. In relazione al nostro obiettivo è di maggior rilievo l'“assenza” delle categorie intermedie delle variabili prese in esame – quelle corrispondenti al secondo e al terzo quartile. In altre parole, possiamo formulare congetture su cosa accade quando la capacità di comprensione della lettura e la padronanza percepita delle competenze strategiche sono elevate o basse, ma non abbiamo ancora elementi per ipotizzare cosa avviene quando queste variabili assumono un valore intermedio tra i due estremi. L'obiettivo del nostro studio, quindi, è solo parzialmente raggiunto: occorre svolgere altre analisi per poter formulare ipotesi più precise sulla forma che assume la relazione tra la padronanza percepita delle competenze strategiche e la comprensione della lettura. Queste ricerche dovrebbero concentrarsi in particolare sulle relazioni che esistono tra queste variabili quando esse assumono un valore medio-alto o medio-basso.

Riferimenti bibliografici

- ALLULLI, G., & TRAMONTANO, I. (Eds.) (2010). *Apprendimenti e competenze strategiche nei percorsi formativi triennali: i risultati della valutazione*. Roma: Unione Europea - FSE, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, ISFOL.
- AMATURO, E. (1989). *Analyse des donnés e analisi dei dati nelle scienze sociali*. Torino: Centro Scientifico Editore.
- BAY, M., GRZĄDZIEL, D., & PELLERREY, M. (2010). *Promuovere la crescita delle competenze strategiche che hanno le loro radici nelle dimensioni morali e spirituali della persona*. Roma: CnoS-FAP.
- BOTTANI, N. (2002). Le competenze scolastiche dei quindicenni. *Il Mulino*, 51(2), 293-301.
- CARR, M. (2012). *Le storie di apprendimento. Documentare e valutare nei servizi per l'infanzia*. Parma: Junior – Spaggiari.
- ÇETIN, B. (2015). Academic motivation and self-regulated learning in predicting academic achievement in college. *Journal of International Education Research*, 1(2), 95-106.
- CORBETTA, P. (1999). *Metodologia e tecniche della ricerca sociale*. Bologna: il Mulino.
- DI FRANCO, G. (2006). *Corrispondenze multiple e altre tecniche multivariate per variabili categoriali*. Milano: Franco Angeli.
- GIACOMANTONIO, A. (2019). Valutare le soft skills: la struttura fattoriale del QSA-R. *QTimes – Journal of Education, Technology and Social Studies*, 9(2), 56-70.
- GIACOMANTONIO, A., & TESTA V. (2017). Il servizio Su misura e il suo contributo all'autovalutazione di istituto. In Lastrucci E. (ed.), *Valutazione di sistema e Autovalutazione di istituto*. Roma: Anicia, 289-325.
- GIOVANNINI, M. L., & GHETTI, M. (2015). *Prove standardizzate di comprensione dei testi per la scuola secondaria di I grado. I. In entrata e in uscita dalla classe prima*. Milano: Led.
- HECKMAN, J.J., & KAUTZ T. (2013). *Fostering and Measuring Skills: Interventions that Improve Character And Cognition*. NBER Working Paper 19656. Cambridge (MA): National Bureau Of Economic Research.
- LAGHI, F., LONIGRO, A., BAIOCOCCO, R., & D'ALESSIO, M. (2009). Prospettiva temporale e strategie d'apprendimento in adolescenza. *Ricerche di psicologia*, 2, 95-115.
- LUCISANO, P. (Ed.) (1994). *Alfabetizzazione e lettura in Italia e nel mondo. I risultati dell'indagine internazionale IEA-SAL*. Napoli: Tecnodid.
- MARCUCCIO, M. (2016). *Imparare a imparare nei contesti scolastici. Prospettive e sfide per l'innovazione didattica*. Roma: Armando.
- MARGOTTINI, M. (2017). *Competenze strategiche a scuola e all'università. Esiti d'indagini empiriche e interventi formativi*. LED: Milano.

- MARGOTTINI, M. (2017). Il rilievo delle competenze strategiche nel 'Modello di intervento didattico-orientativo, integrato, modulare e flessibile'. In Domenici G. (ed.), *Successo formativo, inclusione e coesione sociale: strategie innovative. Vol. I. Strategie didattiche integrate per il successo scolastico e l'inclusione*. Roma: Armando, 310-311.
- MARGOTTINI, M., & ROSSI F. (2019). Strumenti per l'autovalutazione di competenze strategiche per lo studio e il lavoro. *Giornale Italiano della Ricerca Educativa*, 12(special issue), 223-240.
- MULLIS, I.V.S., MARTIN, M.O., FOY, P., & HOOPER, M. (2017). *PIRLS 2016. International Results in Reading*. Chestnut Hill (MA): TIMSS & PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- PELLERÉY, M. (1996). *Questionario sulle strategie di apprendimento (QSA)*. Roma: LAS.
- PELLERÉY, M. (2013). Le competenze strategiche: loro natura, sviluppo e valutazione. Terza parte. La valutazione delle competenze strategiche intese come capacità di auto-dirigersi e autoregolarsi nell'apprendimento e il suo ruolo nei processi formativi. *Orientamenti pedagogici*, 60(3), 651-673.
- PELLERÉY, M. (2017). *Soft skill e orientamento professionale*. Roma: CnoS-FAP.
- PELLERÉY, M. (Ed.) (2018). *Strumenti e metodologie di orientamento formativo e professionale nel quadro dei processi di apprendimento permanente*. Roma: CnoS-FAP.
- PELLERÉY M., & GRZĄDZIEL D. (2013). Il quadro di riferimento teorico e gli strumenti valutativi ed auto-valutativi valorizzati e un approfondimento del concetto di competenza strategica come abiti o disposizioni operative stabili della persona. In Epifani E., Grządziel D., Margottini M., Ottone E., Pelleréy M., *Imparare a dirigere se stessi. [...]*. Roma: CnoS-FAP, pp. 55-100
- SCUOLA DI BARBIANA (1967). *Lettera a una professoressa*. Firenze: Libreria editrice fiorentina.
- WINNE, P.H., & PERRY N.E. (2000). Measuring Self-Regulated Learning. In Boekaerts M., Pintrich P. R., Zeidner M. (Eds.), *Handbook of Self-Regulation*. Burlington (MA), San Diego (CA), London: Elsevier Academic Press, 531-566.