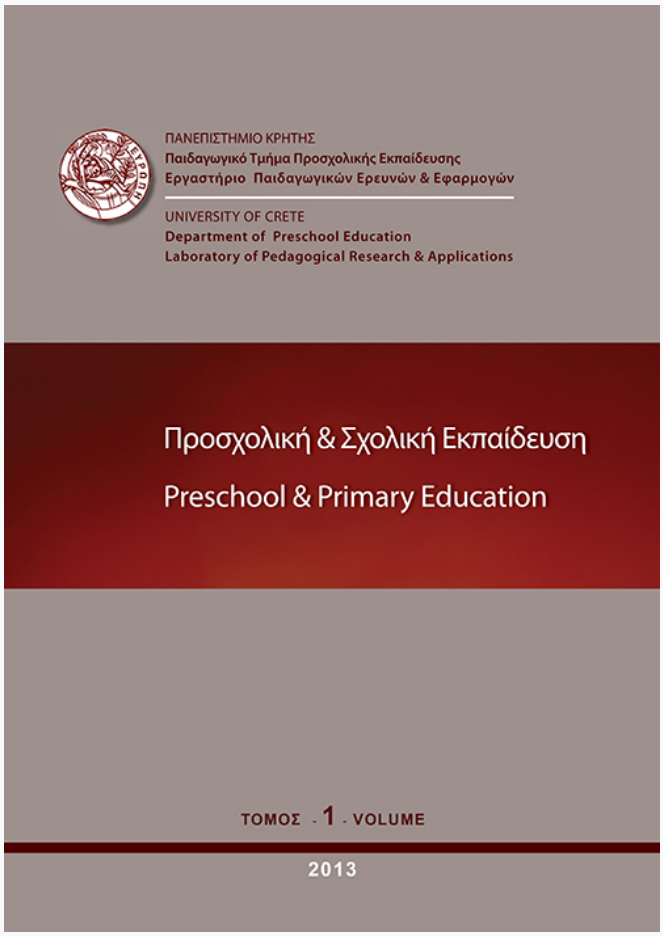
ePublishing

Preschool and Primary Education

Vol 1 (2013)



Η έννοια των μαθησιακών συμπεριφορών και η προσέγγισή τους στην προσχολική ηλικία: Η ελληνική εκδοχή της κλίμακας εκτίμησης των μαθησιακών συμπεριφορών για παιδιά προσχολικής ηλικίας

Konstantinos Petrogiannis, Efthimia Penderi

doi: 10.12681/ppej.39

Copyright © 2025, Konstantinos Petrogiannis, Efthimia Penderi

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0.

To cite this article:

Petrogiannis, K., & Penderi, E. (2013). Η έννοια των μαθησιακών συμπεριφορών και η προσέγγισή τους στην προσχολική ηλικία: Η ελληνική εκδοχή της κλίμακας εκτίμησης των μαθησιακών συμπεριφορών για παιδιά προσχολικής ηλικίας. *Preschool and Primary Education*, *1*, 3–21. https://doi.org/10.12681/ppej.39

https://epublishing.ekt.gr | **e-Publisher:** EKT | **Downloaded at:** 16/01/2026 04:54:28

Προσχολική & Σχολική Εκπαίδευση,
2013, Τόμος 1, Τεύχος 1, σσ. 3-21
e-ISSN: 2241-7206

© Εργαστήριο Παιδαγωγικών Ερευνών & Εφαρμογών
Π.Τ.Π.Ε., Πανεπιστήμιο Κρήτης
doi: dx.doi.org/10.12681/ppej.39

Η έννοια των μαθησιακών συμπεριφορών και η προσέγγισή τους στην προσχολική ηλικία: Η ελληνική εκδοχή της Κλίμακας Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας

Κωνσταντίνος Πετρογιάννης
Ελληνικό Ανοικτό Πανεπιστήμιο

Ευθυμία Πεντέρη
Δημοκρίτειο Πανεπιστήμιο Θράκης

Περίληψη. Τα νέα αναλυτικά προγράμματα για το νηπιαγωγείο, δίνουν έμφαση στην οργάνωση και αξιολόγηση των μαθησιακών εμπειριών των παιδιών, ώστε να ανταποκρίνονται στις ιδιαίτερες κλίσεις και τα ενδιαφέροντά τους και να τα βοηθούν στην καλλιέργεια θετικής στάσης απέναντι στη μάθηση. Ο τρόπος με τον οποίο τα παιδιά προσεγγίζουν τις μαθησιακές καταστάσεις και εμπλέκονται σε αυτές περιγράφεται στη διεθνή βιβλιογραφία με τον όρο «μαθησιακές συμπεριφορές». Για τη μελέτη τους προτείνεται η Κλίμακα Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας (ΚΕΜΣ-ΠΗ) (Preschool Learning Behavior Scale) ως ένα εργαλείο που μπορεί να αξιοποιηθεί από νηπιαγωγούς με στόχο την καταγραφή και καλύτερη κατανόηση των μαθησιακών συμπεριφορών των παιδιών και διερευνώνται τα ψυχομετρικά χαρακτηριστικά της ελληνικής εκδοχής της. Τα δεδομένα προέρχονται από 890 παιδιά που φοιτούσαν σε δημόσια νηπιαγωγεία 33 νομών της Ελλάδας, με βάση τις απαντήσεις των νηπιαγωγών (*N*= 233) των τάξεων τους. Η παραγοντική ανάλυση ανέδειξε δύο παράγοντες, «Κίνητρο/Επάρκεια» και «Στάση Απέναντι στη Μάθηση-Προσοχή», με ικανοποιητική εσωτερική σταθερότητα. Τα αποτελέσματα σχολιάζονται σε σχέση με τη δυνατότητα της ΚΕΜΣ-ΠΗ να δώσει χρήσιμες πληροφορίες σε ότι αφορά: το ίδιο το παιδί και τον τρόπο που αντιδρά στη μάθηση, το παιδί σε σχέση με την υπόλοιπη τάξη, την αποτελεσματικότητα των διδακτικών προσεγγίσεων και των προγραμμάτων που εφαρμόζονται στην τάξη.

Λέξεις-κλειδιά: Νηπιαγωγείο, μαθησιακές συμπεριφορές, Κλίμακα Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας

Summary. New curricula concerning kindergarten in Greece put particular emphasis on the organization of rich learning activities in the classroom and the evaluation of children's responses so as to provide learning environments that correspond to their inclinations and interests. The way children initiate and engage in learning situations is described in the international literature by the term "learning behaviors". Children's learning experiences in the preschool are fundamental for the cultivation of these behaviors as this developmental period is considered essential for the development and establishment of children's attitudes towards learning. Measurement of learning behaviors could provide useful information about: (a) the way each child responds to

Υπεύθυνος επικοινωνίας: *Κωνσταντίνος Πετρογιάννης*, Ελληνικό Ανοικτό Πανεπιστήμιο, παρ. Αριστοτέλους 18, 26335, Πάτρα. e-mail: kpetrogiannis@eap.gr

Ηλεκτρονικός εκδότης: *Εθνικό Κέντρο Τεκμηρίωσης, Εθνικό Ίδρυμα Ερευνών*
URL: http://childeducation-journal.org

learning, (b) the development of children's learning behaviors compared to the level of the other children in the classroom, and (c) the effectiveness of the teaching approaches and the programs applied in the classroom. Considering the absence of relevant tools for the Greek educational context, the Preschool Learning Behavior Scale is suggested herewith as a measure that can be used by kindergarten teachers aiming to plan and organize appropriate learning environments with preschool children so that they can ~~to~~ record and better understand children's learning behaviors. The study presents the Greek version of PLBS and examines its psychometric properties. Data were based on a study of 890 children, randomly chosen by their kindergarten teachers (*N*= 233), that attended public kindergartens from 33 prefectures in Greece. Analyses provided evidence for the reliability and validity status of the Greek version of the PLBS and its factorial construct indicating that it could be used as a promising assessment tool. Two reliable and valid factors emerged: (i) Motivation/Competence which reflects children's motivation, determination to engage and persist in learning activities and (ii) Attitude towards learning/Attention that refers to their responses towards novelty and frustration with an emphasis on attention. Identifying the way children respond in learning situations and their motivation to engage in new and challenging activities, teachers could organize rich learning environments in the classroom that correspond to children's particular potentials and needs so as to foster their adaptive behavior and promote later school success. The findings are discussed in relation with the cultural particularities of the manifestations and evaluations of learning approaches in different socio-cultural educational contexts, as well as the strengths of the PLBS to capture and reflect these particularities.

Keywords: Kindergarten, learning behaviors, Greek version of the Preschool Learning Behavior Scale

Εισαγωγή

Η έμφαση στις μαθησιακές εμπειρίες του παιδιού στα νέα προγράμματα για νηπιαγωγείο

Από τη θεσμοθέτηση του υποχρεωτικού χαρακτήρα της φοίτησης στο νηπιαγωγείο για τα παιδιά ηλικίας 5 ετών, το 2006 και μετά, παρατηρείται μια συστηματική προσπάθεια σε επίπεδο εκπαιδευτικής πολιτικής για την αναβάθμιση του Αναλυτικού Προγράμματος και την ενίσχυση του ρόλου των εκπαιδευτικών στη διαμόρφωση «προκλητικών και δημιουργικών» μαθησιακών περιβαλλόντων (Δαφέρμου, Κουλούρη, & Μπασαγιάννη, 2006). Ο κοινωνικός χαρακτήρας της μάθησης βρίσκεται στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος και καθορίζει τους στόχους και τη μεθοδολογία των προγραμμάτων που αναπτύσσονται (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α). Μεταξύ των 10 βασικών αρχών του Νέου Προγράμματος Σπουδών πρωταρχική θέση έχουν η ολόπλευρη ανάπτυξη των παιδιών και η καλλιέργεια θετικής στάσης απέναντι στη μάθηση (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011β).

Δίνεται μεγάλη έμφαση στους τρόπους με τους οποίους τα παιδιά προσεγγίζουν τη μάθηση και στην οργάνωση των μαθησιακών εμπειριών τους, ώστε να ανταποκρίνονται στη *μαθησιακή ετοιμότητα*, τα *ενδιαφέροντα* και το *μαθησιακό προφίλ* του κάθε μαθητή ή/και μικρών ομάδων μαθητών (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α). Για το σκοπό αυτό, ο εκπαιδευτικός καλείται να εφαρμόσει συστηματική παρατήρηση και αξιολόγηση της συμπεριφοράς και των δεξιοτήτων των παιδιών σε όλα τα πλαίσια δράσης που παρέχει η προσχολική τάξη: (i) το παιχνίδι, (ii) τις καθημερινές ρουτίνες, (iii) τα σημαντικά συμβάντα της καθημερινής ζωής,

(iv) τις εξερευνήσεις (καταστάσεις προβληματισμού και σχέδια εργασίας) και (v) τις οργανωμένες δραστηριότητες.

Για να μπορέσει, επομένως, ο εκπαιδευτικός να επιτελέσει το δύσκολο έργο της οργάνωσης της μαθησιακής εμπειρίας των παιδιών της τάξης του, είναι απαραίτητο να γνωρίζει τι ακριβώς θα πρέπει να παρατηρήσει και να αξιολογήσει ως προς την ετοιμότητα, το μαθησιακό προφίλ και τα ενδιαφέροντα των παιδιών, καθώς και να διαθέτει τα κατάλληλα εργαλεία. Στον Οδηγό του Εκπαιδευτικού για το Νέο Πρόγραμμα Σπουδών (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011β) γίνεται μια σύντομη αναφορά στο τι συνιστά το κάθε πεδίο (σελ. 26). Με τον όρο *ενδιαφέροντα*, γίνεται αναφορά στα θέματα που μπορεί να κινητοποιούν τα παιδιά ή θέλουν να εξερευνήσουν. Το *μαθησιακό προφίλ* περιγράφει τους τρόπους με τους οποίους μαθαίνει καλύτερα ένα παιδί και περιλαμβάνει το μαθησιακό στυλ και τις προτιμήσεις του παιδιού για τον τρόπο και το χώρο εργασίας. Για το ζήτημα της *ετοιμότητας*, γίνεται αναφορά στο επίπεδο κατανόησης του παιδιού, στις δεξιότητες και στις προϋπάρχουσες γνώσεις του.

Η έννοια και η σημασία των μαθησιακών συμπεριφορών

Μία διάσταση, ωστόσο, που δεν φαίνεται να αναφέρεται ρητά στο πλαίσιο της *ετοιμότητας*, όπως τουλάχιστον γίνεται αντιληπτή στο Νέο Πρόγραμμα Σπουδών, αλλά αποτελεί κρίσιμο συστατικό στοιχείο είναι οι *μαθησιακές συμπεριφορές* (learning behaviors) του παιδιού, όρος που χρησιμοποιείται στη διεθνή βιβλιογραφία για να περιγράψει τον τρόπο με τον οποίο τα παιδιά αντιδρούν στις διάφορες μαθησιακές καταστάσεις. Αναφέρεται σε ένα φάσμα δεξιοτήτων και προτύπων συμπεριφοράς, διαθέσεων, κλίσεων, συνηθειών και χαρακτηριστικών στυλ που καθορίζουν τον τρόπο με τον οποίο ένα παιδί εμπλέκεται και μυείται στη μάθηση (Chen, Mazur, & McNamee, 2011· Domínguez-Escalón, Vitiello, Maier, & Greenfield, 2009). Ενδεικτικά αναφέρονται η επιμονή, η περιέργεια, η προθυμία, ο σχεδιασμός, η επίλυση προβλημάτων, η πρωτοβουλία, ο αυτο-προσδιορισμός και η συνεργασία με τους συνομηλίκους (Barnett, Bauer, Ehrhardt, Lentz, & Stollar, 1996· McDermott, 1999· McClelland & Morrisson, 2003). Οι μαθησιακές συμπεριφορές αποτελούν μια σημαντική διάσταση της *ετοιμότητας*, η οποία θεωρείται η βάση για την ανάπτυξη όλων των άλλων συστατικών της (π.χ. φυσική και κινητική ανάπτυξη, κοινωνικο-συναισθηματική ανάπτυξη, γλωσσική και επικοινωνιακή ανάπτυξη, γνωστική ανάπτυξη, (βλ., Scott-Little, Kagan & Frelow, 2006· Fantuzzo et al., 2007· Hyson, 2008).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι *μαθησιακές συμπεριφορές* διαφοροποιούνται από τις *κοινωνικές συμπεριφορές ή δεξιότητες* υπό την έννοια ότι οι πρώτες περιγράφουν τις προσπάθειες των παιδιών να επιτύχουν μαθησιακούς στόχους που σχετίζονται με την ολοκλήρωση συγκεκριμένων καθηκόντων ή εργασιών, ενώ οι δεύτερες καθορίζονται και ικανοποιούν κοινωνικούς στόχους που αναφέρονται στις διαπροσωπικές σχέσεις και αλληλεπιδράσεις (Bronson, 1994· Cooper & Farran, 1988). Η διάκριση αυτή είναι χρήσιμη τόσο από θεωρητικής όσο και εμπειρικής άποψης καθώς φαίνεται να υφίστανται διαφορετικές «διαδρομές» που συνδέουν τις μαθησιακές και τις κοινωνικές συμπεριφορές με τη σχολική επίδοση (McClelland & Morrison, 2003).

Η σημασία των μαθησιακών συμπεριφορών στο πλαίσιο της προσχολικής εκπαίδευσης έγκειται στο γεγονός ότι διαμορφώνονται όχι μόνο υπό την επίδραση των ατομικών χαρακτηριστικών και προδιαθέσεων του παιδιού, αλλά είναι ευαίσθητες σε πολιτισμικούς παράγοντες, όπως οι αξίες ανατροφής ή τα διαφορετικά διδακτικά στυλ και μπορούν να τροποποιηθούν στη βάση των εμπειριών από διαφορετικά εκπαιδευτικά περιβάλλοντα (Chen, Masur, & McNamee, 2011· Domínguez-Escalón et al., 2009· Domínguez-Escalón & Greenfield, 2009). Έχει φανεί ότι οι μαθησιακές συμπεριφορές επηρεάζονται από τις δραστηριότητες στην τάξη και αναπτύσσονται ως το αποτέλεσμα της σχολικής κοινωνικοποίησης (Chen, Masur, & McNamee, 2011).

Επιπλέον, όπως προκύπτει από τη σχετική έρευνα, οι μαθησιακές συμπεριφορές εντάσσονται μεταξύ των προστατευτικών παραγόντων που λειτουργούν εξισορροπητικά ενάντια σε κινδύνους που σχετίζονται με τη σχολική αποτυχία, ιδιαίτερα κατά την περίοδο της μετάβασης των παιδιών στο σχολικό περιβάλλον (George & Greenfield, 2005). Οι Domínguez-Escalón και Greenfield (2009) έδειξαν ότι οι μαθησιακές συμπεριφορές σε προσχολικά περιβάλλοντα διαμεσολαβούν τη σχέση ανάμεσα στα προβλήματα κοινωνικής συμπεριφοράς και στα ακαδημαϊκά-μαθησιακά επιτεύγματα των παιδιών. Επίσης, οι μαθησιακές συμπεριφορές φάνηκε ότι έχουν ισχυρή προγνωστική ισχύ για την πορεία ανάπτυξης γλωσσικών, μαθηματικών και κοινωνικών δεξιοτήτων, πέρα και πάνω από την όποια επίδραση της ευφυΐας ή των γνωστικών ικανοτήτων του παιδιού (McDermott et al., 2002). Στη βάση αυτών των ευρημάτων, υποστηρίζεται ότι τα προγράμματα που στοχεύουν στην προαγωγή της μάθησης των παιδιών μπορεί να είναι πιο αποτελεσματικά όταν εστιάζουν στη διδασκαλία μαθησιακών συμπεριφορών που συμβάλλουν στην προσαρμογή των παιδιών στο σχολικό περιβάλλον, ενισχύοντας έτσι την αποτελεσματικότητα των εκπαιδευτικών να σχεδιάζουν πλούσιες και ενδιαφέρουσες μαθησιακές δραστηριότητες. Όπως αναφέρουν ο McDermott και οι συνεργάτες του (2011), η διδασκαλία η οποία στοχεύει στην προαγωγή των μαθησιακών συμπεριφορών των παιδιών θεωρείται σημαντικός παράγοντας για το σχεδιασμό και την επίτευξη προσχολικών προγραμμάτων υψηλής ποιότητας.

Κατά συνέπεια, η δυνατότητα εκτίμησης των μαθησιακών εμπειριών των παιδιών στην αρχή της φοίτησής τους στο προσχολικό πλαίσιο αλλά και κατά τη διάρκεια αυτής θα αποτελούσε μια σημαντική πληροφορία για τους εκπαιδευτικούς, που θα λειτουργούσε ενισχυτικά στην προσπάθειά τους να οργανώσουν τις μαθησιακές εμπειρίες των παιδιών ώστε να ανταποκρίνονται στις ιδιαίτερες ανάγκες και δυνατότητές τους, προσφέροντας ταυτόχρονα τη δυνατότητα για την αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας των προγραμμάτων και των διδακτικών προσεγγίσεων που εφαρμόζουν.

Η μέτρηση των μαθησιακών συμπεριφορών

Παρά το γεγονός ότι τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά υποστηρίζεται η σημασία των πρώιμων μαθησιακών συμπεριφορών για τη σχολική ετοιμότητα των παιδιών και τη μετέπειτα ακαδημαϊκή τους επιτυχία, δεν υπάρχουν αρκετά διαθέσιμα ερευνητικά εργαλεία για τη μέτρησή τους, ιδιαίτερα μάλιστα σε ότι αφορά την ελληνική ψυχολογική και εκπαιδευτική έρευνα.

Οι Cooper και Farran (1988) σχεδίασαν ένα εργαλείο με 39 προτάσεις (Cooper and Farran *Behavioral Rating Scales: CFBRS*), με στόχο να εντοπίσουν συμπεριφορές που αναπτύσσονται στο νηπιαγωγείο και είναι σημαντικές για τη σχολική επιτυχία των παιδιών. Οι προτάσεις παρουσιάζονται με τη μορφή μιας διπολικής 7βαθμης κλίμακας που αντιπροσωπεύει τα διαφορετικά επίπεδα έκφρασης της κάθε συμπεριφοράς. Σχετικές περιγραφές δίνονται σε τέσσερα σημεία της κλίμακας παρέχοντας συγκεκριμένα κριτήρια στους εκπαιδευτικούς για να αξιολογήσουν τη συμπεριφορά των παιδιών. Η παραγοντική ανάλυση ανέδειξε δύο παράγοντες: ο πρώτος ονομάστηκε «Διαπροσωπικές δεξιότητες» με 17 προτάσεις, οι οποίες αναφέρονταν στη σωματική/φυσική και λεκτική επιθετικότητα, ενώ ο δεύτερος με τίτλο «Δεξιότητες που σχετίζονται με τη δραστηριότητα» συμπεριλάμβανε 13 προτάσεις που εστίαζαν στην έλλειψη οργάνωσης, στην εξάρτηση και στην έλλειψη συμμόρφωσης με τις οδηγίες.

Ο Fantuzzo και οι συνεργάτες του (2005) χρησιμοποίησαν το *Work Habits Performance Assessment (WHPA)* για την αξιολόγηση των μαθησιακών συμπεριφορών που εκδηλώνουν τα παιδιά νηπιαγωγείου σε ακαδημαϊκού τύπου δραστηριότητες/εργασίες. Η βαθμολογία από τις πέντε προτάσεις του εργαλείου αξιοποιήθηκε αθροιστικά και καταγράφηκε υψηλή εσωτερική συνέπεια.

Οι Chen και McNamee (2007) σχεδίασαν το *Bridging*, ένα εργαλείο που απευθύνεται σε παιδαγωγούς μικρών παιδιών (3 έως 8 ετών) για την αξιολόγηση 5 μαθησιακών συμπεριφορών μέσω της παρατήρησης των παιδιών στο πλαίσιο διαφορετικών δραστηριοτήτων στην τάξη. Χρησιμοποιούνται περιγραφές που είναι αντιπροσωπευτικές της έννοιας και του περιεχομένου κάθε συμπεριφοράς και οι οποίες βαθμολογούνται σε μια 5βαθμη κλίμακα, ανάλογα με το πόσο συχνά εκδηλώνονται σε κάθε δραστηριότητα. Οι συγγραφείς ανέφεραν ότι η εσωτερική αξιοπιστία του εργαλείου κυμάνθηκε σε υψηλά επίπεδα.

Η *Teacher Rating Scale*, η οποία αποτελεί μια προσαρμογή της γνωστής *Social Skills Rating System* (Gresham & Elliott, 1990) στο πλαίσιο του ερευνητικού προγράμματος *ECLS-K*(NCES, 2010) περιλαμβάνει προτάσεις που αντανακλούν βασικές μαθησιακές συμπεριφορές, όπως η οργάνωση, η δημιουργικότητα, η προσαρμοστικότητα και η εμπλοκή στη μάθηση (National Research Council, 2008).

Η "Κλίμακα Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας" (ΚΕΜΣ-ΠΗ) (*Preschool Learning Behaviors Scale - PLBS*) (McDermott, Leigh, & Perry, 2002) αποτελεί ένα από τα πιο δημοφιλή εργαλεία που αφορούν αποκλειστικά την προσέγγιση της μαθησιακής συμπεριφοράς σε παιδιά προσχολικής ηλικίας. Αναπτύχθηκε στις ΗΠΑ βασιζόμενη στην ίδια προσέγγιση με εκείνη που αναπτύχθηκε η *Learning Behaviors Scale (LBS)* (McDermott, 1999), η οποία αφορά μεγαλύτερα παιδιά ηλικίας 6-12 ετών. Έτσι, τα δύο αυτά εργαλεία καθιστούν εφικτή τη διαχρονική μέτρηση και εκτίμηση ενός συγκεκριμένου συνόλου μαθησιακών συμπεριφορών και την εξέλιξή τους σε όλο το εύρος της προσχολικής και σχολικής περιόδου των παιδιών. Το στοιχείο αυτό, μεταξύ άλλων, οδήγησε στην επιλογή του συγκεκριμένου εργαλείου και την προσαρμογή του στον ελληνικό χώρο. Για την περίπτωση της Ελλάδας προτιμήθηκε η ΚΕΜΣ-ΠΗ καθώς η φοίτηση στο νηπιαγωγείο περιλαμβάνει ηλικίες από 4 έως 6 έτη.

Η *PLBS* απευθύνεται σε παιδαγωγούς προσχολικής ηλικίας και νηπιαγωγούςκαι δίνει τη δυνατότητα εκτίμησης μιας σειράς από θεμελιώδεις για την προσχολική ηλικία μαθησιακές συμπεριφορές, αντανακλώντας σημαντικές διαστάσεις της λειτουργίας στην τάξη που θεωρούνται βασικοί παράγοντες για τη σχολική επιτυχία των παιδιών (Fantuzzo et al., 2007). Μπορεί να υποστηριχθεί ότι βρίσκεται σε συστοιχία με τις αρχές και τους στόχους των νέων προγραμμάτων που αναφέρονται στην οργάνωση των μαθησιακών εμπειριών των παιδιών στο νηπιαγωγείο καθώς:

i. Αναφέρεται σε μεταγνωστικές δεξιότητες οι οποίες είναι θεμελιώδους σημασίας για τη σχολική ετοιμότητα και την ακαδημαϊκή επίτευξη των παιδιών (McDermott et al., 2002· Yen, Konold, & McDermott, 2004). Η καλλιέργεια μαθησιακών στρατηγικών στα παιδιά είναι μια από τις βασικές προτεραιότητες του Νέου Προγράμματος Σπουδών, καθώς συνιστούν τη βάση για την ικανοποίηση των στόχων που τίθενται στις οκτώ μαθησιακές περιοχές του προγράμματος (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α) ·
ii. Δίνει πληροφορίες για τη λειτουργικότητα των παιδιών στην προσχολική τάξη. Αυτές οι πληροφορίες μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους παιδαγωγούς προσχολικής ηλικίας και τις νηπιαγωγούς ώστε να χαρτογραφηθούν οι μαθησιακές συμπεριφορές των παιδιών στην τάξη και να εμβαθύνουν στον τρόπο που οι μαθησιακές συμπεριφορές του κάθε παιδιού διαφοροποιούνται από το επίπεδο της υπόλοιπης τάξης. Με αυτόν τον τρόπο οι παιδαγωγοί προσχολικής ηλικίας και οι νηπιαγωγοί μπορούν να σχεδιάσουν και να οργανώσουν ποικίλες μαθησιακές εμπειρίες για τα παιδιά και να διαφοροποιήσουν τις διδακτικές και παιδαγωγικές τους πρακτικές ώστε να ανταποκρίνονται στις ανάγκες και τις δυνατότητες όλων των παιδιών, σύμφωνα και με τις αρχές της διαφοροποιημένης παιδαγωγικής (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α) ·
iii. Εστιάζει σε μια σειρά συμπεριφορών οι οποίες είναι εύπλαστες και ανταποκρίνονται ανάλογα με τα χαρακτηριστικά της διδασκαλίας. Αυτό σημαίνει ότι οι εκπαιδευτικοί,

εκτός του ότι αντλούν επιπλέον γνώσεις και πληροφορίες για τις επάρκειες των παιδιών που σχετίζονται με τη μάθηση, μπορούν να αξιοποιήσουν αυτές τις γνώσεις για να οργανώσουν προγράμματα παρέμβασης για την ενδυνάμωση των παιδιών που υπολείπονται σε προσαρμοστικές μαθησιακές συμπεριφορές είτε δίνοντας έμφαση σε διαστάσεις των συμπεριφορών αυτών σε επίπεδο παραγόντων της κλίμακας είτε εστιάζοντας σε συγκεκριμένες συμπεριφορές σε επίπεδο προτάσεων της κλίμακας. Με αυτόν τον τρόπο, οι εκπαιδευτικοί ενισχύονται στο σημαντικό ρόλο να αναγνωρίζουν σε πρώτη φάση τις ανάγκες και να αξιολογούν την πρόοδο των παιδιών και σε δεύτερη φάση να οργανώνουν το μαθησιακό περιβάλλον και να σχεδιάζουν την εκπαιδευτική διαδικασία στην τάξη (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α).

Στόχος της εργασίας

Λαμβάνοντας υπόψη τα παραπάνω, στόχος της εργασίας είναι η προσαρμογή της "Κλίμακας Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας" (ΚΕΜΣ-ΠΗ) (*Preschool Learning Behaviors Scale - PLBS*: McDermott, Leigh, & Perry, 2002) στην ελληνική γλώσσα και η μελέτη των ψυχομετρικών της χαρακτηριστικών/ιδιοτήτων και της καταλληλότητάς της για μελλοντική της χρήση στην ελληνική εκπαιδευτική πραγματικότητα.

Η δημιουργία της ελληνικής εκδοχής της *PLBS* (ΚΕΜΣ-ΠΗ) και η ανάδειξη των ψυχομετρικών της χαρακτηριστικών από την εφαρμογή της για παιδιά ηλικίας 4 έως 6 ετών, μπορεί να συνεισφέρει σημαντικά στη σχετική ψυχολογική και εκπαιδευτική έρευνα και πρακτική στην Ελλάδα. Επιπλέον, η παρούσα μελέτη μπορεί να συμβάλει στην ευρύτερη συζήτηση που αφορά τις πολιτισμικές ιδιαιτερότητες των εκφάνσεων και των αξιολογήσεων των μαθησιακών συμπεριφορών των παιδιών σε διαφορετικά κοινωνικο-πολιτισμικά περιβάλλοντα, καθώς και της δυναμικής της κλίμακας να συλλαμβάνει και να αντανακλά αυτές τις ιδιαιτερότητες (για παράδειγμα, Hahn, Schaefer, Merino, & Worrell, 2009).

Μέθοδος

Συμμετέχοντες

Η ΚΕΜΣ-ΠΗ συμπληρώθηκε για 890 παιδιά, 429 (48,2%) αγόρια και 461 (51,8%) κορίτσια που είχαν επιλεγεί τυχαία από τις νηπιαγωγούς τους. Τα 369 (41,5%) από αυτά ήταν προνήπια (4-5 ετών) και τα 521 (58,5%) νήπια (5-6 ετών). Με βάση το κριτήριο της αστικότητας, 339 (38,1%) παιδιά ζούσαν σε μητροπολιτικές περιοχές (πρωτεύουσες νομών), 157 (17,6%) σε αστικές περιοχές, 237 (26,6%) σε ημι-αστικές και 157 (17,6%) σε αγροτικές περιοχές. Όλα τα παιδιά μιλούσαν την ελληνική γλώσσα ως μητρική. Τα περισσότερα παιδιά (533, ποσοστό 59,9%) από αυτά είχαν εμπειρία από κάποιο κέντρο ημερήσιας φροντίδας. Τα δεδομένα συγκεντρώθηκαν από 233 γυναίκες νηπιαγωγούς (από ισάριθμα προσχολικά τμήματα) που κατέχουν πανεπιστημιακά πτυχία και επιλέχθηκαν τυχαία μέσω μιας διαδικασίας δειγματοληψίας ποσοστώσεων. Η ηλικία τους κυμαινόταν μεταξύ 24 και 58 έτη (*M*.=41, *SD*9,05) και είχαν διδακτική εμπειρία κατά μέσο όρο 14 έτη (*SD*=9,05).

Μετρήσεις

Η ΚΕΜΣ-ΠΗ αποτελεί ένα εργαλείο που απευθύνεται σε εκπαιδευτικούς για την εκτίμηση ενός συνόλου παρατηρήσιμων μαθησιακών συμπεριφορών που τα παιδιά εκδηλώνουν στο προσχολικό περιβάλλον. Οι νηπιαγωγοί απαντούν στις 29 ερωτήσεις με μια 3βαθμη κλίμακα για το πόσο συχνά το παιδί εμφανίζει την κάθε συμπεριφορά στην τάξη («συχνά», «μερικές φορές», «ποτέ»). Για να μπορέσουν να απαντήσουν οι εκπαιδευτικοί θα πρέπει να έχουν εμπειρία από τη δράση και τις επιδόσεις του παιδιού στην τάξη για τουλάχιστον δύο μήνες. Μια μελέτη (McDermott et al., 2002) που διεξήχθη για τη δομική

εγκυρότητα του εργαλείου ανέδειξε τρεις αξιόπιστους παράγοντες με συντελεστές Cronbach alpha που κυμάνθηκαν από 0,72 έως 0,89 για το συνολικό δείγμα αλλά και τις υπο-ομάδες που μελετήθηκαν στην αρχική μελέτη του McDermott et al. (2002). Επίσης φάνηκε η δυνατότητα αξιοποίησης της συνολικής βαθμολογίας της κλίμακας (ο συντελεστής Cronbach alpha έλαβε τιμές για το συνολικό δείγμα και τις διάφορες υπο-ομάδες που κυμάνθηκαν από 0,86 έως 0,92).

Ο παράγοντας «Κίνητρο για Επάρκεια» (Competence Motivation) αντανακλά την περιέργεια των παιδιών για τις δραστηριότητες, το κίνητρο και τη θέληση να κατανοήσουν τις δραστηριότητες και την αποφασιστικότητα να φέρουν εις πέρας με επιτυχία τα σχετικά μαθησιακά καθήκοντα. Ο παράγοντας «Προσοχή/Επιμονή» (Attention/Persistence) περιγράφει την ικανότητα των παιδιών να ανταποκρίνονται με προσοχή στα μαθησιακά ερεθίσματα και να διατηρούν το ενδιαφέρον τους, όταν συναντούν μεγάλη δυσκολία και πρόκληση. Ο τρίτος παράγοντας, «Στάση Απέναντι στη Μάθηση» (Attitude Toward Learning), αναφέρεται στη γενική στάση και συμπεριφορά των παιδιών κατά τη διάρκεια των δραστηριοτήτων και στον τρόπο που αλληλεπιδρούν με τους συνομηλίκους και τον εκπαιδευτικό.

Η ΚΕΜΣ-ΠΗ φάνηκε να μην επηρεάζεται από παράγοντες όπως το φύλο του παιδιού και η εθνοτική ταυτότητα της ομάδας προέλευσης (Schaefer & McDermott, 1999). Μια σειρά μελετών έδειξε, επίσης, τη δυνατότητα της κλίμακας να εξηγεί την ποικιλομορφία στις επιδόσεις των παιδιών, να προβλέπει τη μελλοντική ακαδημαϊκή επιτυχία και να συμπληρώνει τις πληροφορίες που παρέχουν τα τεστ ευφυΐας (Yen, Konold, & McDermott, 2004).

Για τις ανάγκες της προσαρμογής της κλίμακας, η αγγλική εκδοχή της μεταφράστηκε από τρεις νηπιαγωγούς με άριστη γνώση της αγγλικής γλώσσας. Η ερευνητική ομάδα, προχώρησε στη σύγκριση των τριών νέων εκδοχών και κατέληξε στην τελική μετάφραση, η οποία μεταφράστηκε ξανά στα αγγλικά από ένα δίγλωσσο καθηγητή Ψυχολογίας (χωρίς να διαθέτει την αρχική αγγλική εκδοχή). Η ελληνική εκδοχή του εργαλείου ελέγχθηκε στη συνέχεια με μια πιλοτική μελέτη με 32 νηπιαγωγούς, οι οποίες συμπλήρωσαν την κλίμακα για 64 παιδιά. Οι αναλύσεις έδειξαν ότι όλες οι ερωτήσεις είχαν γίνει κατανοητές, είχαν νόημα για τις νηπιαγωγούς και μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν ως είχαν στην επόμενη φάση της έρευνας.

Διαδικασία

Μια πρώτη επικοινωνία πραγματοποιήθηκε με όλες τις νηπιαγωγούς με σκοπό την ενημέρωσή τους για τους στόχους και τη διαδικασία της έρευνας. Οι νηπιαγωγοί κλήθηκαν να επιλέξουν τέσσερα παιδιά από την τάξη χρησιμοποιώντας έναν πίνακα με τυχαίους αριθμούς. Στη συνέχεια, στάλθηκε στα νηπιαγωγεία ένας φάκελος ο οποίος περιείχε α) μια επιστολή προς τους γονείς των παιδιών που κληρώθηκαν για να ενημερωθούν για την έρευνα και να ζητηθεί η άδεια για την αξιολόγηση του παιδιού από τη νηπιαγωγό διασφαλίζοντας την ανωνυμία και την εμπιστευτικότητα των δεδομένων, β) μια επιστολή προς τις νηπιαγωγούς που παρείχε λεπτομερή περιγραφή της μελέτης και σαφείς οδηγίες για τη διεξαγωγή της και γ) τα ερωτηματολόγια. Μετά την ολοκλήρωση των απαραίτητων διαδικασιών και τη συμπλήρωση των ερωτηματολογίων η επιστροφή τους πραγματοποιήθηκε είτε με παραλαβή τους από το νηπιαγωγείο είτε ταχυδρομικά.

Αποτελέσματα

Ανάλυση των προτάσεων της κλίμακας - Περιγραφική Στατιστική

Στην πρώτη φάση της ανάλυσης, διεξήχθη εξαντλητικός έλεγχος των δεδομένων των κατανομών και εκκαθάριση από ακραίες τιμές που μπορεί να επηρέαζαν την έκβαση των αποτελεσμάτων.

Πριν οποιαδήποτε άλλη ανάλυση ελέγχθηκε η κανονικότητα των κατανομών των τιμών-απαντήσεων (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999) που έδωσαν οι νηπιαγωγοί στις επιμέρους προτάσεις της κλίμακας καθώς και της συνολικής τιμής. Με βάση τα αποτελέσματα των αναλύσεων διαπιστώθηκε ότι τα δεδομένα δεν παρουσίαζαν κανονική κατανομή σύμφωνα με το κριτήριο Shapiro-Wilk. Το εύρημα ήταν αναμενόμενο, αφού δεν είναι σπάνιο το γεγονός, όταν οι μέσες τιμές είναι υψηλές οι κατανομές των τιμών των επιμέρους προτάσεων να είναι ασύμμετρες και κυρτωτικές (Gorsuch, 1997). Τα δεδομένα παρουσίασαν αρνητική ασυμμετρία και κύρτωση. Διαπιστώθηκε ότι στην περίπτωση της πρότασης 19 (*προφασίζεται πονοκεφάλους για να μη συμμετέχει*) σημειώθηκε συντελεστής ασυμμετρίας μεγαλύτερος του εύρους συντελεστών 2 έως -2 και συντελεστής κύρτωσης που υπερέβαινε το εύρος τιμών +3 έως -3, οι οποίες αποτελούν και τα όρια των τιμών των συγκεκριμένων συντελεστών προκειμένου να θεωρηθούν ότι τα δεδομένα μιας κατανομής δεν παρουσιάζουν εξαιρετικά αποκλίνουσες (μη κανονικές) κατανομές (Hutcheson & Sofroniou, 1999). Αποφασίστηκε η συγκεκριμένη πρόταση να εξαιρεθεί από κάθε περαιτέρω ανάλυση και επαναλήφθηκε η διαδικασία, όπου αυτή τη φορά πληρούνταν το συγκεκριμένο κριτήριο στο σύνολο των 28 μεταβλητών που απέμειναν για περαιτέρω ανάλυση.

Σε ένα δεύτερο βήμα ελέγχθηκε η παρουσία ακραίων τιμών (outliers). Βρέθηκαν 23 περιπτώσεις οι οποίες είχαν στατιστικά σημαντικές δειγματικές τετραγωνικές αποστάσεις Mahalanobis D^2 (ή τετραγωνισμένες αποστάσεις του Mahalanobis), εφόσον οι τιμές τους ήταν μεγαλύτερες της κρίσιμης τιμής χ^2= 56,89, df= 28, p<0,001, στοιχείο που υποδεικνύει ότι επρόκειτο για ακραίες τιμές. Οι περιπτώσεις αυτές εξαιρέθηκαν από επόμενες αναλύσεις διαμορφώνοντας έτσι ένα τελικό δείγμα 867 περιπτώσεων στο οποίο επαναλήφθηκε η διαδικασία εξαγωγής των περιγραφικών δεικτών.

Η εξέταση των στατιστικών δεικτών στο επίπεδο των επιμέρους προτάσεων έδειξε ότι οι μέσες βαθμολογίες κυμαίνονταν σε σχετικά υψηλά επίπεδα δεδομένου ότι οι μέσες τιμές των απαντήσεων στις επιμέρους προτάσεις κυμάνθηκαν μεταξύ 1,07 έως 1,75. Οι συντελεστές ασυμμετρίας κυμαίνονταν από -1,94 έως - 0,06 (16 προτάσεις είχαν συντελεστές ασυμμετρίας που υπερέβαιναν την τιμή -1,0) και οι συντελεστές κύρτωσης κυμαίνονταν μεταξύ -1,07 και 2,73 (7 προτάσεις είχαν συντελεστές κύρτωσης μεγαλύτερους του ±1,0) (βλ. Πίνακα 1). Τα ευρήματα ήταν παρόμοια με αυτά της μελέτης της Hahn και των συνεργατών της (2009) καθώς και αυτής των McDermott, Leigh και Perry (2002), ενώ αντίστοιχα υψηλές τιμές έχουν καταγραφεί και για την κλίμακα LBS που έχει χρησιμοποιηθεί με μαθητές ηλικίας 5-17 ετών (π.χ. Canivez, Willenborg, & Kearney, 2006· Worrell et al., 2001).

Ως τρίτο βήμα της πρώτης αυτής φάσης της ανάλυσης διεξήχθη έλεγχος των συσχετίσεων της κάθε πρότασης της κλίμακας με τη συνολική τιμή της (item-total correlations) για την εκτίμηση της συμβολής κάθε πρότασης στην κλίμακα (βλ. Πίνακα 1). Όλοι οι συντελεστές, πλην μιας περίπτωσης (πρόταση 13), είχαν θετικό πρόσημο και κυμαίνονταν μεταξύ 0,03 έως 0,70. Δύο προτάσεις (πρόταση 13: «*έχει δημιουργικές αλλά συχνά απραγματοποίητες ιδέες*» και η πρόταση 20: «*πρόθυμος/η να δεχτεί βοήθεια*») παρουσίασαν συντελεστές συσχέτισης πολύ μικρότερους του 0,2, τιμή η οποία θεωρείται ως ένα ελάχιστο επαρκές όριο για την διατήρηση μιας πρότασης στην κλίμακα για περαιτέρω αναλύσεις, δεδομένου ότι αποτελεί ένδειξη μικρής κοινής διακύμανσης της εκάστοτε πρότασης με τη συνολική βαθμολογία της κλίμακας (Field, 2005).

Για να εξετάσουμε τον αντίκτυπο από την εξαίρεση των δύο αυτών προτάσεων, υπολογίστηκαν οι νέες συσχετίσεις κάθε φορά που αφαιρούνταν από την ανάλυση κάθε πρόταση. Η προσέγγιση αυτή είναι απαραίτητη, γιατί με την εξαίρεση μιας πρότασης αλλάζει κάθε φορά τη σχέση των άλλων προτάσεων με τη μεταβαλλόμενη συνολική βαθμολογία της κλίμακας. Ο συντελεστής Cronbach alpha για ολόκληρη την κλίμακα αυξήθηκε έστω και ελάχιστα μετά την εξαίρεσή τους (βλ. τη στήλη "Συντελεστής Cronbach alpha μετά την εξαίρεση της πρότασης" του Πίνακα 1), αναδεικνύοντας την εσωτερική συνοχή της κλίμακας. Με βάση το συγκεκριμένο εύρημα αποφασίστηκε οι δύο αυτές

προτάσεις να εξαιρεθούν από όλες τις περαιτέρω αναλύσεις. Τρεις ακόμα προτάσεις (# 9, 22, 27) ήταν οριακά κάτω από το προαναφερθέν όριο, αλλά εξαιτίας του ικανοποιητικού μεγέθους δείγματος για την ανάλυση της κλίμακας (Kim & Mueller, 1978· Lawley & Maxwell, 1971), αποφασίστηκε να συμπεριληφθούν στις περαιτέρω αναλύσεις.

Πίνακας 1 Δείκτες περιγραφικής στατιστικής για την ελληνική εκδοχή της ΚΕΜΣ-ΠΗ (*N*=867)

Πρόταση	*M*	*SD*	Δείκτης Ασυμμετρίας	Δείκτης Κύρτωσης	Διορθωμένες συσχετίσεις τιμής πρότασης-προς-συνολική τιμή	Συντελεστής Cronbach alpha μετά την εξαίρεση της πρότασης
1	1,73	0,46	-1,29	0,29	0,55	0,88
2	1,44	0,67	-0,79	-0,49	0,65	0,87
3	1,50	0,68	-1,01	-0,21	0,51	0,88
4	1,63	0,56	-1,22	0,52	0,43	0,88
5	1,68	0,56	-1,54	1,42	0,48	0,88
6	1,65	0,59	-1,45	1,05	0,54	0,88
7	1,39	0,66	-0,60	-0,65	0,24	0,88
8	1,60	0,62	-1,31	0,58	0,44	0,88
9	1,65	0,59	-1,51	1,20	0,18	0,88
10	1,38	0,68	-0,63	-0,69	0,65	0,87
11	1,75	0,49	-1,88	2,73	0,38	0,88
12	1,54	0,63	-1,05	0,02	0,30	0,88
13*	1,17	0,59	-0,06	-0,32	-0,03	0,89
14	1,20	0,73	-0,33	-1,07	0,59	0,87
15	1,32	0,70	-0,53	-0,85	0,63	0,87
16	1,72	0,58	-1,94	2,62	0,40	0,88
17	1,44	0,70	-0,83	-0,55	0,36	0,88
18	1,54	0,65	-1,09	0,02	0,70	0,87
20*	1,59	0,62	-1,23	0,43	0,04	0,89
21	1,53	0,60	-0,88	-0,21	0,67	0,87
22	1,50	0,67	-1,01	-0,20	0,18	0,88
23	1,64	0,58	-1,38	0,90	0,61	0,87
24	1,20	0,66	-0,24	-0,75	0,51	0,88
25	1,67	0,52	-1,19	0,36	0,48	0,88
26	1,42	0,66	-0,69	-0,58	0,66	0,87
27	1,07	0,67	-0,08	-0,77	0,17	0,89
28	1,72	0,51	-1,68	1,95	0,49	0,88
29	1,37	0,68	-0,61	-0,71	0,38	0,88

* Οι προτάσεις αυτές εξαιρέθηκαν από περαιτέρω αναλύσεις.

Σημείωση: (1) *M*= Μέσος όρος, *SD*= τυπική απόκλιση. (2) Η πρόταση 19 δεν εμφανίζεται στον Πίνακα.

Διερευνητική παραγοντική ανάλυση της ΚΕΜΣ-ΠΗ

Για τη μελέτη της παραγοντικής δομής της κλίμακας επιλέχθηκε η διερευνητική παραγοντική ανάλυση έναντι της επιβεβαιωτικής, παρά το γεγονός ότι πρόκειται για ένα ερευνητικό εργαλείο που έχει εφαρμοστεί στο εξωτερικό και έχει καταγραφεί η δομή του, για τους εξής λόγους:

i. Μετά από την εξαίρεση δύο ερωτήσεων κατά τη διαδικασία της ανάλυσης των προτάσεων, η παραγοντική ανάλυση θα έπρεπε να διεξαχθεί με λιγότερες προτάσεις συγκριτικά με την αρχική εκδοχή της κλίμακας.
ii. Όπως τονίζουν οι Goodwin και Goodwin (1999), η εγκυρότητα και η αξιοπιστία αποτελούν ιδιότητες των μετρήσεων που λαμβάνουν χώρα σε συγκεκριμένες συνθήκες και με συγκεκριμένους συμμετέχοντες και όχι τόσο πολύ χαρακτηριστικά των ίδιων των ερευνητικών εργαλείων.
iii. Άλλοι ερευνητές σε μελέτες επαναληψιμότητας που αφορούν την αρχική εκδοχή της *PLBS* και της *LBS* εφαρμόζουν διαδικασίες διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης (Hahn et al., 2009· Worrell, Vandiver, & Watkins, 2001).
iv. Η ελληνική εκδοχή της *PLBS* (ΚΕΜΣ-ΠΗ) διαμορφώθηκε και δοκιμάστηκε για πρώτη φορά στην Ελλάδα.
v. Εφόσον οι μαθησιακές συμπεριφορές επηρεάζονται από πολιτισμικούς παράγοντες, όπως οι εκπαιδευτικές αξίες και οι διδακτικές πρακτικές, αναμένεται να υπάρχουν διαφορές στη συμπεριφορά της κλίμακας, όταν εφαρμόζεται σε διαφορετικά πολιτισμικά και εκπαιδευτικά περιβάλλοντα (βλ. σχετικά Hoy & Woolfolk, 1993· Tschannen-Moran & Hoy, 2001).

Δεδομένου ότι η παρούσα μελέτη ήταν μια μελέτη επαναληψιμότητας ή επαναλαμβανόμενου σχεδιασμού (replication study) προηγούμενων ερευνών που είχαν χρησιμοποιήσει την *PLBS* (Hahn et al., 2009), για την παραγοντική ανάλυση των 26 προτάσεων της κλίμακας που είχαν εναπομείνει μετά την πρώτη φάση αναλύσεων, επιλέχθηκε η εφαρμογή της παραγοντικής ανάλυσης κύριων αξόνων (principal axis factoring – PAF), η οποία είναι μια διερευνητική μέθοδος εξαγωγής παραγόντων (Fabrigar et al., 1999). Η διαδικασία αυτή επιλέχθηκε γιατί επηρεάζεται λιγότερο από μη κανονικές κατανομές τιμών (Briggs & MacCallum, 2003· Fabrigar et al., 1999· Tabachnick & Fidell, 2007) και έχει ως αποτέλεσμα οι στατιστικές εκτιμήσεις που προκύπτουν να παρουσιάζουν σφάλματα μεροληψίας μικρότερου βαθμού από ό,τι συμβαίνει στην περίπτωση εφαρμογής ανάλυσης κύριων συνιστωσών (Widaman, 1993) και μειώνει την επίδραση των δεδομένων 3βαθμης κλίμακας απαντήσεων, όπως στην παρούσα περίπτωση (Cudeck, 2000). Επιπλέον, η παραγοντική ανάλυση κύριων αξόνων (PAF) ήταν η κύρια αναλυτική διαδικασία που χρησιμοποιήθηκε σε προηγούμενες μελέτες με την κλίμακα *LBS* (Gavinez, Willenborg, & Kearney, 2006· Hahn et al., 2009· McDermott, 1999· Worrell et al., 2001).

Προκειμένου να γίνει η καλύτερη δυνατή εκτίμηση του αριθμού εξαγόμενων παραγόντων χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις κανόνες/κριτήρια που έχουν αναδειχθεί στη σχετική ερευνητική βιβλιογραφία: (α) το κριτήριο του Kaiser (K1) σύμφωνα με το οποίο διατηρούνται τόσοι παράγοντες όσων οι ιδιοτιμές είναι μεγαλύτερες της μονάδας (eigenvalues> 1,0) (Guttman, 1954), (β) ο έλεγχος του διαγράμματος ιδιοτιμών (screeplot) (Cattell, 1966), (γ) η χρήση της παράλληλης ανάλυσης του Horn (1965) (Horn's parallel analysis - HPA), και (δ) το κριτήριο του ελάχιστου μέσου όρου των μερικών συσχετίσεων του Velicer (1976) (minimum average partials - MAP). Τα δύο αυτά κριτήρια, για τα οποία χρησιμοποιήθηκε ειδικό λογισμικό (O'Connor, 2000· Watkins, 2006), συμπεριελήφθησαν διότι έχει αποδειχθεί ότι παράγουν περισσότερο σταθερές και ακριβείς εκτιμήσεις εξαγωγής παραγόντων και, ως εκ τούτου, μειώνεται η πιθανότητα επιλογής πολύ περισσότερων παραγόντων από ό,τι πραγματικά ισχύει (overfactoring) (Frazier & Youngstrom, 2007· Hubbard & Allen, 1987· Knight, 2000· Mumford et al., 2003· Tanguma, 2000· Thompson & Daniel, 1996· Velicer, Eaton, & Fava, 2000· Zwick & Velicer, 1986).

Στην παρούσα μελέτη εξετάστηκαν οι παραγοντικές φορτίσεις που βασίστηκαν στη μήτρα παραγόντων τόσο μετά την ορθογώνια (με τη μέθοδο equamax) όσο και μετά από πλάγια περιστροφή (με τη μέθοδο promax). Οι αναλύσεις και για τις δύο μεθόδους περιστροφής παρήγαγαν παρόμοια αποτελέσματα και έτσι αποφασίστηκε στη συγκεκριμένη μελέτη να αναφερθούν τα αποτελέσματα από την πλάγια περιστροφή παραγόντων με τη μέθοδο promax (για δύναμη ισχύος k=4) (Tataryn, Wood, & Gorsuch, 1999), η οποία είχε χρησιμοποιηθεί και στις μελέτες των McDermott, Leigh και Perry (2002) και Hahn et al. (2009).

Κάθε μοντέλο αξιολογήθηκε για τη δυνατότητά του να παράγει παράγοντες που να ικανοποιούν τους περιορισμούς των τεσσάρων προαναφερθέντων κριτηρίων σχετικά με τον αριθμό των παραγόντων που θα διατηρούνταν. Επιπλέον, όπως συνέβη και με προηγούμενες μελέτες, ως όριο του συντελεστή παραγοντικής φόρτισης για τη συμπερίληψη μιας πρότασης σε κάποιον παράγοντα ορίστηκε τιμή >0,40 (Norman & Streiner, 2000· Stevens, 2002). Επίσης, για να διατηρηθεί κάποιος παράγοντας θα έπρεπε να φορτίζουν τουλάχιστον τέσσερις προτάσεις με συντελεστή φόρτισης >0,40 (Fabrigar et al., 1999).

Ο έλεγχος των εταιρικοτήτων (communalities, h^2) υπέδειξε την εξαίρεση μιας μεταβλητής-πρότασης (#22) για περαιτέρω ανάλυση γιατί συνέβαλε ελάχιστα στην ερμηνεία της συνολικής διακύμανσης της κλίμακας. Ο πίνακας διασυσχετίσεων μεταξύ των προτάσεων της ΚΕΜΣ-ΠΗ έδειξε πως η κλίμακα ήταν παραγοντοποιήσιμη δεδομένου ότι πληρούνταν ορισμένα κρίσιμα κριτήρια: (α) υπήρχαν αρκετές συσχετίσεις με συντελεστή μεγαλύτερο του 0,30 (Tabachnick & Fidell, 2007), (β) το Μέτρο Επάρκειας της Δειγματοληψίας Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1974) είχε τιμή 0,934, η οποία ήταν πολύ υψηλότερη από το ελάχιστο αποδεκτό όριο 0,60 (Kaiser, 1974· Kline, 1994· Tabachnick & Fidell, 2007), και (γ) το κριτήριο Σφαιρικότητας του Bartlett (1950, 1954) ήταν στατιστικά σημαντικό (χ^2= 7533,436, df= 300, p<0,001), γεγονός που υποδηλώνει ένα λογικό επίπεδο συσχετίσεων μεταξύ των προτάσεων της κλίμακας. Έτσι, σε συνδυασμό με το μέγεθος του δείγματος, τα δεδομένα που συγκεντρώθηκαν για την επεξεργασία της ελληνικής εκδοχής της *PLBS* κρίθηκαν κατάλληλα για τις παραγοντικές αναλύσεις (Fabrigar et al., 1999· Floyd & Widaman, 1995· MacCallum et al., 1999).

Όσον αφορά τον αριθμό των παραγόντων, όπως συνέβη και στην μελέτη της Hahn et al. (2009), μια αρχική ανάλυση παρήγαγε πέντε παράγοντες με ιδιοτιμές μεγαλύτερες της μονάδας, σύμφωνα με το κριτήριο Kaiser (K1). Ωστόσο, συνυπολογίζοντας τα αποτελέσματα των αναλύσεων σχετικά με τα υπόλοιπα κριτήρια για τον προσδιορισμό του αριθμού των παραγόντων που πρέπει να διατηρηθούν (οπτικός έλεγχος του διαγράμματος ιδιοτιμών, παράλληλη ανάλυση, ανάλυση του ελάχιστου μέσου όρου των μερικών συσχετίσεων), δεν φάνηκε να παρέχεται σαφής υποστήριξη για μια λύση τεσσάρων ή δύο παραγόντων. Δεδομένου ότι η "παράλληλη ανάλυση" (PA) και η ανάλυση του ελάχιστου μέσου όρου των μερικών συσχετίσεων (MAP) είναι συνήθως πιο ακριβείς από ό,τι μόνο το κριτήριο των ιδιοτιμών ή/και του διαγράμματός τους (Thompson & Daniel, 1996) για τον καθορισμό του σωστού αριθμού παραγόντων, διεξήχθησαν διαδοχικές αναλύσεις (PAF, promax) με υποχρεωτική εξαγωγή δύο, τριών ή τεσσάρων παραγόντων.

Από την αρχική λύση των πέντε παραγόντων που προέκυψε με τη χρήση της παραγοντικής ανάλυσης κύριων αξόνων (PAP) με (πλάγια) περιστροφή promax δεν πληρούνταν το κριτήριο των τεσσάρων προτάσεων ως του ελάχιστου αριθμού προτάσεων που απαιτούνταν ανά παράγοντα. Το ίδιο συνέβη και με τη λύση των τεσσάρων και των τριών παραγόντων ενώ και οι συντελεστές εσωτερικής συνοχής Cronbach alpha κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα και δεν παρείχαν συνεπώς μια αξιόπιστη λύση. Επιπλέον, ορισμένες προτάσεις παρουσίαζαν πολλαπλές επιβαρύνσεις/φορτίσεις σε περισσότερους του ενός παράγοντες (crossloadings).

Η λύση των δύο παραγόντων που προέκυψε μετά την (πλάγια) περιστροφή παραγόντων promax για δύναμη ισχύος k=4 φάνηκε να πληρούσε το πιο ισχυρό κριτήριο

του ελάχιστου μέσου όρου των μερικών συσχετίσεων (MAP) (Velicer, 1976). Το μοντέλο υποβλήθηκε και σε αναλύσεις με τη μέθοδο equamax, η οποία παρουσίασε παρόμοια αποτελέσματα υποδεικνύοντας ότι η διπαραγοντική δομή αποτελούσε την πιο σταθερή και στιβαρή παραγοντική λύση. Ο Πίνακας 2 παρουσιάζει τις προτάσεις και τις παραγοντικές επιβαρύνσεις που προέκυψαν από την εφαρμογή της παραγοντικής ανάλυσης των κύριων αξόνων με περιστροφή promax. Μεταξύ των 20 προτάσεων που υπερέβησαν την τιμή φόρτισης ,40, που είχε τεθεί ως ελάχιστο όριο συντελεστή επιβάρυνσης για την ενσωμάτωση σε κάποιον παράγοντα, οι συντελεστές εταιρικότητας κυμάνθηκαν από 0,25 έως 0,66 (Mdn= 0,41) ενώ στις μισές περίπου περιπτώσεις (11 μεταβλητές) οι εταιρικότητες ήταν μεγαλύτερες του 0,50.

Πίνακας 2 Παραγοντική δομή της ΚΕΜΣ-ΠΗ (Ανάλυση Κύριων Αξόνων, περιστροφή Promax)

Πρόταση	**Παράγοντας Ι**	**Παράγοντας ΙΙ**
Εξαρτάται από τους ενηλίκους	0,876	
Δεν μιλά για το τι κάνει	0,783	
Δείχνει ελάχιστη αποφασιστικότητα να συνεχίσει	0,700	
Βρίσκει καταφύγιο στο να δείχνει αβοήθητο	0,699	
Αντιδρά στις καινούργιες δραστηριότητες	0,683	
Δεν προσπαθεί πολύ στις δραστηριότητες	0,634	
Δεν δείχνει ζωηρό ενδιαφέρον στις δραστηριότητες	0,524	
Δεν έχει διάθεση να καταβάλει προσπάθεια ή να δείξει ενδιαφέρον	0,494	
Κλαίει όταν δυσκολεύεται	0,483	
Δεν επιμένει σε μια δραστηριότητα όσο αναμένεται να κάνει	0,410	
Βρίσκει ανόητους τρόπους για να κάνει πράγματα		0,692
Γίνεται επιθετικό στην αποτυχία		0,591
Αποσπάται εύκολα η προσοχή του		0,581
Δεν μένει πολύ σε μια δραστηριότητα		0,532
Βιάζεται να ενεργήσει χωρίς να σκεφτεί		0,488
Δεν προσέχει αυτά που του λες		0,457
Ακολουθεί ασυνήθιστες πρακτικές σε μια δραστηριότητα		0,455
Είναι απρόθυμο να δεχτεί βοήθεια		0,448
Χάνει τη συγκέντρωσή του και η απόδοση μειώνεται		0,443
Ακολουθεί τις δικές του ιδέες για να κάνει κάτι και όχι τις οδηγίες		0,438
Ιδιοτιμή	7,90	2,095
% εξηγούμενης διακύμανσης	31,06	8,38
Συντελεστής αξιοπιστίας Cronbach *a*	0,847	0,799

Σημείωση: Η εκφορά των προτάσεων εδώ ακολουθεί την αντίστροφη βαθμολόγηση που πραγματοποιήθηκε σε κάποιες από αυτές, ενώ αποδίδει περιεκτικά το νόημα των ερωτήσεων της κλίμακας.

Οι δύο παράγοντες ερμήνευαν το 39,98% της ολικής διακύμανσης των τιμών της κλίμακας (βλ. Πίνακα 2). Ο πρώτος παράγοντας αποτελούνταν από 10 προτάσεις που ερμήνευαν και το μεγαλύτερο ποσοστό της διακύμανσης μετά την περιστροφή των

παραγόντων (31,61%). Ο δεύτερος παράγοντας περιελάμβανε 10 προτάσεις που ερμήνευαν το υπόλοιπο 8,38% της συνολικής διακύμανσης. Οι υπόλοιπες από τις προτάσεις που συμμετείχαν στην ανάλυση δεν παρουσίασαν επιβαρύνσεις μεγαλύτερες του 0,40 και αποκλείστηκαν από περαιτέρω αναλύσεις. Η συσχέτιση μεταξύ των δύο παραγόντων ήταν r=0,66. Ο συντελεστής εσωτερικής συνοχής για τον πρώτο παράγοντα ήταν 0,85 και 0,80 για τον δεύτερο.

Δεδομένης της διακύμανσης που ερμηνευόταν από τους δύο παράγοντες και των παραγοντικών επιβαρύνσεων, διαπιστώθηκε ότι το μοντέλο των δύο παραγόντων ήταν η καλύτερη δομική λύση για τα δεδομένα της μελέτης. Με βάση το περιεχόμενο των προτάσεων, ο πρώτος παράγοντας ονομάστηκε *Κίνητρο/Επάρκεια* από τη στιγμή που 8 από τις 10 προτάσεις του παράγοντα ήταν ανάλογες με εκείνες που συγκροτούσαν τον αντίστοιχο παράγοντα της αρχικής αμερικανικής εκδοχής της *PLBS* (McDermott, Leigh, & Perry, 2002). Μία από τις άλλες δύο προτάσεις φόρτιζε στην αμερικανική έκδοση και στον πρώτο αλλά και στο δεύτερο παράγοντα («Προσοχή/Επιμονή»), στον οποίο εντασσόταν η μία επιπλέον πρόταση της ελληνικής εκδοχής που συμπεριλήφθηκε στη διάσταση «Κίνητρο/Επάρκεια». Έτσι, οι προτάσεις του παράγοντα αυτού αφορούσαν την περιέργεια των παιδιών, το ενδιαφέρον και τα κίνητρά τους προς μαθησιακές δραστηριότητες, την προθυμία τους να εμπλακούν σε δραστηριότητες και την αποφασιστικότητά τους να ανταπεξέλθουν στις όποιες απαιτήσεις προκύπτουν από αυτές. Ο παράγοντας αναφέρεται επίσης στην ικανότητα των μαθητών να συνεχίζουν να προσπαθούν ακόμα κι όταν έχουν δυσκολίες στην αντιμετώπιση των μαθησιακών δραστηριοτήτων.

Ο δεύτερος παράγοντας ονομάστηκε *Στάση Απέναντι στη Μάθηση-Προσοχή,* καθώς αποτελείται κυρίως από προτάσεις που συνθέτουν τον ομώνυμο τρίτο παράγοντα της αμερικανικής αρχικής εκδοχής αλλά και τον δεύτερο παράγοντα της αμερικανικής κλίμακας. Η πλειονότητα των προτάσεων σε αυτόν τον παράγοντα αντιπροσωπεύουν την ικανότητα των μαθητών να ανταποκριθούν θετικά στα μαθησιακά ερεθίσματα και τις πιεστικές καταστάσεις, εστιάζοντας ιδιαίτερα στην "προσοχή".

Συζήτηση

Στη διεθνή βιβλιογραφία αναδεικνύεται το επίπεδο των δυσκολιών που αντιμετωπίζει μεγάλος αριθμός παιδιών τόσο κατά την μετάβαση στο νηπιαγωγείο όσο και κατά την είσοδό τους στο δημοτικό σχολείο (Fantuzzo et al., 2005· Rimm-Kaufman, Pianta, & Cox, 2000). Ο τρόπος με τον οποίο τα παιδιά προσεγγίζουν τη μάθηση, όπως αποτυπώνεται στις μαθησιακές συμπεριφορές που αναπτύσσουν στην τάξη, αναγνωρίζεται ως ένας προστατευτικός παράγοντας για την καλύτερη προσαρμογή αλλά και προαγωγή της σχολικής επάρκειας των παιδιών (George & Greenfield, 2005· McClelland, Morrison, & Holmes, 2000).

Οι μαθησιακές συμπεριφορές αναφέρονται σε ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του παιδιού, όπως η ικανότητα να ακολουθεί συγκεκριμένες οδηγίες, να έχει εγρήγορση στην τάξη, να επιμένει σε μια δραστηριότητα και να είναι αποφασισμένο να επιτύχει. Αυτές οι συμπεριφορές αποτελούν σημαντική παράμετρο για όλη τη διάρκεια της εκπαιδευτικής του ζωής. Η προσχολική ηλικία βρίσκεται στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος, καθώς υποστηρίζεται ότι είναι η περίοδος που μπορεί να αναπτυχθούν με γοργούς ρυθμούς και να παγιωθούν αυτές οι συμπεριφορές βάζοντας τα θεμέλια για μια πετυχημένη σχολική σταδιοδρομία (Hahn et al., 2009). Η συμβολή τους στη σχολική επιτυχία των παιδιών και το γεγονός ότι τροποποιούνται υπό την επίδραση συγκεκριμένων ερεθισμάτων και διδακτικών παρεμβάσεων αποτελούν δύο παραμέτρους που καθιστούν τις μαθησιακές συμπεριφορές ένα σημαντικό συστατικό της λειτουργικότητας των παιδιών στην τάξη, το οποίο μπορεί να μετρηθεί και να ερμηνευτεί με στόχο το σχεδιασμό και την οργάνωση κατάλληλων εκπαιδευτικών παρεμβάσεων.

Η Κλίμακα Εκτίμησης των Μαθησιακών Συμπεριφορών για Παιδιά Προσχολικής Ηλικίας (ΚΕΜΣ-ΠΗ) (*Preschool Learning Behaviors Scale - PLBS:* McDermott, Leigh, & Perry, 2002) και η *Learning Behavior Scale* (*LBS*: McDermott, 1999) αποτελούν δύο εργαλεία που αναπτύχθηκαν στο εξωτερικό (ΗΠΑ) για να μετρούν με συνέπεια και συνέχεια τις μαθησιακές συμπεριφορές των παιδιών μέχρι και το δημοτικό σχολείο. Λαμβάνοντας υπόψη τη σημασία της καλλιέργειας των μαθησιακών συμπεριφορών για την ευημερία και πρόοδο των παιδιών, τα νέα αναλυτικά προγράμματα για το νηπιαγωγείο που εστιάζουν στην προαγωγή των μαθησιακών εμπειριών των παιδιών και στη βάση της συνεχούς αξιολόγησης της πορείας τους, αλλά και την έλλειψη σχετικών εργαλείων στην Ελλάδα, η συγκεκριμένη έρευνα είχε ως κύριο στόχο τη μελέτη των ψυχομετρικών χαρακτηριστικών της ελληνικής εκδοχής της *PLBS* (ΚΕΜΣ-ΠΗ), καθώς είναι αυτή που καλύπτει το ηλιακό εύρος της φοίτησης στο ελληνικό νηπιαγωγείο.

Η ΚΕΜΣ-ΠΗ είναι ένα εργαλείο που απευθύνεται σε νηπιαγωγούς και προσφέρει αξιόπιστη μέτρηση του τρόπου με τον οποίο τα μικρά παιδιά ανταποκρίνονται στη μάθηση και των στάσεων που αναπτύσσουν κατά τη συμμετοχή τους στις μαθησιακές δραστηριότητες στην τάξη. Οι νέες εξελίξεις στο αναλυτικό πρόγραμμα του νηπιαγωγείου δίνουν έμφαση στην οργάνωση από τον εκπαιδευτικό πλούσιων και προκλητικών μαθησιακών δραστηριοτήτων που ανταποκρίνονται στις ανάγκες και τις δυνατότητες όλων των παιδιών. Η έλλειψη σχετικών εργαλείων αξιολόγησης στην ελληνική βιβλιογραφία υποδεικνύει την αναγκαιότητα αλλά και τη χρησιμότητα της προσπάθειας αυτής. Στο πλαίσιο της εργασίας αυτής, η ελληνική εκδοχή της *PLBS* (ΚΕΜΣ-ΠΗ) προτείνεται ως ένα επιπλέον εργαλείο για τις νηπιαγωγούς, το οποίο μπορεί να συμπληρώσει και να ενισχύσει τις παρατηρήσεις και καταγραφές τους για τον τρόπο με τον οποίο τα παιδιά προσεγγίζουν τη μάθηση.

Αρχικά ελέγχθηκε η παραγοντική δομή της κλίμακας ακολουθώντας διερευνητική παραγοντική ανάλυση στη βάση των δεδομένων που αντλήθηκαν για 867 παιδιά ηλικίας 4 έως 6 ετών που φοιτούσαν σε 233 νηπιαγωγεία και στις 13 περιφέρειες της χώρας. Με στόχο τη συγκρισιμότητα των αποτελεσμάτων, εφαρμόστηκαν διαδικασίες ανάλυσης παρόμοιες με εκείνες άλλων προηγούμενων σχετικών μελετών από τη διεθνή βιβλιογραφία (Hahn et al., 2009· McDermott et al., 2011). Οι 20 προτάσεις της ελληνικής εκδοχής που φάνηκαν να ικανοποιούν τα κριτήρια που τέθηκαν για τη συμμετοχή τους στην παραγοντική δομή της κλίμακας συνέστησαν δύο ισάριθμους σε προτάσεις παράγοντες με ικανοποιητική εσωτερική συνέπεια. Παρά το γεγονός ότι η ελληνική εκδοχή διαφοροποιήθηκε ως προς τον αριθμό των παραγόντων που συνιστούσαν τη δομή της κλίμακας συγκριτικά με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μελέτης του McDermott και των συνεργατών του (2002) για παιδιά προσχολικής ηλικίας Αμερικανικής καταγωγής και της Hahn και των συνεργατών της (2009) για παιδιά Περουβιανής καταγωγής, η ανάλυση ανέδειξε έναν ισχυρό, κοινό πρώτο παράγοντα: *Κίνητρο για Επάρκεια*. Η σημαντική διαφοροποίηση καταγράφεται στο δεύτερο παράγοντα της ελληνικής εκδοχής (*Στάση Απέναντι στη Μάθηση-Προσοχή)*, ο οποίος συγκεντρώνει προτάσεις από τις άλλες δύο διαστάσεις της αρχικής κλίμακας. Αυτή η διαφορά ίσως αντανακλά τις ιδιαιτερότητες του συγκεκριμένου πολιτισμικού υπόβαθρου, το οποίο γίνεται αντιληπτό μέσα από τους τρόπους που οι εκπαιδευτικοί δίνουν νόημα και έμφαση σε συγκεκριμένους μαθησιακούς στόχους και συμπεριφορές. Φαίνεται ότι οι νηπιαγωγοί στην Ελλάδα διαχωρίζουν το κίνητρο, την αποφασιστικότητα και την επιμονή των μικρών παιδιών για μάθηση από τον τρόπο που αυτά ανταποκρίνονται στις πιεστικές καταστάσεις, με έμφαση στην προσοχή που χρειάζεται να επιδεικνύουν. Ενδεχομένως, το στοιχείο αυτό να υποδηλώνει την αυξημένη απαιτητικότητα των προγραμμάτων που εφαρμόζονται στο ελληνικό νηπιαγωγείο, ιδιαίτερα σε ότι αφορά τους μαθησιακούς στόχους. Ένα παιδί μπορεί να χάσει γρήγορα το ενδιαφέρον του για μια δραστηριότητα και να αρχίσει να αναζητεί αφορμές για να στρέψει αλλού την προσοχή του ή ακόμη και να γίνει επιθετικό όταν ο βαθμός δυσκολίας δεν ανταποκρίνεται στο δικό του επίπεδο. Η σύγκριση των σχετικών μετρήσεων μεταξύ νηπίων και προνηπίων θα μπορούσε ίσως να δώσει κάποιες

επιπλέον πληροφορίες ως προς το ζήτημα αυτό. Η υιοθέτηση από την πλευρά των νηπιαγωγών των αρχών και των μεθόδων της διαφοροποιημένης παιδαγωγικής, σύμφωνα με το Νέο Πρόγραμμα Σπουδών (Παιδαγωγικό Ινστιτούτο, 2011α) φαίνεται να ανταποκρίνεται και στον τρόπο που οι νηπιαγωγοί αντιμετωπίζουν τη μαθησιακή συμπεριφορά των παιδιών.

Λαμβάνοντας υπόψη τα παραπάνω, θα μπορούσε να υποστηριχθεί ότι, ενώ από τη μία πλευρά μπορεί να υπάρχουν κάποια σταθερά χαρακτηριστικά στα εκπαιδευτικά περιβάλλοντα και στον τρόπο που οι εκπαιδευτικοί αντιλαμβάνονται την ανταπόκριση των παιδιών στη μάθηση, από την άλλη, άλλα χαρακτηριστικά του περιβάλλοντος σε συνδυασμό με τους στόχους των αναλυτικών προγραμμάτων και την επίδραση πολιτισμικών αξιών και απόψεων για τη σημασία συγκεκριμένων μαθησιακών συμπεριφορών μπορεί να επηρεάζουν την ανταπόκριση των παιδιών στις μαθησιακές προκλήσεις αλλά και τον τρόπο που οι εκπαιδευτικοί αντιλαμβάνονται και αξιολογούν τις σχετικές συμπεριφορές. Κατά συνέπεια, ίσως υπάρχουν κάποιες συμπεριφορές που έχουν περισσότερο νόημα και σημασία για τους εκπαιδευτικούς και έτσι τις συμπεριλαμβάνουν περισσότερο στο σχεδιασμό των δραστηριοτήτων, με αποτέλεσμα να είναι πιο εύκολα αναγνωρίσιμες και παρατηρήσιμες συγκριτικά με άλλες.

Σε γενικές γραμμές φαίνεται ότι τα αποτελέσματα της έρευνας βρίσκονται σε συμφωνία με προηγούμενες έρευνες (πχ. Fantuzzo et al., 2007· McDermott et al., 2011) που αφορούν την ΚΕΜΣ-ΠΗ (ελληνική εκδοχή της *PLBS*), τονίζοντας τη δυναμική της κλίμακας να χρησιμοποιηθεί ως εργαλείο αξιολόγησης στο ελληνικό προσχολικό πλαίσιο. Η μελλοντική έρευνα θα μπορούσε να επεκταθεί και σε άλλα ελληνόγλωσσα εκπαιδευτικά πλαίσια, όπως για παράδειγμα στην Κύπρο ή σε κοινότητες ελλήνων μεταναστών προκειμένου να ελεγχθούν τυχόν διαφορές ή ομοιότητες ως λειτουργία εμφανών ή άδηλων πολιτισμικών παραμέτρων. Ο έλεγχος και άλλων μορφών εγκυρότητας της κλίμακας αλλά και η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση θα μπορούσαν να δώσουν επιπλέον στοιχεία για την ικανότητα της ελληνικής εκδοχής της κλίμακας να παράγει με συνέπεια αξιόπιστα αποτελέσματα με διαφορετικά δείγματα. Ένα σημαντικό επίσης στοιχείο, το οποίο φαίνεται να λείπει και από τη διεθνή βιβλιογραφία, είναι η ανίχνευση των αλληλεπιδράσεων ανάμεσα στις μαθησιακές συμπεριφορές και στα χαρακτηριστικά του εκπαιδευτικού περιβάλλοντος, ώστε να είμαστε σε θέση μέσα από τις κατάλληλες παρεμβάσεις να προάγουμε τις μαθησιακές συμπεριφορές.

Αναφορές

Barnett, D. W., Bauer, A. M., Ehrhardt, K. E., Lentz, F. E., & Stollar, S. A. (1996). Keystone targets for change: Planning for widespread positive consequences. *School Psychology Quarterly, 11*, 95-117. doi:10.1037/h0088923

Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology (Statistical Section), 3*, 77-85. doi:10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x

Bartlett, M. S. (1954). A further note on the multiplying factors for various chi square approximations in factor analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, 16*, 296-298.

Briggs, N. E., & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research, 38*, 25-56. doi:10.1207/S15327906MBR3801_2

Bronson, M. B. (1994). The usefulness of an observational measure of young children's social and mastery behaviors in early childhood classrooms. *Early Childhood Research Quarterly, 9*, 19-43. doi:10.1016/0885-2006(94)90027-2

Canivez, G. L., Willenborg, E., & Kearney, A. (2006). Replication of the Learning Behaviors Scale factor structure with an independent sample. *Journal of Psychoeducational Assessment, 24*, 97-111. doi:10.1177/0734282905285239

Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 245-276. doi:10.1207/s15327906mbr0102_10

Chen, J.Q., & McNamee, G. (2007). *Bridging: Assessment for teaching and learning in early childhood classrooms*. Thousand Oaks, CA: Corwin Press.

Chen, J-Q., Masur, A., & McNamee, G. (2011). Young children's approaches to learning: A socio-cultural perspective. *Early Child Development & Care, 181*, 1137-1152. doi:10.1080/05004450

Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis*. London: Continuum.

Coolahan, K., Fantuzzo, J., Mendez, J., & McDermott, P. (2000). Preschool peer interactions and readiness to learn: Relationships between classroom peer play, learning behaviors, and conduct. *Journal of Educational Psychology, 92*, 458–465. doi:10.1037//0022-0663.92.3.458

Cooper, D. H., & Farran, D. C. (1988). Behavioral risk factors in kindergarten. *Early Childhood Research Quarterly, 3*, 1-19. doi:10.1016/0885-2006(88)90026-9

Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 10*, 173-178.

Cudeck, R. (2000). Exploratory factor analysis. In H. E. A. Tinsley & S. D. Brown (Eds.), *Handbook of multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 265-296). New York, NY: Academic Press. doi:10.1016/B978-012691360-6/50011-2

Δαφέρμου, Χ., Κουλούρη, Π., & Μπασαγιάννη, Ε. (2006). *Οδηγός νηπιαγωγού. Εκπαιδευτικοί σχεδιασμοί. Δημιουργικά μαθησιακά περιβάλλοντα*. Αθήνα: Ο.Ε.Δ.Β.

DiPerna, J. C. (2006). Academic enablers and student achievement: Implications for assessment and intervention services in the schools. *Psychology in the Schools, 43,* 7-17. doi:10.1002/pits.20125

DiPerna, J. C., & Elliott, S. N. (2002).Promoting academic enablers to improve student achievement: An introduction to the miniseries. *School Psychology Review, 31*, 293–297.

Domínguez-Escalón, X., & Greenfield, D. (2009).Learning behaviors mediating the effects of behavior problems on academic outcomes. *NHSA Dialogue: A Research-to-Practice Journal for the Early Childhood Field, 12*, 1-17.

Domínguez-Escalón, X., Vitiello, V., Maier, M., & Greenfield, D. (2009). Longitudinal examination of young children's learning behavior: Child-level and classroom-level predictors of change throughout the preschool year. *School Psychology Review, 39*, 29-47.

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*, 272-299. doi:10.1037/1082-989X.4.3.272

Fantuzzo, J., Bulotsky-Shearer, R., McDermott, P., McWayne, Ch., & Frye, D. (2007). Investigation of dimensions of social-emotional classroom behavior and school readiness for low-income urban preschool children. *School Psychology Review, 36*, 44-62.

Fantuzzo, J., Rouse, H., McDermott, P., Sekino, Y., Childs, S., & Weiss, A. (2005). Early childhood experiences and kindergarten success: A population-based study of a large urban setting. *School Psychology Review, 34,* 571-588.

Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS*. Beverly Hills, CA: Sage.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995).Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment, 7*, 286-299. doi:10.1037/1040-3590.7.3.286

Frazier, T. W., & Youngstrom, E. A. (2007). Historical increase in the number of factors measured by commercial tests of cognitive ability: Are we overfactoring? *Intelligence, 35*, 169−182. doi:10.1016/j.intell.2006.07.002

George, J. L., & Greenfield, D. (2005). Examination of a structured problem-solving flexibility task for assessing approaches to learning in young children: Relation to teacher ratings and children's achievement. *Applied Developmental Psychology, 26*, 69-84. doi:10.1016/j.appdev.2004.10.006

Goodwin, L. D., & Goodwin, W. L. (1999). Measurement myths and misconceptions. *School Psychology Quarterly, 14*, 408-427. doi: 10.1037/h0089017

Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment, 68*, 532-560. doi:10.1207/s15327752jpa6803_5

Gresham, F. M., & Elliott, S. N. (1990). *Social Skills Rating System*. Circle Pines, MN: American Guidance Service, Inc.

Guttman, L. (1954). Some necessary and sufficient conditions for common factor analysis. *Psychometrica, 19*, 149-161. doi:10.1007/BF02289162

Hahn, K., Schaefer, B., Merino, C., & Worrell, F. (2009). The factor structure of Preschool Learning Behaviors Scale scores in Peruvian children. *Canadian Journal of School Psychology, 24*, 318-331. doi:10.1177/0829573509349015

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. Psychometrika, *30*, 179-185. http://dx.doi.org/10.1007/BF02289447

Hoy, W. K., & Woolfolk, A. E. (1993). Teachers' sense of efficacy and the organizational health of schools. *The Elementary School Journal 93*, 356-372.

Hubbard, R., & Allen, S. J. (1987). An empirical comparison of alternative methods for principal component extraction. *Journal of Business Research, 15*, 173-190. doi:10.1016/0148-2963(84)90047-X

Hubbs-Tait, L., Culp, A. M., Huey, E., Culp, R., Starost, H., & Hare, C. (2002). Relation of Head Start attendance to children's cognitive and social outcomes: Moderation by family risk. *Early Childhood Research Quarterly, 17*, 539-558. doi:10.1016/S0885-2006(02)00189-8

Hutcheson, G., & Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist: Introductory statistics using generalized linear models*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Hyson, M. (2008). *Enthusiastic and engaged learners: Approaches to learning in the early childhood classroom*. New York: Teachers College Press and Washington, DC: NAEYC.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika, 39,* 31-36. doi:10.1007/BF02291575

Kern, M., & Friedman, H. (2008). Early educational milestones as predictors of lifelong academic achievement, midlife adjustment, and longevity. *Journal of Applied Developmental Psychology, 30*, 419-430. doi:10.1016/j.appdev.2008.12.025

Kim, J., & Mueller, C. W. (1978). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Beverly Hills: Sage.

Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. New York, NY: Routledge.

Knight, J. L. (2000). *Toward reflective judgment in exploratory factor analysis decisions: Determining the extraction method and number of factors to retain*. Paper presented at the

Annual Meeting of the Mid-South Educational research Associations (28th, Bowling Green, KY, November 15-17, 2000). (ERIC Document No. ED 449224).

Lautenschlager, G. J. (1989). A comparison of alternatives to conducting Monte Carlo analyses for determining parallel analysis criteria. *Multivariate Behavioral Research, 24*, 365-395. doi:10.1207/s15327906mbr2403_6

Lawley, D. N., & Maxwell, A. E. (1971). *Factor analysis as a statistical method*. London: Butterworths.

MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods, 4*, 84-99. doi:10.1037/1082-989X.4.1.84

McClelland, M. M., Morrison, F. J., & Holmes, D. H. (2000). Children at-risk for early academic problems: The role of learning-related social skills. *Early Childhood Research Quarterly, 15*, 307–329. doi:10.1016/S0885-2006(00)00069-7

McClelland, M., & Morrison, F. (2003). The emergence of learning-related social skills in preschool children. *Early Childhood Research Quarterly, 18*, 206–224. doi:10.1016/S0885-2006(03)00026-7

McDermott, P. A. (1999). National scales of differential learning behaviors among American children and adolescents. *School Psychology Review, 28*, 280-291.

McDermott, P. A., Leigh, N. M., & Perry, M. A. (2002). Development and validation of the preschool learning behaviors scale. *Psychology in the Schools, 39*, 353-365. doi:10.1002/pits.10036

McDermott, P., Fantuzzo, J., Warley, H., Waterman, C., Angelo, L., Gadsden, V., & Sekino, Y. (2011). Multidimensionality of teachers' graded responses for preschoolers' stylistic learning behavior: The Learning-to-Learn Scales. *Educational & Psychological Measurement, 71*, 148-169. doi:10.1177/0013164410387351

Mumford, K. R., Ferron, J. M., Hines, C. V., Hogarty, K. Y., & Kromrey, J. D. (2003). *Factor retention in exploratory factor analysis: A comparison of alternative methods*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Chicago, IL, April 21-25, 2003). (ERIC Document No. 476430).

National Research Council (2001). *Eager to learn: Educating our preschoolers*. Washington, DC: National Academy Press.

National Research Council (2008). *Early Childhood Assessment: Why, What, and How?* Washington, DC: The National Academies Press. Retrieved September 2013 from: http://www.nap.edu/catalog.php?record_id=12446

Norman, G. R., & Streiner, D. L. (2000). *Biostatistics: The bare essentials* (2nd ed.). Hamilton, Canada: Decker.

O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS Programs for Determining the Number of Components Using Parallel Analysis and Velicer's MAP Test. *Behavior Research Methods, Instruments & Computers, 32*, 396-402. doi:10.3758/BF03200807

Παιδαγωγικό Ινστιτούτο (2011α). *Πρόγραμμα Σπουδών Νηπιαγωγείου*. Αθήνα. Ανακτήθηκε τον Ιούλιο του 2013 από: http://www.pde.gr/index.php?action=tpmod;dl=item595

Παιδαγωγικό Ινστιτούτο (2011β). *Οδηγός Εκπαιδευτικού για το Πρόγραμμα Σπουδών του Νηπιαγωγείου*. Αθήνα. Ανακτήθηκε τον Ιούλιο του 2013 από: http://dipe.mes.sch.gr/index_htm_files/nip_odigos_14_10_2011.pdf

Rimm-Kaufman, S. E., Pianta, R. C., & Cox, M. J. (2000). Teachers' judgments of problems in the transition to kindergarten. *Early Childhood Research Quarterly, 15*, 147–166. doi:10.1016/S0885-2006(00)00049-1

Scott-Little, C., Kagan, Sh., & Frelow, V. (2006). Conceptualization of readiness and the content of early learning standards: The intersection of policy and research? *Early Childhood Research Quarterly, 21*, 153–173. doi:10.1016/j.ecresq.2006.04.003

Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Allyn & Bacon.

Tanguma, J. (2000). *Determining the number of factors to retain*. Paper presented at the Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association (Dallas, TX, January 27-29, 2000). (ERIC Document No. 449170).

Tataryn, D. J., Wood, J. M., & Gorsuch, R. L. (1999). Setting the value of k in promax: A Monte Carlo study. *Educational & Psychological Measurement, 59*, 384-391. doi:10.1177/00131649921969938

Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational & Psychological Measurement, 56*, 197-208. doi:10.1177/0013164496056002001

Tschannen-Moran, M., & Hoy, A. W. (2001). Teacher efficacy: Capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education, 17*, 783-805.

U.S. Department of Education/National Center for Education Statistics (2010). *Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99 (ECLS-K) Kindergarten Through Fifth Grade Parent and Teacher Social Rating Scale (SRS) Items and Restricted-Use Data Files. (NCES 2010071).* Washington, DC: Author.

Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika, 41,* 321-327. doi:10.1007/BF02293557

Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R. D. Goffin & E. Helms (Eds.), *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy* (pp. 41-71). Norwell, MA: Springer.

Watkins, M. W. (2006). Determining Parallel Analysis Criteria. *Journal of Modern Applied Statistical Methods, 5*, 344-346.

Widaman, K. F. (1993). Common factor analysis versus principal components analysis: Differential bias in representing model parameters? *Multivariate Behavioral Research, 28*, 263-311. doi:10.1207/s15327906mbr2803_1

Worrell, F. C., Vandiver, B. J., & Watkins, M.W. (2001). Construct validity of the Learning Behaviors Scale with an independent sample of students. *Psychology in the Schools, 38*, 207-215. doi:10.1002/pits.1011

Yen, Ch., Konold, T., & McDermott, P. (2004). Does learning behavior augment cognitive ability as an indicator of academic achievement? *Journal of School Psychology, 42*, 157-169. doi:10.1016/j.jsp.2003.12.001

Zwick,W. R., & Velicer,W. F. (1986). A comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*, 432-442. doi:10.1037/0033-2909.99.3.432

Παρελήφθη: 2.6.2013, Αναθεωρήθηκε: 11.7.2013, Εγκρίθηκε: 16.7.2013