

ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΗ ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑ ΤΗΣ ΚΛΙΜΑΚΑΣ ΚΟΙΝΩΝΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ ΜΕ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΑΠΟ ΠΟΛΛΑΠΛΕΣ ΠΗΓΕΣ

*Παναγιώτα Μεταλλίδου¹, Αναστασία Ευκλείδη¹,
Ελευθερία Γωνίδα¹, Ιουλία Ντούση¹, Φωτεινή Ντίνα¹,
Marja Vauras², & Niina Junttila²*

¹Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης & ²University of Turku, Finland

Περίληψη: Στόχος της παρούσας μελέτης ήταν ο έλεγχος της παραγοντικής εγκυρότητας της Κλίμακας Κοινωνικής Ικανότητας με Αξιολόγηση από Πολλαπλές Πηγές (ΚΚΙΑΠΠ). Στην έρευνα συμμετείχαν 593 μαθητές και μαθήτριες της Δ' Δημοτικού από 32 τάξεις δημοσίων δημοτικών σχολείων της Θεσσαλονίκης, οι 30 από τους 32 εκπαιδευτικούς τους, και 405 γονείς αυτών των μαθητών/τριών. Οι συμμετέχοντες/ουσες κλήθηκαν να συμπληρώσουν την αντίστοιχη προς την κάθε πηγή αξιολόγησης εκδοχή της ΚΚΙΑΠΠ, η οποία περιλάμβανε 15 προτάσεις (8 για τη θετική κοινωνική και 7 για την αντικοινωνική συμπεριφορά). Τα αποτελέσματα των επιβεβαιωτικών αναλύσεων, χωριστά για τις τρεις πηγές αξιολόγησης, έδειξαν ότι η ΚΚΙΑΠΠ χαρακτηρίζεται από παραγοντική εγκυρότητα. Οι δύο θεωρητικώς οριζόμενοι παράγοντες της κοινωνικής ικανότητας (θετική κοινωνική συμπεριφορά και αντικοινωνική συμπεριφορά) καθώς και οι τέσσερις επιμέρους διαστάσεις αυτών (δεξιότητες συνεργασίας, ενσυναίσθηση, παρορμητικότητα, και διασπαστικότητα) επιβεβαιώθηκαν και στις τρεις ομάδες. Επίσης, σε όλες τις περιπτώσεις οι παράγοντες δεύτερης τάξης, δηλαδή της θετικής κοινωνικής και της αντικοινωνικής συμπεριφοράς, βρέθηκαν να συσχετίζονται αρνητικά μεταξύ τους. Στη συνέχεια, ανάλυση πολλαπλών ομάδων στα δεδομένα των τριών πηγών αξιολόγησης επιβεβαίωσε την ισοδυναμία της κλίμακας και στις τρεις ομάδες των αξιολογούντων. Επιβεβαιώθηκε η ισοδυναμία τόσο ως προς τη μορφή των παραγόντων όσο και ως προς τις φορτίσεις των επιμέρους προτάσεων στους παράγοντες. Οι συσχετίσεις των εκτιμήσεων κοινωνικής ικανότητας μεταξύ των ίδιων των παιδιών, των γονέων και των εκπαιδευτικών τους ήταν χαμηλές, αν και στατιστικώς σημαντικές. Τέλος, βρέθηκαν διαφορές φύλου στην αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας από τις τρεις πηγές αξιολόγησης.

Λέξεις κλειδιά: Ισοδυναμία της μέτρησης, Κοινωνική ικανότητα, Πολλαπλές πηγές αξιολόγησης.

Διεύθυνση: Παναγιώτα Μεταλλίδου, Τμήμα Ψυχολογίας, Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης, 541 24, Θεσσαλονίκη. Τηλ.: 2310-997972, Fax: 2310-997384, E-mail: pmetall@psy.auth.gr

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στη διεθνή βιβλιογραφία η κοινωνική ικανότητα¹ συνήθως περιγράφεται ως (α) η ικανότητα του ατόμου να οργανώνει με τέτοιο τρόπο τους προσωπικούς και τους περιβαλλοντικούς διαθέσιμους πόρους έτσι ώστε να αποκομίζει κοινωνικά οφέλη (Boyom & Parke, 1995. Ladd, 1999) και (β) η ικανότητα του ατόμου να πετυχαίνει τους προσωπικούς του στόχους κατά την αλληλεπίδρασή του με τους άλλους ενώ ταυτοχρόνως διατηρεί θετικές σχέσεις με τους άλλους ανθρώπους με το πέρασμα του χρόνου και σε ποικίλες συνθήκες (Rubin & Rose-Krasnor, 1992, στο Junttila, Voeten, Kaukiainen, & Vauras, 2006). Στους περισσότερους ορισμούς δίνεται έμφαση, από τη μια, στην ανάγκη ανάπτυξης εκείνων των κοινωνικών δεξιοτήτων που είναι κατάλληλες για ένα συγκεκριμένο πλαίσιο αλληλεπίδρασης με τους άλλους και, από την άλλη, στην υιοθέτηση συμπεριφορών αποδεκτών από τους άλλους. Οριζόμενη κατ' αυτό τον τρόπο η κοινωνική ικανότητα περιλαμβάνει δύο επιμέρους πλευρές, τη *θετική κοινωνική² συμπεριφορά* και την *αντικοινωνική συμπεριφορά* (βλ. Junttila et al., 2006).

Η θετική κοινωνική συμπεριφορά περιλαμβάνει κοινωνικά επιθυμητές πράξεις, όπως η προσφορά βοήθειας, η ενσυναίσθηση, και η ανακούφιση του πόνου των άλλων. Η αντικοινωνική συμπεριφορά αφορά κυρίως την έλλειψη ελέγχου και τη μη αναστολή της παρορμητικής και διασπαστικής συμπεριφοράς (Farmer, 2000). Οι δύο αυτές πλευρές της κοινωνικής ικανότητας, ωστόσο, περιλαμβάνουν ποικίλες δεξιότητες, προδιαθέσεις και συναισθηματικές αντιδράσεις. Για το λόγο αυτό ορισμένοι ερευνητές θεώρησαν σημαντική τη διάκριση των δύο πλευρών της κοινωνικής ικανότητας σε επιμέρους διαστάσεις, οι οποίες θα διαφοροποιούν τόσο μεταξύ γνωστικών και συναισθηματικών πλευρών της θετικής κοινωνικής συμπεριφοράς όσο και μεταξύ σκόπιμων και μη σκόπιμων πλευρών της αντικοινωνικής συμπεριφοράς (Junttila et al., 2006. Merrell & Gimpel,

¹ Ο όρος “κοινωνική ικανότητα” αποδίδει τον όρο social competence. Οι όροι “θετική κοινωνική συμπεριφορά” και “αντικοινωνική συμπεριφορά” χρησιμοποιούνται μέσα στο κείμενο στις περιπτώσεις που αναφερόμαστε στις συμπεριφορές με βάση τις οποίες αξιολογείται η κοινωνική ικανότητα.

² Ο όρος “θετική κοινωνική συμπεριφορά” αποδίδει τον όρο pro-social behavior. Εισήχθη από την κ. Δήμητρα Παπαδοπούλου, Καθηγήτρια Κοινωνικής Ψυχολογίας στο Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης, και αποδίδει με δόκιμο τρόπο στην ελληνική γλώσσα τον αγγλικό όρο.

1998). Ειδικότερα, για τη θετική κοινωνική συμπεριφορά υπέθεσαν την ύπαρξη δύο επιμέρους διαστάσεων: (α) τις *δεξιότητες συνεργασίας* (π.χ., δεξιότητες συνεργατικής μάθησης ή υιοθέτησης κοινών στόχων), και (β) την *ενσυναίσθηση*, δηλαδή την ικανότητα του ατόμου να μπαίνει στη θέση του άλλου και να αντιλαμβάνεται τα συναισθήματά του, καθώς και το τι μπορεί να τον πληγώσει ή να τον ευχαριστήσει. Για την αντικοινωνική συμπεριφορά υπέθεσαν ότι θα υπάρχουν δύο επιμέρους διαστάσεις: (α) η *παρορμητικότητα*, η οποία αφορά δυσκολίες στην αναστολή της δράσης προκειμένου να επιτευχθεί ένας στόχος, καθώς και δυσκολίες στο σχεδιασμό και στην αναστολή των κινητικών αντιδράσεων, και (β) η *διασπαστικότητα*, η οποία κατευθύνεται προς τους άλλους, συχνά με πρόθεση από την πλευρά του ατόμου να τους παρενοχλήσει ή να τους βλάψει. Ο εμπειρικός έλεγχος του συγκεκριμένου θεωρητικού μοντέλου από τους Junttila et al. (2006) επιβεβαίωσε τις συγκεκριμένες θεωρητικές διαστάσεις.

Η θετική κοινωνική συμπεριφορά έχει βρεθεί ότι συμβάλλει στην αύξηση της αποδοχής των παιδιών από τους/τις συμμαθητές/τριές τους (Coie, Dogde, & Kupersmith, 1990). Μάλιστα, σύμφωνα με πρόσφατα ερευνητικά δεδομένα, η απόκτηση θετικής κοινωνικής συμπεριφοράς είναι σημαντική για τα παιδιά, διότι η ικανότητα αυτή συσχετίζεται αρνητικά με το αίσθημα μοναξιάς που μπορεί να βιώνουν τα παιδιά και θετικά με τις επιδόσεις τους στο σχολείο στη γλώσσα και στα μαθηματικά καθώς και με τον προσανατολισμό τους προς την κατάκτηση των σχολικών έργων και τη μάθηση (Junttila, Vauras, & Laakkonen, 2007). Επίσης, οι δεξιότητες συνεργασίας βρέθηκαν να διαμεσολαβούν και να επηρεάζουν την ψυχική υγεία κατά την εφηβεία (την παρουσία υψηλής αυτο-εκτίμησης και την απουσία κατάθλιψης) (Holopainen, Junttila, Lappalainen, & Savolainen, 2010). Τέλος, η θετική κοινωνική συμπεριφορά των παιδιών έχει βρεθεί ότι συνδέεται με τη ρύθμιση των συναισθημάτων (Rydell, Thorell, & Bohlin, 2007).

Από την άλλη μεριά, τα παιδιά που χαρακτηρίζονται από χαμηλή κοινωνική ικανότητα και δεν έχουν διαμορφώσει θετικές κοινωνικές σχέσεις με τους συνομηλίκους τους κατά τη διάρκεια του δημοτικού σχολείου είναι πιο πιθανό να εμφανίσουν χαμηλή σχολική επίδοση στο γυμνάσιο (Wentzel, 1991), διαταραγμένες σχέσεις στην εφηβεία (Fergusson & Woodward, 1999), και είναι λιγότερο πιθανό να βρουν δουλειά μετά το τέλος του σχολείου (Woodward & Fergusson, 2000). Επιπλέον, συστηματικά είναι τα ευρήματα που αφορούν τις διαφορές φύλου στην κοινωνική ικανότητα. Συγκεκριμένα, τα κορίτσια φαίνεται να χαρακτηρίζονται από ενσυναίσθηση

σε μεγαλύτερο βαθμό από ό,τι τα αγόρια (Fox, Gibbs, & Auerbach, 1985), ενώ, ταυτοχρόνως, επιδεικνύουν διασπαστική συμπεριφορά σε μικρότερο βαθμό από ό,τι τα αγόρια (Lumley, McNeil, Herschell, & Bahl, 2002). Αλλά και στο επίπεδο των αξιολογήσεων της κοινωνικής ικανότητας των δύο φύλων από γονείς και εκπαιδευτικούς, οι αξιολογήσεις που αφορούν τα κορίτσια είναι υψηλότερες για τη θετική κοινωνική συμπεριφορά και χαμηλότερες για την αντικοινωνική συμπεριφορά σε σύγκριση με αυτές των αγοριών (βλ. Junttila et al., 2006).

Λαμβάνοντας υπόψη όλα αυτά τα ευρήματα, τις δύο τελευταίες δεκαετίες ένας συνεχώς αυξανόμενος αριθμός ερευνητών επιχειρεί να διερευνήσει τους παράγοντες που συμβάλλουν στην ανάπτυξη της θετικής κοινωνικής συμπεριφοράς και στην αποφυγή της αντικοινωνικής συμπεριφοράς, καθώς το αυξανόμενο κύμα βίας στα σχολεία έχει δημιουργήσει την ανάγκη για άμεση εφαρμογή σχετικών προγραμμάτων πρόληψης (βλ. Webster-Stratton et al., 2001).

Πολλαπλές πηγές αξιολόγησης της κοινωνικής ικανότητας

Η ανάγκη σχεδιασμού αποτελεσματικών προγραμμάτων πρόληψης οδήγησε σε έναν έντονο προβληματισμό για την εύρεση κατάλληλων εργαλείων αξιολόγησης της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών, καθώς και σε μια γενικότερη αμφισβήτηση της χρήσης ερωτηματολογίων εκτίμησης της κοινωνικής ικανότητας από μια μόνο πηγή αξιολόγησης. Έχει ήδη βρεθεί ότι οι γονείς και οι εκπαιδευτικοί αξιολογούν με διαφορετικό τρόπο τις κοινωνικές δεξιότητες των παιδιών, καθώς η κάθε ομάδα αντιλαμβάνεται διαφορετικά την κοινωνική ικανότητα και θεωρεί κεντρικής σημασίας διαφορετικές πλευρές αυτής της ικανότητας (Fagan & Fantuzzo, 1999. Powless & Elliott, 1993. Ruffalo & Elliott, 1997). Για το λόγο αυτό οι ερευνητές άρχισαν να κατασκευάζουν και να χρησιμοποιούν κλίμακες αξιολόγησης οι οποίες παρέχουν τη δυνατότητα συνδυασμού εκτιμήσεων από πολλαπλές πηγές, προκειμένου να εξασφαλίσουν μια όσο το δυνατόν πιο ολοκληρωμένη αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών όπως, για παράδειγμα, το Σύστημα Βαθμολόγησης των Κοινωνικών Δεξιοτήτων (Social Skills Rating System των Gresham & Elliott, 1990. Βλ., επίσης, Van Horn, Atkins-Burnett, Karlin, Ramey, & Snyder, 2007).

Παρόλο που η μεθοδολογία της χρήσης πολλαπλών πηγών αξιολόγησης έχει εφαρμοστεί σε μεγάλη έκταση για την εκτίμηση της κοινωνικής ικα-

νότητας και των συναισθηματικών αντιδράσεων των παιδιών (βλ. Achenbach, McConaughy, & Howell, 1987. Duhig, Renk, Epstein, & Phares, 2000), πολύ λιγότερες συγκριτικά μελέτες έχουν χρησιμοποιήσει πολλαπλές πηγές αξιολόγησης για την εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών. Οι περισσότερες από αυτές τις μελέτες επικεντρώνονται στη σύγκριση των εκτιμήσεων γονέων και εκπαιδευτικών (Fagan & Fantuzzo, 1999. Ruffalo & Elliott, 1997). Επιπλέον, τα δεδομένα των σχετικών ερευνών είναι συχνά αντιφατικά (για επισκόπηση των σχετικών ερευνών βλ. Renk & Phares, 2004).

Συγκεκριμένα, οι Renk και Phares (2004) σε μια μελέτη μετα-ανάλυσης 74 σχετικών ερευνών επισημαίνουν τη σπουδαιότητα ταυτόχρονης χρήσης πολλαπλών πηγών αξιολόγησης της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών. Τα σχετικά ερευνητικά δεδομένα υποδεικνύουν συσχετίσεις μικρού ή, στην καλύτερη περίπτωση, μεσαίου μεγέθους μεταξύ των εκτιμήσεων των παιδιών, των γονέων τους, των εκπαιδευτικών και των συμμαθητών τους. Μάλιστα, το μέγεθος των συσχετίσεων εξαρτάται από την ηλικία του παιδιού αλλά και από το ποιο είναι το ζεύγος της σύγκρισης – π.χ., εκτιμήσεις γονέων-παιδιών, γονέων-εκπαιδευτικών, ή εκπαιδευτικών-παιδιών (βλ., επίσης, Junttila et al., 2006). Η μεγαλύτερη συμφωνία εμφανίζεται στις εκτιμήσεις εκπαιδευτικών και συνομηλίκων για την κοινωνική ικανότητα ενός παιδιού. Η συμφωνία των εκτιμήσεων γονέων-παιδιών αυξάνει κατά τη μέση παιδική ηλικία, ενώ η συμφωνία των εκτιμήσεων του παιδιού και των συνομηλίκων καθώς και του εκπαιδευτικού και των συνομηλίκων αυξάνει κατά την εφηβεία.

Μέσα σε αυτό το πλαίσιο, οι Junttila et al. (2006) κατασκεύασαν την Κλίμακα Κοινωνικής Ικανότητας με Αξιολόγηση από Πολλαπλές Πηγές (ΚΚΙΑΠΠ. Multisource Assessment of Social Competence Scale, MASCS). Η συγκεκριμένη κλίμακα αποτελεί μια συντομευμένη μορφή της εκτενέστερης αντίστοιχης Κλίμακας Κοινωνικής Συμπεριφοράς στο Σχολείο (School Social Behavior Scale) των Merrell και Gimpel (1998), η οποία απευθυνόταν σε εκπαιδευτικούς. Στην κλίμακα των Junttila et al. (2006) η κοινωνική ικανότητα των παιδιών εκτιμάται από τα ίδια τα παιδιά, τους γονείς, τους εκπαιδευτικούς, και τους συνομηλίκους. Αυτή η μεθοδολογία, όπως προαναφέρθηκε, δίνει τη δυνατότητα μιας πιο ολοκληρωμένης αξιολόγησης της συμπεριφοράς και των ικανοτήτων του ατόμου. Η παραγοντική εγκυρότητα της κλίμακας επιβεβαιώθηκε σε ένα μεγάλο δείγμα Φινλανδών μαθητών/τριών της Δ' Δημοτικού (Junttila et al., 2006). Ο έλεγ-

χος της ισοδυναμίας της κλίμακας επιβεβαίωσε την ίδια παραγοντική δομή σε τέσσερα διαφορετικά δείγματα (γονείς, παιδιά, συμμαθητές, και εκπαιδευτικούς). Τέλος, επιβεβαιώθηκε η διακρίνουσα εγκυρότητα της κλίμακας, καθώς βρέθηκαν οι προβλεπόμενες διαφορές στην εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας μεταξύ των δύο φύλων και μεταξύ παιδιών που φοιτούσαν σε κανονικά σχολεία και παιδιών που φοιτούσαν σε ειδικά σχολεία. Οι συσχετίσεις μεταξύ των εκτιμήσεων κοινωνικής ικανότητας των ίδιων των παιδιών, των γονέων τους, των εκπαιδευτικών και των συμμαθητών/τριών βρέθηκαν χαμηλές, παρότι στατιστικώς σημαντικές. Φάνηκε, λοιπόν, ότι η εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών από διαφορετικές πηγές δίνει πληροφορίες για διαφορετικές διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας του παιδιού και, κατά συνέπεια, η ταυτόχρονη χρήση πολλών πηγών αξιολόγησης προβάλλει αναγκαία. Επιπλέον, η εγκυρότητα της κλίμακας επιβεβαιώθηκε και σε έρευνες με παιδιά Γυμνασίου (Junttila, Laakkonen, Niemi, & Vauras, 2009) και Λυκείου (Holopainen, Lappalainen, & Savolainen, 2007).

Στόχοι και υποθέσεις της παρούσας έρευνας

Κινούμενη μέσα σε αυτό το πλαίσιο, η παρούσα έρευνα στόχευε στον έλεγχο της δομικής εγκυρότητας και της ισοδυναμίας της ΚΚΙΑΠΠ σε δείγμα Ελλήνων μαθητών/τριών Δ' Δημοτικού, των γονέων τους και των εκπαιδευτικών τους³. Στην παρούσα έρευνα, η συγκεκριμένη κλίμακα συμπληρώθηκε από τα ίδια τα παιδιά, τους γονείς τους και τους/τις εκπαιδευτικούς τους, με τη διαφορά ότι οι προτάσεις που αφορούσαν τις αυτο-αξιολογήσεις των μαθητών/τριών δόθηκαν στο πρώτο ενικό πρόσωπο ενώ οι προτάσεις που αφορούσαν τις αξιολογήσεις των εκπαιδευτικών και των γονέων στο τρίτο ενικό πρόσωπο. Δεν εξετάστηκαν οι εκτιμήσεις της κοινωνικής ικανότητας από τους συμμαθητές, διότι, όπως προαναφέρθη-

³ Η παρούσα έρευνα αποτελεί μέρος ενός ευρύτερου ερευνητικού προγράμματος με τίτλο "SOLE: Social in learning: Upbringing socially and academically competent, motivated, and self- and co-regulated young learners in school and family contexts", το οποίο πραγματοποιήθηκε με τη συνεργασία του Πανεπιστημίου Turku της Φινλανδίας με επιστημονικά υπεύθυνα την Καθηγήτρια Marja Vauras και του Τμήματος Ψυχολογίας του Α.Π.Θ., με επιστημονικά υπεύθυνα την Καθηγήτρια Αναστασία Ευκλείδη. Το πρόγραμμα χρηματοδοτήθηκε από τη Φινλανδική Ακαδημία και είχε ως στόχο τη διερεύνηση του ρόλου ποικίλων κοινωνικών παραγόντων οι οποίοι εμπλέκονται στη διαδικασία της μάθησης.

κε, η παρούσα μελέτη αποτελεί μέρος ενός ευρύτερου ερευνητικού προγράμματος με στόχο την παρουσίαση συγκριτικών δεδομένων από την Ελλάδα και την Φινλανδία, και στον αρχικό σχεδιασμό της έρευνας δεν προβλέπονταν οι αξιολογήσεις των συμμαθητών. Για πρώτη φορά στην παρούσα μελέτη επιχειρείται ο έλεγχος της παραγοντικής ισοδυναμίας της πρωτότυπης κλίμακας στον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό. Μια πιλοτική έρευνα σε δείγμα 161 μαθητών/τριών της Δ' Δημοτικού, 122 γονιών των μαθητών/τριών, και 7 εκπαιδευτικών, προηγήθηκε της κύριας έρευνας, προκειμένου να εξασφαλιστεί ότι δε θα υπάρχουν προβλήματα κατανόησης των προτάσεων της κλίμακας. Τα αποτελέσματα των διερευνητικών αναλύσεων παραγόντων επιβεβαίωσαν την ύπαρξη των θεωρητικώς οριζόμενων παραγόντων της θετικής κοινωνικής και της αντικοινωνικής συμπεριφοράς.

Πρέπει να επισημανθεί ότι μια εκτενέστερη ελληνική εκδοχή της ΚΚΙΑΠΠ έχει ελεγχθεί στον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό της ΣΤ' Δημοτικού από τους Magotsiou, Gouda, και Hasandra (2006) με ικανοποιητικούς δείκτες δομικής εγκυρότητας και αξιοπιστίας. Ωστόσο, η εκτενέστερη ελληνική εκδοχή της κλίμακας, η οποία χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα των Magotsiou et al. (2006), περιλαμβάνει κάποιες από τις 15 προτάσεις της πρωτότυπης κλίμακας και άλλες 8 επιπλέον προτάσεις. Με δεδομένο ότι η παρούσα μελέτη αποτελεί, όπως προαναφέρθηκε, μέρος ενός ευρύτερου ερευνητικού προγράμματος με πρωταρχικό στόχο τη συγκριτική παρουσίαση των ελληνικών και των φινλανδικών δεδομένων που αφορούν το ρόλο ποικίλων κοινωνικών παραγόντων στη διαδικασία της μάθησης, ήταν αναγκαίο να χρησιμοποιηθεί η πρωτότυπη κλίμακα και όχι η εκτενέστερη ελληνική εκδοχή αυτής. Επιπλέον, στην έρευνα των Magotsiou et al. (2006) η εκτενέστερη ελληνική εκδοχή της κλίμακας ελέγχθηκε μόνο με βάση τις αυτο-αναφορές των ίδιων των μαθητών/τριών για την κοινωνική τους ικανότητα. Σε μεταγενέστερη έρευνα των Γούδα, Μαγκώτσιου, και Χατζηγεωργιάδη (2009) επιβεβαιώθηκε η ισοδυναμία της παραγοντικής δομής της εκτενέστερης ελληνικής εκδοχής της κλίμακας με βάση τις εκτιμήσεις των παιδιών για τον εαυτό τους και για έξι συμμαθητές/τριές τους, ενώ οι Goudas, Magotsiou, και Hatzigoergiadis (2009) επιβεβαίωσαν και τη συγκλίνουσα εγκυρότητα της εκτενέστερης ελληνικής εκδοχής της κλίμακας με το Ερωτηματολόγιο των Αισθημάτων για την Ομαδική Εργασία (The Feelings Toward Group Work Questionnaire) των Cantwell και Andrews (2002).

Υποθέσεις. Με βάση τα προηγούμενα, αναμενόταν η επιβεβαίωση της θεωρητικώς οριζόμενης δομής της ΚΚΙΑΠΠ (Υπόθεση 1) και η ισοδυναμία της παραγοντικής δομής της ΚΚΙΑΠΠ στις τρεις ομάδες αξιολογούντων (Υπόθεση 2). Ειδικότερα, αναμενόταν η παρουσία των δύο γενικών παραγόντων κοινωνικής ικανότητας, δηλαδή της Θετικής Κοινωνικής Συμπεριφοράς και της Αντικοινωνικής Συμπεριφοράς. Οι παράγοντες αυτοί αναμενόταν να συσχετίζονται αρνητικά μεταξύ τους και να προσδιορίζονται από δύο επιμέρους διαστάσεις ο καθένας. Με βάση το θεωρητικό μοντέλο, ο παράγοντας Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά αναμενόταν να προσδιορίζεται από τις διαστάσεις δεξιοτήτων συνεργασίας και της ενσυναίσθησης και ο παράγοντας Αντικοινωνική Συμπεριφορά από τις διαστάσεις της παρορμητικότητας και της διασπαστικότητας.

Ένας επιμέρους στόχος της μελέτης ήταν η διερεύνηση του βαθμού συσχέτισης των εκτιμήσεων του ίδιου του παιδιού για την κοινωνική του ικανότητα με τις εκτιμήσεις των γονέων και των εκπαιδευτικών του. Η υπόθεση με βάση τα αντίστοιχα ευρήματα των Junttila et al. (2006) ήταν ότι θα υπάρχουν στατιστικώς σημαντικές συσχετίσεις μεταξύ των τριών εκτιμήσεων, αν και μικρές σε μέγεθος (Υπόθεση 3).

Τέλος, εξετάστηκαν οι διαφορές φύλου στις εκτιμήσεις για την κοινωνική ικανότητα των παιδιών. Η υπόθεση, με βάση τα αντίστοιχα ευρήματα των Junttila et al. (2006), ήταν ότι θα υπάρχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές στους μέσους όρους των εκτιμήσεων και των τριών ομάδων (παιδιών, γονέων, και εκπαιδευτικών) για την κοινωνική ικανότητα των δύο φύλων. Η υπόθεση ήταν ότι οι εκτιμήσεις που αφορούν τα κορίτσια θα είναι υψηλότερες για τη θετική κοινωνική συμπεριφορά και χαμηλότερες για την αντικοινωνική συμπεριφορά σε σύγκριση με αυτές των αγοριών (Υπόθεση 4).

ΜΕΘΟΔΟΣ

Δείγμα

Στην έρευνα συμμετείχαν 593 παιδιά της Δ' Δημοτικού εκ των οποίων 303 ήταν αγόρια και 287 κορίτσια, ενώ τρία παιδιά δεν ανέφεραν το φύλο τους. Ειδικότερα, το δείγμα προερχόταν από 32 τάξεις δημόσιων δημοτικών σχολείων της Θεσσαλονίκης από περιοχές του κέντρου και της Ανατολικής Θεσσαλονίκης, προκειμένου να αντιπροσωπεύονται διαφορετικά εκπαιδευτικά περιβάλλοντα. Επίσης, συμμετείχαν οι 30 εκπαιδευτικοί των μα-

θητών/τριών. Δύο εκπαιδευτικοί αρνήθηκαν να συμπληρώσουν τα ερωτηματολόγια. Συγκεκριμένα, το δείγμα των εκπαιδευτικών αποτελούνταν από 8 άνδρες και 22 γυναίκες, από τους οποίους 20 (66.7%) ήταν 41-50 ετών, έξι (20%) ήταν 31-40 ετών, και τέσσερις (13.3%) ήταν 51 ετών και πάνω. Όσον αφορά τα χρόνια εκπαίδευσής τους, 23 (73.3%) είχαν το βασικό πτυχίο, τέσσερις (13.3%) είχαν τελειώσει το διδασκαλείο, και τρεις 10% είχαν μεταπτυχιακό δίπλωμα. Ο μέσος όρος των χρόνων προϋπηρεσίας τους ήταν 20.17 έτη (Τ.Α. = 7.66). Τέλος, στην έρευνα κλήθηκε να πάρει μέρος και ένας από τους δύο γονείς των μαθητών/τριών που συμμετείχαν στην έρευνα. Από το σύνολο των 593 ερωτηματολογίων επεστράφησαν 405 συμπληρωμένα ερωτηματολόγια γονέων. Ειδικότερα, το δείγμα των γονέων αποτελούνταν από 339 γυναίκες και 66 άνδρες. Από αυτούς οι 208 (51.4%) ήταν μέσου και οι 197 (48.6%) υψηλού μορφωτικού επιπέδου.

Η Κλίμακα Κοινωνικής Ικανότητας από Πολλαπλές Πηγές Αξιολόγησης (ΚΚΙΑΠΠ)

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η ΚΚΙΑΠΠ κατασκευάστηκε από τους Junttila et al. (2006). Για την απόδοση της πρωτότυπης κλίμακας εφαρμόστηκε η διαδικασία της αντίστροφης μετάφρασης δύο φορές. Την πρώτη φορά μεταφράστηκε από τα φινλανδικά στα αγγλικά και αντίστροφα και τη δεύτερη από τα αγγλικά στα ελληνικά και αντίστροφα. Η ΚΚΙΑΠΠ συμπληρώθηκε από τα παιδιά, τους γονείς τους, και τους/τις εκπαιδευτικούς τους. Περιλάμβανε 15 προτάσεις (8 για τη θετική κοινωνική συμπεριφορά και 7 για την αντικοινωνική συμπεριφορά). Οι 15 προτάσεις αφορούσαν τις τέσσερις θεωρητικά οριζόμενες διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας. Συγκεκριμένα, υπήρχαν τέσσερις υποκλίμακες οι οποίες αφορούσαν (α) Συνεργασίας (π.χ., “Συμμετέχω αποτελεσματικά σε ομαδικές δραστηριότητες”), (β) Ενσυναίσθηση (π.χ., “Είμαι ευαίσθητος/η στα συναισθήματα των άλλων”), (γ) Παρορμητικότητα (π.χ., “Έχω ξεσπάσματα θυμού”), και (δ) Διασπαστικότητα (π.χ., “Ενοχλώ και πειράζω τους άλλους μαθητές”). Το σύνολο των προτάσεων δίνεται στους Πίνακες 2α, 2β, και 2γ. Οι συμμετέχοντες/ουσες καλούνταν να απαντήσουν στην κάθε πρόταση πόσο συχνά συμπεριφέρονται με τον τρόπο που περιγράφει η πρόταση με βάση μια 4-βαθμη κλίμακα κυμαινόμενη από 1 (ποτέ) έως 4 (πολύ συχνά). Οι γονείς απαντούσαν για το παιδί τους και οι εκπαιδευτικοί για το κάθε παιδί χωριστά.

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Παραγοντική εγκυρότητα της ΚΚΙΑΠΠ στις τρεις ομάδες

Η παραγοντική εγκυρότητα του ερωτηματολογίου ελέγχθηκε με την εφαρμογή επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων χρησιμοποιώντας το στατιστικό πρόγραμμα Mplus 5 (Muthén & Muthén, 1998-2007) πρώτα χωριστά για κάθε ομάδα αξιολογούντων (των ίδιων των παιδιών, των εκπαιδευτικών, και των γονέων) και μετά με σύγκριση πολλαπλών ομάδων για τον έλεγχο της ισοδυναμίας της μέτρησης στις τρεις ομάδες. Το θεωρητικά οριζόμενο μοντέλο που ελέγχθηκε περιλάμβανε τέσσερις παράγοντες πρώτης τάξης (Συνεργασία, Ενσυναίσθηση, Παρορμητικότητα, Διασπαστικότητα), όσες και οι υποκλίμακες του ερωτηματολογίου, και δύο παράγοντες δεύτερης τάξης (Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά και Αντικοινωνική Συμπεριφορά), οι οποίοι θεωρήθηκε ότι ερμηνεύουν τη διακύμανση των αντίστοιχων παραγόντων πρώτης τάξης.

Για την εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου εφαρμόστηκε η μέθοδος της Ρωμαλέας Μέγιστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Robust, MLR). Η συγκεκριμένη επιλογή βασίστηκε στην ανάγκη διασφάλισης από πιθανά προβλήματα λόγω μη κανονικής κατανομής των τιμών κάποιων από τις προτάσεις της ΚΚΙΑΠΠ. Παρόλο που στο επίπεδο των παραγόντων που προέκυψαν από τις δομικές αναλύσεις οι τιμές ακολουθούσαν την κανονική κατανομή (τιμές κύρτωσης από 0.04 έως 1.82 και λοξότητας από 0.08 έως 1.41), στο επίπεδο των επιμέρους θεμάτων σε ορισμένες περιπτώσεις δεν υπήρχε κανονική κατανομή των τιμών. Άλλωστε, είναι αναμενόμενο σε μια 4-βαθμη κλίμακα απαντήσεων, όπως αυτή που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα μελέτη, οι τιμές σε κάποια θέματα να συσσωρεύονται σε ένα από τα δύο άκρα της κλίμακας.

Για την αξιολόγηση της προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν ο δείκτης χ^2 , ο Δείκτης Καλής Προσαρμογής (Goodness of Fit Index, GFI), ο Δείκτης Tucker-Lewis (Tucker-Lewis Index, TLI), ο δείκτης Ρίζα του Τυποποιημένου Μέσου Τετραγωνικού Υπολοίπου Σφάλματος (Standardized Root-Mean-square Residual, SRMR), καθώς και ο δείκτης Ρίζα του Μέσου Τετραγωνικού Σφάλματος Προσέγγισης (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA). Σύμφωνα με τους Hu και Bentler (1999), η χαμηλότερη αποδεκτή τιμή του CFI και του TLI είναι η τιμή του .90 ενώ μια τιμή κοντά στο .95 αντανακλά μία καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα. Τιμές του SRMR ίσες ή μικρότερες του .08 και τιμές του

Πίνακας 1. Οι δείκτες προσαρμογής του μοντέλου για την ομάδα των παιδιών, των γονέων, και των εκπαιδευτικών

Παιδιά	Γονείς	Εκπαιδευτικοί
$\chi^2(88) = 211.98$	$\chi^2(85) = 155.72$	$\chi^2(88) = 340.09$
CFI = .925	CFI = .952	CFI = .917
TLI = .910	TLI = .940	TLI = .901
RMSEA = .051	RMSEA = .046	RMSEA = .076
SRMR = .065	SRMR = .051	SRMR = .071

Σημείωση: Στο μοντέλο των παιδιών και των εκπαιδευτικών οι βαθμοί ελευθερίας διαφέρουν από αυτούς στο μοντέλο των γονέων διότι εισήχθη μια επιπλέον ρύθμιση. Οι φορτίσεις των παραγόντων πρώτης τάξης στους παράγοντες δεύτερης τάξης προσδιορίστηκαν στην τιμή 1, καθώς παρατηρήθηκε ότι σε κάποιες περιπτώσεις οι αρχικές φορτίσεις ξεπερνούσαν την τιμή 1.

RMSEA ίσες ή μικρότερες του .06 αποτελούν ένδειξη καλής προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα. Σύμφωνα με τους Vandenberg και Lance (2000), για το δείκτη RMSEA η τιμή .08 πρέπει να θεωρείται το υψηλότερο αποδεκτό όριο ενώ για το δείκτη SRMR η τιμή .10 θα πρέπει να θεωρείται το μέγιστο όριο (για αναλυτική παρουσίαση των δεικτών προσαρμογής στα μοντέλα δομικών εξισώσεων βλ. Βλαχόπουλος, 2010. Τσιγγίλης, 2010).

Οι δείκτες προσαρμογής του κάθε μοντέλου παρουσιάζονται στον Πίνακα 1 ενώ οι φορτίσεις των επιμέρους προτάσεων του ερωτηματολογίου στους παράγοντες πρώτης τάξης για τις τρεις ομάδες αξιολογούντων παρουσιάζονται στους Πίνακες 2α, 2β, και 2γ. Όπως φαίνεται από τους στατιστικούς δείκτες, και τα τρία μοντέλα είχαν ικανοποιητική προσαρμογή. Είναι σημαντικό να αναφέρουμε ότι, αν υιοθετήσουμε το πιο αυστηρό κριτήριο των Hu και Bentler (1999), το μοντέλο των εκπαιδευτικών δε φαίνεται να έχει καλή προσαρμογή ως προς το δείκτη RMSEA (.076) και οριακή προσαρμογή ως προς το δείκτη TLI (.901). Ωστόσο, το συγκεκριμένο μοντέλο πληροί το κριτήριο των Vandenberg και Lance (2000) για υψηλότερο αποδεκτό όριο του δείκτη RMSEA την τιμή .08. Αυτό σημαίνει ότι οι θεωρητικώς οριζόμενες διαστάσεις του ερωτηματολογίου επιβεβαιώθηκαν και στις τρεις ομάδες, δηλαδή στις αξιολογήσεις των παιδιών, των γονέων, και των εκπαιδευτικών. Επίσης, οι δύο θεωρητικώς οριζόμενοι παράγοντες δεύτερης τάξης βρέθηκαν να ερμηνεύουν τη διακύμανση των αντίστοιχων παραγόντων πρώτης τάξης και να συσχετίζονται αρνητικά μεταξύ τους (-.29, -.49 και -.45 στις τρεις ομάδες, αντιστοίχως).

Πίνακας 2α. Οι φορτίσεις και τα υπόλοιπα των μετρήσεων από την εφαρμογή της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων στις αυτο-αναφορές των παιδιών

Υποκλίμακες	Παράγοντες πρώτης τάξης				Παράγοντες δεύτερης τάξης		Υπόλοιπα μετρήσεων
	1	2	3	4	ΘΚΣ	ΑΚΣ	
1. Συνεργασία							
Βοηθάω τα άλλα παιδιά.	.64						.59
Συμμετέχω αποτελεσματικά σε ομαδικές δραστηριότητες.	.62						.61
Προσκαλώ άλλα παιδιά να συμμετέχουν σε δραστηριότητες.	.63						.60
Τα καταφέρνω πολύ καλά στο να ξεκινάω μια συζήτηση με άλλα παιδιά.	.45						.79
Συνεργάζομαι με τα άλλα παιδιά.	.66						.56
2. Ενσυναίσθηση							
Ξέρω πώς να είμαι καλός φίλος / καλή φίλη.		.50					.75
Είμαι ευαίσθητος/η στα συναισθήματα των άλλων.		.40					.84
Αποδέχομαι τα άλλα παιδιά.		.61					.63
3. Παρορμητικότητα							
Θυμώνω εύκολα.			.80				.35
Έχω ξεσπάσματα θυμού.			.72				.47
Νευριάζω εύκολα.			.83				.31
4. Διασπαστικότητα							
Πειράζω και κοροϊδεύω τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.76			.43
Μαλώνω και καυγαδίζω με τα παιδιά της ηλικίας μου.				.70			.52
Ενοχλώ και πειράζω τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.81			.35
Ενεργώ χωρίς να σκέφτομαι.				.43			.81
Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά (ΘΚΣ)							
Συνεργασία					.76		.43
Ενσυναίσθηση					.77		.43
Αντικοινωνική Συμπεριφορά (ΑΚΣ)							
Παρορμητικότητα						.88	.22
Διασπαστικότητα						.66	.56

Πίνακας 2β. Οι φορτίσεις και τα υπόλοιπα των μετρήσεων από την εφαρμογή της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων στις εκτιμήσεις των εκπαιδευτικών

Υποκλίμακες	Παράγοντες πρώτης τάξης				Παράγοντες δεύτερης τάξης		Υπόλοιπα μετρήσεων
	1	2	3	4	ΘΚΣ	ΑΚΣ	
1. Συνεργασία							
Βοηθάει τα άλλα παιδιά.	.81						.34
Συμμετέχει αποτελεσματικά σε ομαδικές δραστηριότητες.	.87						.24
Προσκαλεί άλλα παιδιά να συμμετέχουν σε δραστηριότητες.	.59						.65
Τα καταφέρνει πολύ καλά στο να ξεκινάει μια συζήτηση με άλλα παιδιά.	.76						.43
Συνεργάζεται με τα άλλα παιδιά.	.88						.23
2. Ενσυναίσθηση							
Ξέρει πώς να είναι καλός φίλος / καλή φίλη.		.91					.17
Είναι ευαίσθητος/η στα συναισθήματα των άλλων.		.87					.24
Αποδέχεται τα άλλα παιδιά.		.85					.28
3. Παρορμητικότητα							
Θυμώνει εύκολα.			.86				.26
Έχει ξεσπάσματα θυμού.			.94				.12
Νευριάζει εύκολα.			.95				.10
4. Διασπαστικότητα							
Πειράζει και κοροϊδεύει τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.90			.18
Μαλώνει και κανγαδίζει με τα παιδιά της ηλικίας του.				.90			.19
Ενοχλεί και πειράζει τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.92			.16
Ενεργεί χωρίς να σκέφτεται.				.62			.61
Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά (ΘΚΣ)							
Συνεργασία					.90		.19
Ενσυναίσθηση					.90		.19
Αντικοινωνική Συμπεριφορά (ΑΚΣ)							
Παρορμητικότητα						.92	.14
Διασπαστικότητα						.91	.17

Πίνακας 2γ. Οι φορτίσεις και τα υπόλοιπα των μετρήσεων από την εφαρμογή της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων στις εκτιμήσεις των γονέων

Υποκλίμακες	Παράγοντες πρώτης τάξης				Παράγοντες δεύτερης τάξης		Υπόλοιπα μετρήσεων
	1	2	3	4	ΘΚΣ	ΑΚΣ	
1. Συνεργασία							
Βοηθάει τα άλλα παιδιά.	.56						.69
Συμμετέχει αποτελεσματικά σε ομαδικές δραστηριότητες.	.65						.57
Προσκαλεί άλλα παιδιά να συμμετέχουν σε δραστηριότητες.	.58						.65
Τα καταφέρνει πολύ καλά στο να ξεκινάει μια συζήτηση με άλλα παιδιά.	.50						.74
Συνεργάζεται με τα άλλα παιδιά.	.66						.56
2. Ενσυναίσθηση							
Ξέρει πώς να είναι καλός φίλος / καλή φίλη.		.62					.61
Είναι ευαίσθητος/η στα συναισθήματα των άλλων.		.41					.83
Αποδέχεται τα άλλα παιδιά.		.60					.63
3. Παρορμητικότητα							
Θυμώνει εύκολα.			.80				.34
Έχει ξεσπάσματα θυμού.			.86				.26
Νευριάζει εύκολα.			.85				.27
4. Διασπαστικότητα							
Πειράζει και κοροϊδεύει τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.74			.45
Μαλώνει και κανγαδίζει με τα παιδιά της ηλικίας του.				.57			.67
Ενοχλεί και πειράζει τους άλλους μαθητές / τις άλλες μαθήτριες.				.80			.35
Ενεργεί χωρίς να σκέφτεται.				.50			.74
Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά (ΘΚΣ)							
Συνεργασία					.92		.16
Ενσυναίσθηση					.89		.21
Αντικοινωνική Συμπεριφορά (ΑΚΣ)							
Παρορμητικότητα						.58	.66
Διασπαστικότητα						.94	.11

Αξιοπιστία των υποκλιμάκων της ΚΚΙΑΠΠ στις τρεις ομάδες

Στη συνέχεια ελέγχθηκε η αξιοπιστία των τεσσάρων υποκλιμάκων της ΚΚΙΑΠΠ. Οι δείκτες αξιοπιστίας α του Cronbach δίνονται στον Πίνακα 3. Σε όλες τις περιπτώσεις, εκτός από δύο, οι δείκτες αξιοπιστίας ήταν πάνω από το αποδεκτό όριο .70. Πιο συγκεκριμένα, μόνο η υποκλίμακα Ενσυναίσθηση στα παιδιά και στους γονείς είχε δείκτες αξιοπιστίας κάτω από το αποδεκτό όριο.

Πίνακας 3. Δείκτες αξιοπιστίας (Cronbach's α) των υποκλιμάκων της ΚΚΙΑΠΠ στην ομάδα των παιδιών, των γονέων, και των εκπαιδευτικών

	Ομάδα		
	Παιδιού	Γονέα	Εκπαιδευτικού
Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά	.73	.77	.91
Συνεργασία	.71	.73	.88
Ενσυναίσθηση	.41	.57	.90
Αντικοινωνική Συμπεριφορά	.82	.83	.94
Παρορμητικότητα	.83	.88	.94
Διασπαστικότητα	.76	.74	.89

Ισοδυναμία παραγοντικής δομής της ΚΚΙΑΠΠ στις τρεις ομάδες

Ο έλεγχος της ισοδυναμίας της παραγοντικής δομής της κλίμακας στις τρεις ομάδες αξιολογούντων πραγματοποιήθηκε με την εφαρμογή της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων ταυτοχρόνως και στις τρεις ομάδες. Θα πρέπει να αναφερθεί σ' αυτό το σημείο ότι για την εφαρμογή των παράλληλων επιβεβαιωτικών αναλύσεων στο σύνολο των τριών ομάδων δόθηκε εντολή να μην αντικατασταθούν αυτόματα οι τιμές που έλειπαν από ορισμένες μεταβλητές, λόγω ελλিপών στοιχείων. Αυτός ο χειρισμός κρίθηκε αναγκαίος, καθώς έλειπαν αρκετές τιμές κυρίως από το δείγμα των εκπαιδευτικών και η αυτόματη αντικατάστασή τους θα μείωνε την εγκυρότητα της μέτρησης.

Αρχικά ελέγχθηκε η ισοδυναμία της μορφής των παραγόντων (κοινός αριθμός παραγόντων καθώς και κοινός αριθμός προτάσεων που προσδιορίζουν τον κάθε παράγοντα) και για τις τρεις ομάδες. Οι δείκτες προσαρμογής του μοντέλου βρέθηκαν ικανοποιητικοί, $\chi^2(918) = 1329.96$, CFI =

.943, TLI = .938, RMSEA = .037, SRMR = .053. Επιβεβαιώθηκε, λοιπόν, η ισοδυναμία του θεωρητικού μοντέλου των τεσσάρων παραγόντων πρώτης τάξης και των δύο παραγόντων δεύτερης τάξης και στις τρεις ομάδες ταυτοχρόνως.

Στη συνέχεια ελέγχθηκε η *μετρική ισοδυναμία* του θεωρητικού μοντέλου και στις τρεις ομάδες, με την εισαγωγή περιορισμών ισότητας στις φορτίσεις των προτάσεων που προσδιορίζουν τον κάθε παράγοντα (για αναλυτική παρουσίαση των μορφών ισοδυναμίας της μέτρησης βλ. Βλαχόπουλος, 2010). Οι δείκτες του μοντέλου με τους περιορισμούς ισότητας βρέθηκαν ικανοποιητικοί, $\chi^2(944) = 1365.38$, CFI = .941, TLI = .939, RMSEA = .037, SRMR = .059. Στόχος ήταν ο έλεγχος ενός πιο αυστηρού τύπου ισοδυναμίας των τριών πηγών αξιολόγησης, δηλαδή όχι μόνο ισοδυναμία στο επίπεδο του αριθμού των παραγόντων αλλά και των φορτίσεων των επιμέρους προτάσεων στον κάθε παράγοντα. Αν η διαφορά του χ^2 των δύο μοντέλων δεν είναι στατιστικώς σημαντική, αυτό σημαίνει ότι και τα δύο μοντέλα ισχύουν και φυσικά σε αυτή την περίπτωση επιλέγουμε το πιο αυστηρό μοντέλο. Στη συγκεκριμένη περίπτωση η διαφορά του χ^2 των δύο μοντέλων δε βρέθηκε στατιστικώς σημαντική, $\Delta\chi^2(26) = 28.43$, $p = .337$, γεγονός που επιβεβαιώνει την ισοδυναμία της μέτρησης στις τρεις ομάδες αξιολογούντων ως προς την ισότητα των φορτίσεων των επιμέρους προτάσεων στον κάθε παράγοντα. Επιπλέον, οι δείκτες CFI των δύο μοντέλων είχαν πολύ μικρές διαφορές (μικρότερες από .01) αλλά και οι δείκτες RMSEA ήταν ίδιοι, γεγονός που συνηγορεί υπέρ της διατήρησης του αυστηρότερου μοντέλου με τους περιορισμούς ισότητας (βλ. Cheung & Rensvold, 2002).

Στο επόμενο βήμα εισήχθησαν περιορισμοί ισότητας και στις συσχετίσεις των παραγόντων δεύτερης τάξης (Θετικής Κοινωνικής Συμπεριφοράς και Αντικοινωνικής Συμπεριφοράς) στις τρεις ομάδες. Οι δείκτες του μοντέλου βρέθηκαν ικανοποιητικοί, $\chi^2(946) = 1419.079$, CFI = .934, TLI = .931, RMSEA = .039, SRMR = .086. Παρόλο που η διαφορά του χ^2 των δύο μοντέλων βρέθηκε στατιστικώς σημαντική, $\Delta\chi^2(2) = 34.82$, $p < .001$, οι δείκτες CFI των δύο μοντέλων είχαν διαφορές μικρότερες από .01, αλλά και οι δείκτες RMSEA των δύο μοντέλων διέφεραν ελάχιστα, γεγονός που συνηγορεί υπέρ της διατήρησης του μοντέλου με τους περιορισμούς ισότητας όχι μόνο στις φορτίσεις των μεταβλητών στους παράγοντες πρώτης και δεύτερης τάξης αλλά και στις συσχετίσεις μεταξύ των δύο παραγόντων δεύτερης τάξης.

Σχέσεις μεταξύ των εκτιμήσεων των τριών ομάδων

Πραγματοποιήθηκαν συσχετίσεις των υποκλιμάκων της ΚΚΙΑΠΠ μεταξύ των τριών ομάδων αξιολογούντων ανά ζεύγος. Ειδικότερα, ελέγχθηκε ο βαθμός συμφωνίας των αξιολογήσεων μεταξύ παιδιών και γονέων, μεταξύ παιδιών και εκπαιδευτικών, και μεταξύ γονέων και εκπαιδευτικών. Όπως δείχνει ο Πίνακας 4, οι συσχετίσεις βρέθηκαν σε όλες τις περιπτώσεις, εκτός από μια, στατιστικώς σημαντικές, αν και χαμηλές. Πιο συγκεκριμένα, δε βρέθηκε στατιστικώς σημαντική η συσχέτιση μεταξύ των εκτιμήσεων γονέων και εκπαιδευτικών για τη υποκλίμακα Ενσυναίσθηση.

Πίνακας 4. Συσχετίσεις μεταξύ των εκτιμήσεων των παιδιών, των γονέων, και των εκπαιδευτικών

Υποκλίμακες	Παιδιά – γονείς	Παιδιά – εκπαιδευτικοί	Γονείς – εκπαιδευτικοί
Συνεργασία	.268**	.178**	.221**
Ενσυναίσθηση	.159**	.126**	.028
Παρορμητικότητα	.227**	.122**	.258**
Διασπαστικότητα	.282**	.178**	.331**

Σημείωση: ** $p < .01$.

Σε ένα επόμενο βήμα ελέγχθηκε ο βαθμός συμφωνίας των αξιολογήσεων μεταξύ των παιδιών, των γονέων και των εκπαιδευτικών με την εφαρμογή του ενδοταξικού συντελεστή συσχέτισης (intra-class correlation, ICC) με τη μέθοδο “two-way random” και την επιλογή “consistency”. Ο χειρισμός αυτός έγινε λόγω της εμφώλευσης των δεδομένων – μεταξύ παιδιών και γονέων και παιδιών και εκπαιδευτικών εντός της κάθε σχολικής τάξης. Για όλες τις υποκλίμακες οι ενδοταξικοί συντελεστές συσχέτισης βρέθηκαν πολύ χαμηλοί, ICC = .196 για τη Συνεργασία, ICC = .101 για την Ενσυναίσθηση, ICC = .203 για την Παρορμητικότητα, και ICC = .228 για τη Διασπαστικότητα, γεγονός που δηλώνει το μικρό επίπεδο συμφωνίας μεταξύ των τριών ομάδων αξιολογούντων και συνηγορεί υπέρ της χρήσης και των τριών πηγών αξιολόγησης για την εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών.

Διαφορές στις αξιολογήσεις μεταξύ των τριών ομάδων

Προκειμένου να διερευνηθούν οι διαφορές των τριών ομάδων αξιολογούντων (των ίδιων των παιδιών, των γονέων, και των εκπαιδευτικών) ως προς τις εκτιμήσεις τους για την κοινωνική ικανότητα αλλά και οι διαφορές φύλου, πραγματοποιήθηκε μια 2(φύλο παιδιών) x 4(υποκλίμακες) x 3(ομάδες αξιολογούντων) ANOVA με επαναλαμβανόμενες μετρήσεις τους μέσους όρους των εκτιμήσεων των τριών ομάδων αξιολογούντων και ανεξάρτητη μεταβλητή το φύλο. Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε χωριστά για κάθε μια από τις τέσσερις επιμέρους διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας. Η επίδραση του παράγοντα Ομάδα βρέθηκε στατιστικώς σημαντική σε τρεις από τις τέσσερις υποκλίμακες. Συγκεκριμένα, βρέθηκε στατιστικώς σημαντική η διαφορά των εκτιμήσεων μεταξύ των τριών ομάδων στην υποκλίμακα Ενσυναίσθηση, $F(2, 698) = 34.221, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .09$, στην Παρορμητικότητα, $F(2, 718) = 65.883, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .15$, και στη Διασπαστικότητα, $F(2, 714) = 28.149, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .07$. Οι μέσοι όροι των εκτιμήσεων ανά φύλο και ομάδα δίνονται στον Πίνακα 5. Ο έλεγχος της σημαντικότητας των διαφορών στις επαναλαμβανόμενες μετρήσεις εφαρμόζοντας το στατιστικό κριτήριο πολλαπλών συγκρίσεων Bonferroni έδειξε ότι τα παιδιά εκτιμούν ότι διακρίνονται από ενσυναίσθηση σε σημαντικά μικρότερο βαθμό από ό,τι εκτιμούν οι γονείς, $p < .001$, και οι εκπαιδευτικοί τους, $p < .001$. Το ίδιο βρέθηκε και στην περίπτωση της εκτίμησης της διασπαστικότητας. Τα παιδιά εκτιμούν ότι διακρίνονται από διασπαστική συμπεριφορά σε σημαντικά μικρότερο βαθμό από ό,τι εκτιμούν οι γονείς, $p < .001$, και οι εκπαιδευτικοί τους, $p < .001$. Τέλος, οι γονείς εκτιμούν ότι τα παιδιά τους εκδηλώνουν σε μεγαλύτερο βαθμό παρορμητική συμπεριφορά από ό,τι εκτιμούν τα ίδια τα παιδιά, $p < .001$, και οι εκπαιδευτικοί τους, $p < .001$.

Η επίδραση του φύλου των παιδιών βρέθηκε στατιστικώς σημαντική σε όλες τις υποκλίμακες. Τόσο τα ίδια τα παιδιά όσο και οι εκπαιδευτικοί και οι γονείς τους αναφέρουν για τα κορίτσια υψηλότερες δεξιότητες συνεργασίας, $F(1, 350) = 20.00, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .05$, και ενσυναίσθηση, $F(1, 349) = 17.72, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .05$, και χαμηλότερη παρορμητικότητα, $F(1, 359) = 9.39, p < .005$, μερικό $\eta^2 = .03$, και διασπαστικότητα, $F(1, 357) = 26.80, p < .001$, μερικό $\eta^2 = .07$, συγκριτικά με αυτές των αγοριών.

Παρόλο που η αλληλεπίδραση φύλου και ομάδας βρέθηκε στατιστικώς σημαντική στις τρεις υποκλίμακες (Συνεργασία, Παρορμητικότητα, και

Διασπαστικότητα), το μέγεθος του αποτελέσματος ήταν εξαιρετικά μικρό (μερικό $\eta^2 = .01$ έως $.02$), γεγονός που υποδηλώνει ότι οι τρεις ομάδες δε διαφοροποιούνται σε σημαντικό βαθμό ως προς την αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας των δύο φύλων.

Πίνακας 5. Μέσοι όροι και τυπικές αποκλίσεις των εκτιμήσεων των παιδιών, των γονέων και των εκπαιδευτικών για την κοινωνική ικανότητα ανά φύλο παιδιών

	Συνεργασία		Ενσυναίσθηση		Παρορμητικότητα		Διασπαστικότητα	
	Μ.Ο.	Τ.Α.	Μ.Ο.	Τ.Α.	Μ.Ο.	Τ.Α.	Μ.Ο.	Τ.Α.
Παιδιά								
Αγόρια	3.28	0.55	3.09	0.70	1.94	0.88	1.56	0.58
Κορίτσια	3.41	0.50	3.33	0.53	1.92	0.85	1.42	0.54
Σύνολο	3.35	0.53	3.22	0.63	1.93	0.86	1.49	0.56
Γονείς								
Αγόρια	3.35	0.42	3.48	0.44	2.68	0.72	1.83	0.50
Κορίτσια	3.44	0.41	3.55	0.40	2.34	0.66	1.62	0.47
Σύνολο	3.40	0.41	3.51	0.42	2.50	0.71	1.72	0.49
Εκπαιδευτικοί								
Αγόρια	3.20	0.83	3.45	0.83	2.08	0.98	1.96	0.83
Κορίτσια	3.54	0.73	3.68	0.78	1.90	0.86	1.62	0.64
Σύνολο	3.37	0.80	3.57	0.81	1.98	0.93	1.78	0.80

ΣΥΖΗΤΗΣΗ

Βασικός στόχος της έρευνας ήταν ο έλεγχος της παραγοντικής εγκυρότητας και ισοδυναμίας της ΚΚΙΑΠΠ, η οποία κατασκευάστηκε από τους Junttila et al. (2006) σε δείγμα Ελλήνων μαθητών/τριών Δ' Δημοτικού, των γονέων τους, και των εκπαιδευτικών τους. Δεύτερος στόχος ήταν η διερεύνηση του βαθμού συμφωνίας των εκτιμήσεων του ίδιου του παιδιού για την αντιλαμβανόμενη κοινωνική του ικανότητα με τις εκτιμήσεις των γονέων και των εκπαιδευτικών του.

Τα αποτελέσματα των επιβεβαιωτικών αναλύσεων έδειξαν ότι η συγκεκριμένη κλίμακα χαρακτηρίζεται από παραγοντική εγκυρότητα για τον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό στον οποίο δοκιμάστηκε. Ειδικότερα, οι δύο θεωρητικώς οριζόμενες πλευρές της αντιλαμβανόμενης κοινωνικής ικα-

νότητας (θετική κοινωνική συμπεριφορά και αντικοινωνική συμπεριφορά), καθώς και οι τέσσερις επιμέρους διαστάσεις αυτών (δεξιότητες συνεργασίας, ενσυναίσθηση, παρορμητικότητα, και διασπαστικότητα) επιβεβαιώθηκαν όχι μόνο στο δείγμα των μαθητών/τριών αλλά και των γονέων και των εκπαιδευτικών τους. Επίσης, σε όλες τις περιπτώσεις οι παράγοντες δεύτερης τάξης, δηλαδή η θετική κοινωνική συμπεριφορά και η αντικοινωνική συμπεριφορά, βρέθηκαν να συσχετίζονται αρνητικά μεταξύ τους (βλ. Υπόθεση 1). Το εύρημα αυτό συμφωνεί με τα αντίστοιχα ευρήματα των Magotsiou et al. (2006) και των Γούδα et al. (2009) κατά τον έλεγχο της δομικής εγκυρότητας της εκτενέστερης ελληνικής εκδοχής της κλίμακας σε μαθητές ΣΤ' Δημοτικού. Αυτό υποδηλώνει ότι η κλίμακα τόσο στην πρωτότυπη εκδοχή της, όπως ελέγχθηκε στην παρούσα έρευνα, όσο και στην ελληνική εκτενέστερη εκδοχή της, όπως ελέγχθηκε από τον Γούδα και τους συνεργάτες του, διακρίνεται από παραγοντική εγκυρότητα για την εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας στον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό των τελευταίων τάξεων του δημοτικού σχολείου.

Επίσης, επιβεβαιώθηκε η ισοδυναμία της κλίμακας και στις τρεις ομάδες των αξιολογούντων τόσο ως προς το επίπεδο της ισοδυναμίας της μορφής των παραγόντων όσο και ως προς το επίπεδο της ισοδυναμίας των φορτίσεων των επιμέρους προτάσεων στους παράγοντες και της ισοδυναμίας των συσχετίσεων μεταξύ των δύο παραγόντων δεύτερης τάξης, δηλαδή Θετική Κοινωνική Συμπεριφορά και Αντικοινωνική Συμπεριφορά (βλ. Υπόθεση 2). Φαίνεται, λοιπόν, ότι οι τέσσερις διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας που προβλέπει η θεωρία είναι διακριτές τόσο στις αυτο-αξιολογήσεις των ίδιων των παιδιών όσο και των γονέων και των εκπαιδευτικών τους.

Όσον αφορά την αξιοπιστία των τεσσάρων παραγόντων πρώτης τάξης και των δύο παραγόντων δεύτερης τάξης, οι δείκτες εσωτερικής συνέπειας α του Cronbach βρέθηκαν σε όλες τις περιπτώσεις, εκτός από δύο, πάνω από το αποδεκτό όριο .70. Το πρόβλημα εντοπίζεται στην αρκετά χαμηλή αξιοπιστία της υποκλίμακας Ενσυναίσθηση στα παιδιά και στους γονείς. Είναι χαρακτηριστικό ότι η υποκλίμακα αυτή προσδιορίζεται μόνον από τρεις προτάσεις, αρκετά ασαφείς ως προς το είδος της συμπεριφοράς που περιγράφουν (π.χ., “Αποδέχομαι τα άλλα παιδιά”, “Ξέρω πώς να είμαι καλός φίλος/η”). Επιπλέον, οι σχετικές προτάσεις περιγράφουν μορφές συμπεριφοράς που είναι δύσκολο να προσδιοριστούν από το ίδιο το παιδί αλλά και από τους γονείς, καθώς δεν είναι σε θέση να παρακολου-

θούν το παιδί τους στις καθημερινές συνθήκες αλληλεπίδρασης με τα άλλα παιδιά. Τις περισσότερες φορές είναι απλοί αποδέκτες των πληροφοριών που τους δίνουν τα ίδια τα παιδιά για τις φιλίες τους. Αξίζει να αναφερθεί ότι και οι Junttila et al. (2006) βρήκαν χαμηλότερους δείκτες αξιοπιστίας στις ίδιες περιπτώσεις ($\alpha = .68$ για τις αυτο-αναφορές ενσυναίσθησης και $\alpha = .71$ για την αξιολόγηση της ενσυναίσθησης από τους γονείς). Ενδεικτικό της ανάγκης να εμπλουτιστεί η συγκεκριμένη υποκλίμακα προκειμένου να κερδίσει σε αξιοπιστία, τουλάχιστον στον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό, είναι η υψηλή αξιοπιστία που βρέθηκε στις αυτο-αξιολογήσεις ενσυναίσθησης των μαθητών/τριών με βάση την ελληνική εμπλουτισμένη εκδοχή της υποκλίμακας (6 προτάσεις) στην έρευνα των Magotsiou, Gouda, και Hasandra (2006). Σε μελλοντικές ερευνητικές προσπάθειες στον ελληνικό πληθυσμό είναι, λοιπόν, σημαντικό να δίνεται η εμπλουτισμένη μορφή της κλίμακας. Τέλος, είναι αξιοσημείωτο ότι η ίδια υποκλίμακα έχει πολύ υψηλή αξιοπιστία στις αξιολογήσεις των εκπαιδευτικών ($\alpha = .90$), οι οποίοι είναι καθημερινοί μάρτυρες συμπεριφορών ενδεικτικών ενσυναίσθησης από την πλευρά των παιδιών. Έτσι, οι αξιολογήσεις τους μπορεί να αντανακλούν τη συνολική εικόνα που έχουν για την ενσυναίσθηση από την πλευρά των μαθητών/τριών τους.

Βέβαια, οι αξιολογήσεις των εκπαιδευτικών έχουν έναν εγγενή περιορισμό. Ο κάθε εκπαιδευτικός αξιολογεί το σύνολο των μαθητών/τριών του με αποτέλεσμα οι αξιολογήσεις του να μην είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους αλλά να χαρακτηρίζονται από έναν υψηλό βαθμό ομοιογένειας. Μόνον η εφαρμογή ενός μοντέλου πολυεπίπεδης ανάλυσης στοιχείων θα μας έδινε τη δυνατότητα ενός επιπλέον επιπέδου ανάλυσης των δεδομένων μας, καθώς θα έδινε πληροφορίες για την επίδραση των χαρακτηριστικών του κάθε εκπαιδευτικού στην αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας των μαθητών/τριών του. Κάτι τέτοιο, παρότι εξαιρετικά ενδιαφέρον, δεν αποτελούσε στόχο της παρούσας μελέτης αλλά θα μπορούσε να αποτελέσει ένα επόμενο μελλοντικό βήμα στην επεξεργασία και ερμηνεία των δεδομένων που προέρχονται από τους/τις εκπαιδευτικούς.

Τα δεδομένα της παρούσας μελέτης είναι ενδεικτικά της διακρίνουσας εγκυρότητας της συγκεκριμένης κλίμακας, καθώς βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των εκτιμήσεων των τριών ομάδων αξιολογούντων ως προς τις επιμέρους διαστάσεις. Αυτές οι διαφορές αντανακλούν τις διαφορετικές εμπειρίες της κάθε ομάδας αξιολογούντων με τις επιμέρους διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών. Το συγκεκρι-

κριμένο εύρημα συνάδει με προηγούμενα ευρήματα που επισημαίνουν την ανάγκη ύπαρξης διαφορετικών πηγών αξιολόγησης της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών, έτσι ώστε η αξιολόγηση της ικανότητάς τους να είναι πιο ολοκληρωμένη (βλ. Fagan & Fantuzzo, 1999. Powless & Elliott, 1993. Ruffalo & Elliott, 1997). Στην παρούσα μελέτη εντοπίστηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεγάλου μεγέθους στην αξιολόγηση της ενσυναίσθησης (μερικό $\eta^2 = .09$), όπου οι γονείς και οι εκπαιδευτικοί έδωσαν σημαντικά υψηλότερες εκτιμήσεις συχνότητας αυτών των συμπεριφορών από ό,τι τα ίδια τα παιδιά. Αν αυτό το εύρημα συνδυαστεί και με τη χαμηλή αξιοπιστία της συγκεκριμένης υποκλίμακας στην ομάδα των παιδιών και την παράλληλη υψηλή αξιοπιστία στην ομάδα των εκπαιδευτικών, αυτό υποδηλώνει ότι στη συγκεκριμένη ηλικία είναι σημαντικό να υπάρχει η αξιολόγηση αυτής της διάστασης της κοινωνικής ικανότητας από τους εκπαιδευτικούς. Επίσης, σημαντική φαίνεται να είναι η αξιολόγηση της παρορητικότητας των παιδιών από τους γονείς τους, καθώς βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεγάλου μεγέθους (μερικό $\eta^2 = .15$) ανάμεσα στις αξιολογήσεις των γονέων και στις αξιολογήσεις των εκπαιδευτικών και των μαθητών/τριών.

Προς την ίδια κατεύθυνση βρίσκονται και τα αποτελέσματα που αφορούν τις συσχετίσεις των αξιολογήσεων των τριών ομάδων αξιολογούντων. Πιο συγκεκριμένα, τα ευρήματα της παρούσας μελέτης συμφωνούν με τα αντίστοιχα ευρήματα των Junttila et al. (2006), οι οποίοι παρομοίως βρήκαν χαμηλές, παρότι στατιστικώς σημαντικές, συσχετίσεις μεταξύ των τεσσάρων διαστάσεων της κοινωνικής ικανότητας στις τρεις ομάδες (βλ. Υπόθεση 3). Λαμβάνοντας υπόψη το μέγεθος του δείγματος της παρούσας έρευνας, οι συγκεκριμένες συσχετίσεις θεωρούνται χαμηλές. Επιπλέον, οι εξαιρετικά χαμηλοί ενδοταξικοί συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των τριών ομάδων δηλώνουν ένα πολύ μικρό βαθμό συμφωνίας μεταξύ των τριών αξιολογητών και συνηγορούν υπέρ της ανάγκης χρήσης πολλαπλών πηγών αξιολόγησης, καθώς η κάθε ομάδα φαίνεται να θεωρεί κεντρικής σημασίας διαφορετικές διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας του παιδιού. Θα είχε, λοιπόν, ιδιαίτερο ενδιαφέρον μελλοντικά να διερευνηθεί ποιες επιμέρους διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας θεωρεί η κάθε πηγή αξιολόγησης κεντρικής σημασίας για την ανάπτυξη της κοινωνικής ικανότητας. Οι γονείς και οι εκπαιδευτικοί αξιολογούν την κοινωνική ικανότητα του παιδιού μέσα σε τελείως διαφορετικά πλαίσια. Για παράδειγμα, οι εκπαιδευτικοί έχουν πολύ συχνότερα από ό,τι οι γονείς την ευκαιρία να παρα-

τηρήσουν τη κοινωνική ικανότητα του παιδιού κατά την αλληλεπίδραση με συνομηλίκους καθώς και σε ποικίλες συνθήκες επίτευξης. Ανάλογα είναι και τα ευρήματα των Ruffalo και Elliott (1997) με τη χρήση της κλίμακας «Σύστημα Βαθμολόγησης των Κοινωνικών Δεξιοτήτων» για την εκτίμηση της κοινωνικής ικανότητας παιδιών προσχολικής ηλικίας και σχολικής ηλικίας (Α΄ έως Δ΄ Δημοτικού) από γονείς και εκπαιδευτικούς.

Ως προς τις διαφορές στις εκτιμήσεις με βάση το φύλο του παιδιού, τα ευρήματά μας συμφωνούν με σχετικά ευρήματα των Φινλανδών για ύπαρξη σημαντικών διαφορών στην αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας των αγοριών και των κοριτσιών (βλ. Junttila et al., 2006). Ειδικότερα, οι διαφορές φύλου που βρέθηκαν αντανακλούν τα υπάρχοντα στερεότυπα σύμφωνα με τα οποία τα κορίτσια επιδεικνύουν θετική κοινωνική συμπεριφορά σε μεγαλύτερο βαθμό ενώ αντικοινωνική συμπεριφορά σε μικρότερο βαθμό από ό,τι τα αγόρια. Θα πρέπει, ωστόσο, να επισημανθεί ότι το μέγεθος του αποτελέσματος βρέθηκε μέτριο στις περιπτώσεις των εκτιμήσεων για τη διαφορά των δύο φύλων ως προς τις δεξιότητες συνεργασίας και ενσυναίσθησης (μερικό $\eta^2 = .05$), ενώ βρέθηκε υψηλό μόνο στην περίπτωση των εκτιμήσεων για τη διαφορά των δύο φύλων ως προς τη διασπαστικότητα (μερικό $\eta^2 = .07$). Επίσης, παρόλο που βρέθηκε σημαντική η αλληλεπίδραση του παράγοντα φύλο και της ομάδας των συμμετεχόντων, το μέγεθος του αποτελέσματος αυτών των διαφορών ήταν πολύ μικρό, γεγονός που υποδηλώνει ότι τελικά οι στερεότυπες αντιλήψεις για την ύπαρξη διαφορών μεταξύ των δύο φύλων ως προς τις υπό εξέταση διαστάσεις της κοινωνικής ικανότητας δε διαφοροποιούνται σε σημαντικό βαθμό στις τρεις ομάδες, δηλαδή στα παιδιά, στους γονείς, και στους εκπαιδευτικούς (βλ. Υπόθεση 4). Μελλοντικά θα είχε ενδιαφέρον να διερευνηθεί η επίδραση του φύλου του γονέα και του εκπαιδευτικού στις αξιολογήσεις της κοινωνικής ικανότητας των δύο φύλων.

Συμπέρασμα

Τα ευρήματα της παρούσας μελέτης επιβεβαιώνουν την παραγοντική εγκυρότητα της ΚΚΙΑΠΠ καθώς και την ισοδυναμία της κλίμακας όσον αφορά την αξιολόγηση της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών από τα ίδια τα παιδιά, τους γονείς και τους εκπαιδευτικούς τους. Επίσης, τα δεδομένα επιβεβαιώνουν τη διακρίνουσα εγκυρότητα της ΚΚΙΑΠΠ ως προς τις διαφορές φύλου και υποδεικνύουν την ανάγκη χρήσης πολλαπλών πηγών για την

αξιολόγηση των επιμέρους διαστάσεων της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών. Με βάση αυτά τα ευρήματα, τα μελλοντικά προγράμματα παρέμβασης με στόχο την ανάπτυξη της θετικής κοινωνικής συμπεριφοράς και τη μείωση της αντικοινωνικής συμπεριφοράς θα πρέπει να λαμβάνουν υπόψη τους τόσο τις εκτιμήσεις της κοινωνικής ικανότητας των παιδιών από διαφορετικές πηγές αξιολόγησης όσο και την ύπαρξη στερεότυπων αντιλήψεων για επιμέρους πλευρές της κοινωνικής ικανότητας των δύο φύλων.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioural and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, *101*, 213-232.
- Βλαχόπουλος, Σ. (2010). Ισοδυναμία της μέτρησης στη συγκριτική ψυχολογική έρευνα. Στο Π. Μεταλλίδου, Π. Ρούσση, Α. Μπρούζος, & Α. Ευκλείδη (Επιμ. Έκδ.), *Επιστημονική Επετηρίδα της Ψυχολογικής Εταιρείας Βορείου Ελλάδος* (Τόμος 8, σ. 37-62). Αθήνα: Πεδίο.
- Boyom, L. A., & Parke, R. D. (1995). The role of family emotional expressiveness in the development of children's social competence. *Journal of Marriage and the Family*, *57*, 593-618.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255.
- Coie, J. D., Dogde, K. A., & Kupersmith, J. B. (1990). Peer group behaviour and social status. In S. R. Asher & J. D. Coie (Eds.), *Peer rejection in childhood* (pp. 17-59). New York: Cambridge University Press.
- Γούδας, Μ., Μαγκώτσιου, Ε., & Χατζηγεωργιάδης, Α. (2009). Παραγοντική σταθερότητα δύο μορφών της κλίμακας «Πολλαπλής Πηγής Αξιολόγηση της Κοινωνικής Ικανότητας των Παιδιών». Στο Α. Μπρούζος, Π. Μισαηλίδη, & Α. Ευκλείδη (Επιμ. Έκδ.), *Επιστημονική Επετηρίδα της Ψυχολογικής Εταιρείας Βορείου Ελλάδος* (Τόμος 7, σ. 96-114). Αθήνα: Ελληνικά Γράμματα.
- Duhig, A. M., Renk, K., Epstein, M. K., & Phares, V. (2000). Interparental agreement on internalizing, externalizing, and total behaviour problems: A meta-analysis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, *7*, 435-453.
- Fagan, J., & Fantuzzo, J. W. (1999). Multirater congruence on the social skills rating system: Mother, father, and teacher assessments of urban Head Start children's social competencies. *Early Childhood Research Quarterly*, *14*, 229-242.
- Farmer, T. W. (2000). The social dynamics of aggressive and disruptive behavior: Implications for behavior consultation. *Journal of Educational and Psychological Consultation*, *11*, 299-321.
- Fergusson, D. M., & Woodward, L. J. (1999). Childhood peer relationship problems and young people's involvement with deviant peers in adolescence. *Journal of Abnormal Child Disorders*, *27*, 357-370.

- Fox, M., Gibbs, M., & Auerbach, D. (1985). Age and gender dimensions of friendships. *Psychology of Women Quarterly*, 9, 489-502.
- Goudas, M., Magotsiou, E., & Hatzigeorgiadis, A. (2009). Psychometric properties of the Greek version of the Feelings Toward Group Work Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 25, 204-210.
- Gresham, F. M., & Elliott, S. N. (1990). *Social Skills Rating System*. Circle Pines, MN: American Guidance Service.
- Holopainen, L., Lappalainen, K., & Savolainen, H. (2007). "Sosiaalinen kompetensi toises asteen koulutuksessa ja nuorten oppimisvaikeudet" [Social competence and learning disabilities during secondary education]. Joensuu, Finland: Publications of the Department of Education, University of Joensuu.
- Holopainen, L., Junttila, N., Lappalainen, K., & Savolainen, H. (2010). *The role of social competence in the psychological well-being of adolescents in secondary education*. Manuscript submitted for publication.
- Junttila, N., Laakkonen, E., Niemi, P. M., & Vauras, M. (2009, August). Social competence and socio-emotional well-being among children and adolescents. In K.-H. Arnold (Chair), *Aspects and facets of social competence*. Symposium conducted at the 13th Biennial Conference of the European Association for Learning and Instruction, Amsterdam, The Netherlands.
- Junttila, N., Vauras, M., & Laakkonen, E. (2007). The role of parenting self-efficacy in children's social and academic behaviour. *European Journal of Psychology of Education*, 22, 41-61.
- Junttila, N., Voeten, M., Kaukiainen, A., & Vauras, M. (2006). Multisource assessment of children's social competence. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 874-895.
- Ladd, G. W. (1999). Peer relationships and social competence during early and middle childhood. *Annual Review of Psychology*, 50, 333-359.
- Lumley, V. A., McNeil, C. B., Herschell, A. D., & Bahl, A. B. (2002). An examination of gender differences among young children with disruptive behaviour disorders. *Child Study Journal*, 32, 89-100.
- Magotsiou, E., Goudas, M., & Hasandra, M. (2006). Validity and reliability of the Greek version of the Multisource Assessment of Social Competence Scale. *Perceptual and Motor Skills*, 103, 667-675.
- Merrell, K. W., & Gimpel, G. A. (1998). *Social skills of children and adolescents. Conceptualization, assessment, treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2007). *Mplus user's guide* (5th ed). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Powless, D. L., & Elliott, S. N. (1993). Assessment of social skills of native American preschoolers: Teachers' and parents' ratings. *Journal of School Psychology*, 31, 293-307.
- Renk, K., & Phares, V. (2004). Cross-informant ratings of social competence in children and adolescents. *Clinical Psychology Review*, 24, 239-254.
- Rubin, K. H., & Rose-Krasnor, L. (1992). Interpersonal problem solving. In V. B. Van Hassett & M. Hersen (Eds.), *Handbook of social development* (pp. 283-323). New York: Plenum.
- Ruffalo, S. L., & Elliot, S. N. (1997). Teachers' and parents' ratings of children's social skills: A closer look at cross-informant agreements through an item analysis protocol. *School Psychology Review*, 26, 489-501.

- Rydell, A.-M., Thorell, L. B., & Bohlin, G. (2007). Emotion regulation in relation to social functioning: An investigation of child self-reports. *European Journal of Developmental Psychology, 4*, 293-313.
- Τσιγγίλης, Ν. (2010). Βασικές έννοιες και εφαρμογή της μοντελοποίησης δομικών εξισώσεων στις κοινωνικές επιστήμες. Στο Π. Μεταλλίδου, Π. Ρούσση, Α. Μπρούζος, & Α. Ευκλείδη (Επιμ. Έκδ.), *Επιστημονική Επετηρίδα της Ψυχολογικής Εταιρείας Βορείου Ελλάδος* (Τόμος 8, σ. 1-36). Αθήνα: Πεδίο.
- Van Horn, M. L., Atkins-Burnett, S., Karlin, E., Ramey, S. L., & Snyder, S. (2007). Parent ratings of children's social skills: Longitudinal psychometric analyses of the social skills rating system. *School Psychology Quarterly, 22*, 162-199.
- Webster-Stratton, C., Mihalic, S., Fagan, A. A., Arnold, D., Taylor, T., & Tingley, C. (Eds.). (2001). *The incredible years: Parent, teacher, and child training series*. Boulder, CO: Institute of Behavioral Science.
- Wentzel, K. R. (1991). Relations between social competence and academic achievement in early adolescence. *Child Development, 62*, 1066-1078.
- Woodward, L. J., & Fergusson, D. M. (2000). Childhood peer relationship problems and later risks of educational underachievement and unemployment. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 41*, 191-201.

FACTORIAL VALIDITY AND INVARIANCE OF THE MULTISOURCE ASSESSMENT OF SOCIAL COMPETENCE SCALE

*Panayiota Metallidou¹, Anastasia Efklides¹, Eleftheria Gonida¹,
Ioulia Dousi¹, Fotini Dina¹, Marja Vauras², & Niina Junntila²*

¹ *Aristotle University of Thessaloniki, Greece*

² *University of Turku, Finland*

Abstract: The aim of the present study was to examine the factorial validity of the Multisource Assessment of Social Competence Scale (MASCS). A total of 593 students of Grade 4, from 32 classes public primary schools located in the city of Thessaloniki, Greece, 30 out of 32 of their teachers, and 405 of their parents participated in the study. Participants were asked to complete the respective for each source of assessment version of MASCS, which involved 15 items (8 for the prosocial behavior and 7 for the antisocial behavior). Confirmatory factor analyses confirmed the factorial validity of the MASCS from all three sources. The two theoretically defined factors of social competence (prosocial and antisocial behavior) as well as the four component dimensions within these dimensions (cooperating skills, empathy, impulsivity, and disruptiveness) were confirmed in each source separately. Also, the second-order factors of prosocial and antisocial behavior were found to negatively correlate to each other. Further, multigroup analysis applied on the data from the three sources confirmed the configural and metric invariance of the loadings to the factors. The correlations between students', teachers', and parents' estimations of social competence were low, although significant. Finally, gender differences were found in the assessment of social competence from the three sources.

Key words: Measurement invariance, Multiple sources of assessment, Social competence.

Address: Panayiota Metallidou, Faculty of Philosophy, School of Psychology, Aristotle University of Thessaloniki, 541 24 Thessaloniki, Greece. Phone: +30-2310-997972, and +30-2310-674599, E-mail: pmetall@psy.auth.gr