نارساییهای شناختی زیربنایی در ناتوانی ریاضی

Cognitive Deficits Underlying Math Disability

انوشه امین‌زاده
دانشجوی دکتری
دانشگاه شهید بهشتی

دکتر حمیدرضا حسن‌آبادی
استادیار دانشگاه تهران

Anoshe Aminzadeh
PhD Candidate
Shahid Beheshti University

Hamid Reza Hassanabadi, PhD
Tehran University

چکیده

هدف از پژوهش حاضر اندازه گیری نارساییهای همراه با ناتوانی ریاضی در کودکان بود. در این مطالعه تعداد ۴۶ دانش‌آموز پایه چهارم دبستان در دو گروه با توانایی متوسط و ناتوان در ریاضی انتخاب شدند به گونه‌ای که بهره هوش و توانایی خواندن آنها تا حد ممکن نزدیک به یکدیگر بودند. حافظه‌کاری از طریق آزمونهای هوش وکسلر (وکسلر، ۱۹۷۴؛ شهیم، ۱۳۷۳الف) و برج لندن (کالبرتسون و زیلمر، ۱۹۹۸)، بازداری با استفاده از آزمونهای استروپ (اسپرین و استراوس، ۱۹۹۸) و برج لندن و ادراک دیداری-فضایی از طریق شکل تجمعی ری (استریث، ۱۹۴۴) اندازه‌گیری شدند. نتایج تحلیل واریانس چند متغیری نشان دادند که عملکرد گروه ناتوان در ریاضی، در ادراک و سازماندهی دیداری-فضایی تفاوت معناداری با گروه متوسط در توانایی ریاضی داشت که بیانگر ناتوانی در تحلیل، ترکیب و سازمان‌دهی اطلاعات در گروه ناتوان در ریاضی بود.

واژه‌های کلیدی: ناتوانی ریاضی، کنشهای اجرایی، حافظه‌کاری، بازداری پاسخ، ادراک دیداری- فضایی.

Abstract

The purpose of this study was to assess the underlying deficits associated with math disability in children. Forty-six four-th graders were classified into two groups of students with average math ability and math disability, such that their IQ and reading ability were as close as possible. The working memory was measured using the Wechsler Intelligence (1974) and Tower of London (Culbertson & Zillmer, 1998) tests. Inhibition was measured using the Stroop (Spreen & Strauss, 1998) and the Tower of London tests, and visual-spatial perception was evaluated using the Rey Complex Figure Test (Osterrieth, 1944). MANOVA revealed that the group with math disability differed significantly from the group with average math ability in their performance in visual-spatial perception and organization, suggesting an inability in synthesis, integration, and organization of information in the math disability group.

Key words: math disability, working memory, response inhibition, visual-spatial perception.

دریافت: ۸۸/۷/۱۹
پذیرش: ۸۸/۱۲/۲

received: 11 Oct 2009
accepted: 21 Feb 2010

Contact information :aminanoosh@yahoo.com

مقدمه

توانایی ریاضی مانند توانایی خواندن در زندگی انسان نقش مهمی دارد اما پژوهشگران معتقدند که بررسیهای انجام شده در زمینه پردازشهای روان‌شناختی[1] برای صلاحیت ریاضی[2] یا نارساییهای زیربنایی[3] ناتوانی ریاضی بسیار کمتر از ناتوانی خواندن بوده‌اند (گیری، هامسون و هورد، ۲۰۰۰؛ مازاکو، ۲۰۰۱). میزان شیوع ناتوانی ریاضی بین ۵ تا ۸ درصد تخمین زده شده است (شالو، آرباخ، مانر و گراس‌ـتسر، ۲۰۰۰؛ راما و گوراما، ۲۰۰۲؛ هیل، فیرلو، برتین و شرمن، ۲۰۰۳). احتمالاً یکی از دلایل اختلاف‌نظر در میزان برآورد ناتوانی ریاضی، همزمانی آن با نارساییهای دیگر مانند ناتوانیهای مبتنی بر زبان است؛ اگرچه در برخی از موارد، ناتوانی ریاضی محض و بدون وجود هیچ نارسایی دیگر مشاهده شده است (هیل و دیگران، ۲۰۰۳).

ابعاد گوناگون صلاحیت ریاضی مانند فهم مفاهیم اولیه ریاضی، انجام ذهنی یا نوشتاری عملیات مختلف (مانند جمع، تفریق، ضرب و تقسیم) و حل مسئله، تفسیر داده‌ها و تخمین مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. پژوهشگران براساس مطالعه این ابعاد به انواع ناتوانی ریاضی مانند نوع حافظه معنایی[4] که اغلب با ناتوانی خواندن و دیگر ناتواناییها در حوزه یادگیری زبان همراه است؛ نوع فرایندی[5] که براساس ناتوانی در به‌کارگیری راهبردهای توسعه نایافته و حل مسئله مشخص می‌شود و نوع دیداری‌ـفضایی که مشکلاتی در هم‌محوری ستون[6]، ارزش مکانی[7] و توجه به عملیات ایجاد می‌کند، دست یافته‌اند (مازاکو، ۲۰۰۱). اگرچه برخی از مؤلفان، عوامل ژنتیکی و محیطی را در بروز انواع ناتوانی ریاضی مؤثر دانسته‌اند (لایت و دی فرایز، ۱۹۹۵؛ شالو، مانر، کرم، آیالی، بدیچی، فردلندر و گراس‌ـتسر، ۲۰۰۱)، امّا پیشرفت بررسیهای عصب‌ـ روان‌ـ شناختی در دهه‌های اخیر موجب شده تا نارسایی در کنشهای اجرایی ـ که به نظر می‌رسد با فعالیتهای قشر پیش پیشانی در ارتباط باشد (باترورث، ۲۰۰۵) ـ به عنوان یکی از علل احتمالی به‌وجودآورنده ناتوانی ریاضی مورد توجه قرار گیرد. هدف از مطالعه حاضر بررسی کنشهای اجرایی شامل حافظه کاری، بازداری پاسخ غالب و ادراک و سازماندهی دیداری در گروه کودکان ناتوان در ریاضی بود.

کنشهای اجرایی مدیران مغز هستند که مهارتهای برنامه‌ریزی، سازماندهی، توالی، نظارت، ارزیابی و تغییر رفتار را بر عهده دارند. یکی از نظریه‌های شناختی در زمینه کنشهای اجرایی، مدل چند مؤلفه‌ای حافظه‌کاری بدلی و هیچ (۱۹۷۴) است. در کانون این نظریه مؤلفه اجراکننده مرکزی[8] قرار دارد که مسئول کنترل و تنظیم فرایندهای شناختی است و از طریق دو نظام زیردست[9] دیگر به نامهای مدارآوایی[10] و صفحه دیداری‌ـفضایی[11] اطلاعات را دریافت می‌کند. مؤلفه دیگری که بعدها از اجراکننده مرکزی تفکیک شد حائل رویدادی[12] است که مسئول ترکیب اطلاعات به‌دست آمده از زیرمؤلفه‌های حافظه‌ـ کاری و حافظه بلندمدت است. این پژوهشگر در مطالعات بعدی نشان داد که اجراکننده مرکزی از کنشهای اجرایی متعدد مانند بازداری و توجه تشکیل شده است که فعالیتشان در جهت کنش عمومی اجراکننده مرکزی است (بدلی، ۱۹۹۶). اما نتایج پژوهشهای جدید در زمینه کنشهای اجرایی مانند دستکاری هدفمند اطلاعات در حافظه‌کاری، جابه‌جایی و بازداری مبین این نکته است که این کنشها به طور جداگانه ولی در ارتباط با یکدیگر عمل می‌کنند (میاکی، فریدمن، امرسن، ویتسکی، هورتر و وگر، ۲۰۰۰). همزمان با بررسی ابعاد مختلف حافظه‌کاری، ظرفیت و فراخنای آن، هم از لحاظ ظرفیت نگهداری و تکرار اطلاعات و هم از زاویه ظرفیت پردازش همزمان اطلاعات، نیز مورد توجه بوده است (ترنر و انگل، ۱۹۸۹؛ کانوی، کین، بانتینگ، همبریک، ویلهلم و انگل، ۲۰۰۵). نتایج مطالعات نشان داده‌اند که کودکان زمانی در اجرای تکالیف مربوط به حافظه‌کاری موفقیت بیشتری به‌دست می‌آورند که با به کارگیری روشهای مناسب ظرفیت

1. psychological processes
2. math competency
3. underlying
4. semantic memory
5. procedural
6. column alignment
7. place value
8. central executive
9. slave system
10. phonological loop
11. visual-spatial sketch pad
12. episodic buffer

حافظه‌کاری را افزایش دهند و همزمان اطلاعات بیشتری را ذخیره و پردازش کنند (بارویت، فایول و لاتلیر ۱۹۹۷؛ گیری و دیگران، ۲۰۰۰). به هر حال به نظر می‌رسد که نارسایی در کنش ابعاد مختلف حافظه‌کاری و عدم توانایی در بالابردن ظرفیت آن، مشکلات عمده‌ای را در یادگیری ریاضی ایجاد می‌کنند (گترکل، لامونت و آلوی، ۲۰۰۶).

مطالعات متعددی رابطه خطی بین سطوح مختلف توانایی در کودکان در آزمونهای ریاضی با ظرفیت حافظه‌کاری را که معمولاً به ترتیب از طریق آزمون فراخنای عددی مستقیم و معکوس مقیاس هوش وکسلر کودکان[1] (وکسلر، ۱۹۷۴) محاسبه می‌شوند نشان داده‌اند (گترکل، پیکرینگ، نایت و استگمن، ۲۰۰۴؛ بال و سریف، ۲۰۰۱). اما گروه دیگری از پژوهشگران معتقدند (تمپل و شروود، ۲۰۰۲؛ باترورث، ۲۰۰۵) که بین کودکان واجد یا فاقد ناتوانی ریاضی در اندازه‌های حافظه‌کاری (فراخنای عددی مستقیم، فراخنای عددی معکوس و مکعبهای کرسی[2]) تفاوتی وجود ندارد. مکعبهای کرسی (۱۹۷۲) یکی از تکالیفی است که فرض می‌شود ظرفیت حافظه‌کاری را در پردازش اطلاعات دیداری-فضایی اندازه‌گیری می‌کند و انجام این تکلیف مستلزم تولید مجدد ترتیب جایگاه مکعبهایی است که به طور متوالی آزمونگر به آنها اشاره می‌کند. با استفاده از این تکلیف، بال، جانستون و ری (۱۹۹۹) براساس نمره استاندارد سنی آزمون ریاضی گروهی[3] دو گروه با توانایی بالا در ریاضی (نمره‌های بالاتر از میانگین) و توانایی پایین در ریاضی (نمره‌های پایین‌تر از میانگین) را شکل داده و نشان دادند که این دو گروه در انجام تکلیف مکعبهای کرسی با یکدیگر متفاوتند. اما با کنترل آماری بهره هوش و خواندن، این تفاوت کاملاً حذف شد. به دنبال کسب چنین نتیجه‌ای این فرضیه شکل گرفت که احتمالاً توانایی دیداری-فضایی کودکان به طور غیرمستقیم بر توانایی ریاضی آنها تأثیر می‌گذارد. بنابراین، به نظر می‌رسد یکی از راههایی که می‌تواند ظرفیت حافظه‌کاری را افزایش دهد و به موفقیت بیشتری در اجرای تکالیف منجر شود، توانایی متوقف‌کردن اطلاعات نامربوط و فعال‌کردن اطلاعات مربوط به تکلیف است (پاسلونگی و سیگل، ۲۰۰۴).

به نظر می‌رسد که توانایی بازداری فعالیت اطلاعات نامربوط و پاسخهای غالب[4] در حافظه‌کاری یکی از مؤلفه‌های کنش اجرایی است که می‌تواند به وسیله آزمون استروپ[5] (استروپ، ۱۹۳۵) بررسی شود. بال و سریف (۲۰۰۱) نشان دادند که همبستگی معناداری بین نسخه عددی استروپ با توانایی ریاضی در کودکان وجود دارد. سن‌سبلا و نوئل (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای کودکان با ناتوانی یادگیری (ناتوانی خواندن و ریاضی) و کودکان عادی را در چهار تکلیف بازداری ارزیابی کردند. نتایج، اثر تداخلی یکسانی را در این دو گروه نشان دادند. همچنین این پژوهشگران در پژوهشی شامل ۱۵۴ نفر از دانش‌آموزان کلاس پنجم، گروه با ناتوانی ریاضی را براساس سه ملاک ۱) ناتوانی در ریاضی بر مبنای دو سال تأخیر در توانایی ریاضی (نمره استاندارد ریاضی)، ۲) توانایی متوسط در خواندن بر مبنای نمره خواندن بالاتر از صدک ۳۰ و ۳) بهره هوش بالاتر از ۸۵ و گروه عادی را با توجه به توانایی متوسط در ریاضی و ملاکهای ۲ و ۳ در گروه اول مشخص کردند و در هر گروه ۲۰ نفر را قرار دادند. نتایج تفاوت معناداری را بین گروه با ناتوانی ریاضی و گروه عادی در اجرای تکالیف مربوط به انواع بازداری از جمله بازداری پاسخ غالب نشان ندادند (سن‌سبلا و نوئل، ۲۰۰۸). از سوی دیگر پژوهشگران (رورک، احمد، کالینز، هایمن-آبلو، هایمن-آبلو و وارینر، ۲۰۰۲) به این نتیجه رسیدند که برای موفقیت در جنبه‌های مختلف ریاضی علاوه بر توانایی توقف اطلاعات نامربوط کلامی و دیداری-فضایی در حافظه‌کاری نیاز به مهارتهای دیداری-ادراکی برای مرتب‌کردن عددها در ستونها، نوشتن عددها به طور صحیح و توجه به محرکها در زمینه دیداری نیز هست.

رورک (۱۹۸۹) در زمینه رابطه ناتوانی ریاضی در گروهی که تخریب مغزی در نیمکره راست داشتند، نشان داد که چنین تخریبی به ایجاد مشکلاتی در محاسبه منجر

1. Wechsler Intelligence Scale for Children
2. Corsi block
3. group mathematics test
4. prepotent responses
5. Stroop task

می‌شود که اغلب با اشتباه در هم محوری فضایی ستونها یا عدم توجه به محرکها در دامنه دیداری چپ همراه است. این مؤلف (رورک، ۱۹۹۳) براساس مقایسه دو گروه از کودکان ـ گروه اول که در مهارتهای مربوط به خواندن مشکلی نداشتند اما در ریاضی با مشکلات زیادی مواجه بودند و گروه دوم که واجد هر دو مشکل بودند ـ مشخص کرد که عملکرد ضعیف دانش‌آموزان گروه اول در مهارتهای دیداری ـ فضایی ناشی از نارسایی در عملکرد نیمکره راست مغز است. به نظر می‌رسید که گروه اخیر دارای نوعی از ناتوانی یادگیری غیرکلامی بودند که با اختلال لامسه و توجه دیداری همراه بود بدون آنکه از لحاظ کلامی و توجه شنیداری مشکلی داشته باشند. گروه دوم به‌رغم عملکرد خوب در حل مسائل غیرکلامی در فعالیتهای مرتبط با ادراک کلامی/شنیداری مشکل داشتند، ضمن آن که از توانایی بالایی در توجه دیداری و لامسه‌ای برخوردار بودند. همچنین، تحلیل مهارت جمع ساده در کودکان نشان داد که راهبردهای شمارش (شکلهای مختلف از شمارش کلامی و انگشتی) یا بازیابی مستقیم از حافظه با توانایی فضایی مرتبط بود، به طوری که تفاوتها در متغیر راهبرد انتخابی به طور معناداری با دو زیرمقیاس هوش پیش‌دبستانی (طراحی هندسی و مازها) که نشان‌دهنده توانایی تولید مجدد طرحهای هندسی پیچیده و پیمایش[1] فضایی هستند، ارتباط داشت (گیری و بارلینگام ـ دوبری، ۱۹۸۹).

پژوهشگران دیگر (مانند هیل و دیگران، ۲۰۰۳) نیز همسو با نظریه رورک، بر این باورند که کودکان با ناتوانی در ریاضی همراه با نارسا کنشی در نیمکره راست احتمالاً در مهارتهای حل مسئله جدید یا توانایی استدلال سیال مشکل دارند. اگرچه این گروه در ناحیه نیمکره چپ، در گرایش به جزئیات، قوانین هدایت شده و مهارتهای شکل‌یافته برای ذخیره و بازیابی واقعیتهای ریاضی از توانایی کافی برخوردارند، اما در پردازش یکپارچه اطلاعات جدید، غیرمشخص و در جریان با مشکل مواجه می‌شوند (هیل و دیگران، ۲۰۰۳). از این دیدگاه، نارسایی محرکهای ادراکی (دیداری) در کودکان ناتوان در ریاضی با مبنای نیمکره راست می‌تواند نشان‌دهنده ناتوانی آنها در تحلیل مفهومی، ترکیب و یا سازماندهی اطلاعات باشد.

با توجه به نتایج متناقض در زمینه علل بروز ناتوانی در ریاضی، انجام پژوهشهای بیشتر با در نظرگرفتن تأثیر عوامل مختلف در بروز این ناتوانی ضروری است. بررسی علل گوناگون بروز ناتوانی در ریاضی بر مبنای اجرای آزمونهای روان‌شناختی مانند آزمونهای مربوط به کنشهای اجرایی احتمالاً می‌تواند اطلاعات ضروری برای تشخیص الگوهای خطا در ریاضی را برای متخصصان بالینی فراهم کند. در این پژوهش کوشش شد تا نقش کنشهای اجرایی مانند ظرفیت حافظه‌کاری، بازداری پاسخ غالب و توانایی ادراک دیداری ـ فضایی در بروز ناتوانی در ریاضی برجسته شود.

روش

طرح این پژوهش علی ـ مقایسه‌ای است که در آن دو گروه براساس توانایی ریاضی شکل گرفتند و سپس براساس کنشهای ادراک دیداری ـ فضایی، حافظه‌کاری و بازداری اندازه‌گیری شدند.

نمونه اولیه شامل ۱۵۷ دانش‌آموز کلاس چهارم ابتدایی با میانگین سنی ۱۲۲ ماه و انحراف معیار ۵/۵ ماه بود که از ۲۰ مدرسه (۱۰ مدرسه دخترانه و ۱۰ مدرسه پسرانه) دولتی منطقه ۴ شهر تهران انتخاب شدند. از دو کلاس چهارم در هر مدرسه یکی از کلاسها به طور تصادفی انتخاب شد. براساس مصاحبه با معلمان، ۸۰ دانش‌آموز ضعیف در درس ریاضی شناسایی و از بین سایر دانش‌آموزان نیز تعداد ۸۰ نفر به طور تصادفی انتخاب شدند. دانش‌آموزانی که بهره هوشی پایین‌تر از ۷۰ داشتند و سن تقویمی[2] آنها با سن کلاسی منطبق نبود از گروه نمونه خارج شدند. در مرحله دوم، انتخاب گروهها بر مبنای توانایی خواندن و ریاضی انجام شد: گروه الف، ناتوان در ریاضی: در این گروه دانش‌آموزانی قرار داده شدند (۲۷ نفر) که نمره استاندارد سنی ریاضی آنها (براساس آزمون ایران کی‌مت[3]، هومن و محمداسماعیل، ۱۳۸۱) پایین‌تر از صدک ۳۳ و توانایی خواندن کلمه‌ها در آنها (براساس

1. screen
2. chronological age
3. Iran key- math

زیرمقیاس خواندن کلمه‌ها در آزمون خواندن، کرمی نوری و مرادی، ۱۳۸۷) متوسط و بین صدک ۳۰ تا ۷۰ قرار داشت؛ گروه ب با توانایی متوسط در ریاضی: این گروه را ۵۳ نفر از دانش‌آموزانی تشکیل دادند که نمره آزمون استاندارد سنی ریاضی آنها بین صدک ۳۳ تا ۶۷ و توانایی خواندن کلمه‌ها در آنها متوسط و بین صدک ۳۰ تا ۷۰ قرار داشت. در مرحله سوم، به منظور کنترل متغیرهای مزاحم (کنشهای غیراجرایی) تا حد ممکن دو گروه براساس نمره‌های نزدیک به هم از لحاظ بهره هوش و توانایی خواندن انتخاب شدند و نتایج آزمونهای آماری نیز این شرایط را نشان دادند. در نهایت در هر گروه ۲۳ نفر باقی ماند.

میانگین نمره ریاضی در گروه الف (S=۸/۵، $\overline{X}$ =۷۶/۳) از گروه ب (S=۶/۳، $\overline{X}$ =۹۲/۰۸) به طور معناداری P=۰/۰۰۱، $t_{(۴۴)}$=−۷/۰۷ پایین‌تر بود. میانگین نمره خواندن کلمه‌ها در گروه الف (S=۵/۷، $\overline{X}$ =۱۱۰/۵) با گروه ب (S=۴/۱، $\overline{X}$ =۱۱۲/۹) تفاوت معناداری P=۰/۱۱، $t_{(۴۴)}$=−۱/۵۸ نداشت. میانگین بهره هوش در گروه الف (S=۶/۸، $\overline{X}$ =۸۷/۹) با گروه ب (S=۸، $\overline{X}$ =۸۸/۶) تفاوت معناداری P=۰/۷، $t_{(۴۴)}$=−۰/۳۵ نداشت.

مقیاس تجدیدنظر شده هوش وکسلر: برای مشخص‌کردن بهره هوش ۷۰ و بالاتر، از فرم دو تایی مقیاس تجدیدنظر شده هوش وکسلر (۱۹۷۴) که در جامعه ایران هنجاریابی شده است (شهیم، ۱۳۷۳ب)، استفاده شد. فرمهای دوتایی اطلاعات و تکمیل تصاویر و واژه‌ها و فهم با ضریب اعتبار (از طریق دو فرم موازی) ۰/۸۷ در بین فرمهای دوتایی دیگر بالاترین ضریب اعتبار را دارند. زیرمقیاسهای اطلاعات و تکمیل تصاویر از این جهت که تواناییهای متفاوت کلامی و غیرکلامی (عملی) را اندازه‌گیری می‌کنند بهتر از ترکیب زیرمقیاسهای واژه‌ها و فهم هستند. از سوی دیگر، فرم دوتایی اطلاعات و تکمیل تصاویر، بر فرمهای دوتایی دیگر که همبستگی بالایی با بهره هوش کلی دارند (مانند واژه‌ها و مکعبها) برتری دارند چون اغلب کودکان ناتوان در یادگیری ریاضی، به علت نارسایی دیداری‌ـفضایی احتمالی، در طراحی مکعبها با مشکل مواجه می‌شوند (رورک، ۱۹۹۳؛ سن‌سبلا و نوئل، ۲۰۰۸).

آزمون ریاضی ایران کی‌مت: به منظور اندازه‌گیری توانایی ریاضی، آزمون ریاضی ایران کی‌مت (هومن و محمداسماعیل، ۱۳۸۱) به کار گرفته شد. این آزمون با ۲۵۸ سؤال از سه بخش و هر بخش از زیرمقیاسهایی تشکیل شده است: ۱) مفاهیم پایه[1]: شمارش، اعداد گویا و هندسه؛ ۲) عملیات[2]: جمع، تفریق، ضرب، تقسیم و محاسبه ذهنی؛ ۳) کاربرد[3]: اندازه‌گیری، زمان و پول، تخمین، تفسیر داده‌ها و حل مسئله. در این آزمون روایی محتوایی، تفکیکی، پیش‌بینی، همزمان و نیز درجه دشواری پرسشها و همبستگی هر پرسش با کل آزمون و همبستگی هر پرسش با زیرمقیاس مورد نظر محاسبه شده است. اعتبار این آزمون براساس ضریب آلفای کرونباخ در پنج پایه بین ۰/۸۰ تا ۰/۸۴ بود. نمره خام کل آزمون (مجموع نمره زیرمقیاسها) به نمره استاندارد با میانگین ۱۰۰ و انحراف استاندارد ۱۵ تبدیل می‌شود. نمره‌های استاندارد نیز در دو بخش بر اساس معادلهای سنی و کلاسی ارائه شده‌اند. حداکثر نمره استاندارد در کلیه معادلهای سنی و کلاسی ۱۴۵ و حداقل آن ۵۵ بود. در این پژوهش، نمره استاندارد سنی به کار گرفته شد.

آزمون خواندن: آزمون خواندن (کرمی‌نوری و مرادی، ۱۳۸۷) برای اندازه‌گیری میزان توانایی خواندن دانش‌آموزان دختر و پسر در دوره دبستان مورد استفاده قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر به منظور تعیین دانش‌آموزانی که همزمان ناتوان در ریاضی و خواندن هستند از زیرمقیاس خواندن کلمه‌ها استفاده شد. در بین آزمونهای خواندن تکیه بر یک ابزار قابل اعتماد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ آزمونی که نه‌تنها سطح خواندن کودکان را مشخص کند بلکه بتواند پیشرفت آنها را دراین زمینه بسنجد. ساده‌ترین و قابل فهم‌ترین زیرمقیاسهای خواندن همان فهرست کلمه‌ها هستند (دادستان، ۱۳۷۹). زیرمقیاس خواندن کلمه‌ها شامل سه فهرست ۴۰ کلمه‌ای (با بسامد

1. basic concepts
2. operations
3. application

بالا، متوسط و کم) است که مدت اجـرای هر فهرست ۲ دقیقه است. مجموع کلمه‌هایی که در سه فهرست به طور صحیح خوانده شود، نشان‌دهنده توانایی خواندن است.

آزمون استروپ: آزمون استروپ (۱۹۳۵) برای اندازه‌گیـری میـزان توانایی فرد در توقف پاسخ غالب به کـار می‌رود. بازداری پاسخ غالب فرایندی است که از تولید پاسخهای قدرتمند و بارز[1] اما نامرتبط با تکلیف، جلوگیری می‌کنـد. در این پژوهش از نسخه ویکتوریا (اسپریـن و استراس، ۱۹۹۸) استفاده شده است. در مرحله اول آزمون، که خط پایه[2] نام دارد از کودک خواسته می‌شود واژه‌های قرمز، آبی، سبز و زرد را که با جوهر مشکی چاپ شده‌اند با سرعت بخواند. مرحله دوم، شرایط همگرایی[3] است که در آن بـرای مثال واژه قرمز به رنـگ قرمز نوشته شده است و از کودک خواسته می‌شود تا واژه را بخواند. مرحله سـوم، شرایط ناهمگرایی[4] است و در آن به طور مثال کلمه قرمز به رنگ سبز نوشته شده است، از آزمودنی خواسته می‌شود رنگ واژه و نه خود واژه را بگوید (پاسخ صحیح سبز است). در هر مرحله ۲۴ واژه که در ۴ ردیف بـه طور تصادفی قرار گرفته‌اند، ارائه شده است. در هـر مرحله تعداد خطاها و مدت زمان پاسخگویی ثبت می‌شود.

در این پژوهش سه نمره از آزمون استروپ مورد توجه قـرار گرفت: ۱) نمره تداخل[5] که از تفاضل زمان اجـرای شـرایط ناهمگـرا و زمان اجرای مرحله خط پایه حاصـل می‌شود. نمره مثبت بالا در نمره تداخل نشان‌دهنده نقش بیشتر عوامل مداخله‌کـنـنده در شرایط ناهمگرا اسـت، ۲) نمره تسهیل[6] که از تفاضل زمان اجـرای شرایط همگرا و زمان اجـرای خط پایه به‌دست می‌آیـد و نمره مثبت بالا بیـانگر نقش مؤثر عوامل تسهیل کننده در شرایط همگرا اسـت، ۳) تعداد خطا در مرحله سوم که نمایـانگر عـدم توانایی بازداری پاسخ غالب است (ولف، ۲۰۰۴).

گـلدن (۱۹۷۸) معتقد بود که آزمون استروپ می‌تواند به عنوان یک ابزار یا بخشی از مجموعه‌ای از ابزارها برای آشکارسازی نارساکنشی مغز مورد استفاده قرار گیرد. وی آزمون استروپ را در بررسی نمونـه‌ای از ۱۴۱ نفـر با صدمات مغزی و آزمودنیهای عادی مورد استفاده قرار داد (گلدن، ۱۹۷۶). نتایج نشان دادند که آزمودنیهایی که نمره پـایینی در هر سه مرحله اسـتـروپ گرفتـند نارساییهایـی پراکنده در نیمکـره چپ داشتند و آزمودنیهایی که نمـره پـایین در شرایط ناهمگرایی اما عملکرد متوسـطی در دو مـرحله دیگر داشتند نارساییهایی در نیمکره راست، نشان دادند.

اعتـبار این آزمون از طریق بازآزمـایی در مراحل خط پایـه، همگرایی و نـاهمگرایی بالا (۰/۸<) گزارش شـده است؛ (کانر، فرانزن و شارپ، ۱۹۸۸؛ گرف، اوته و توئوکو، ۱۹۹۵؛ سـکس، کلار، پلس و گفن، ۱۹۹۱). در پژوهـش حـاضر اعتبار نمره تداخل، تسهیل و تعداد خطا بـا روش بازآزمایی به ترتیب ۰/۹، ۰/۴ و ۰/۳ به‌دست آمد.

آزمون فراخنای عددی: برای اندازه‌گیری مؤلفه اجرا‌کـنـنده مرکـزی حـافظه‌کاری از آزمون فراخنای عـددی معکوس و برای انـدازه‌گیری مؤلفه مـدار آوایی از آزمون فراخنای عددی مستقیم در نسخه فارسی مقیاس تجدیدنظر شـده هوش وکسلر بـرای کودکان (شهیم، ۱۳۷۳الـف) استفاده شـد. در آزمون فـراخنای عددی مستقیم، عددها به تدریج از سه تا نه عدد در هر ردیف افزایش می‌یابند و از آزمـودنی خواسته می‌شود تا دقیقاً به همان ترتیبی کـه عـددها را شنیده تکرار کند. در آزمون فراخنای عـددی معکـوس، عـددها به تـدریج از دو تا هشت عـدد در هـر ردیف افزایش می‌یابند و از آزمودنی خواسته می‌شود تا اعداد شنیده شده را در جهـت معکوس تکرار کند و چون در هر قسمت دو ردیـف عـدد قـرار دارنـد هر قسمـت ۲ نمره دارد. اگـر یک ردیف از عددها به طور صحیح گفته شود یک نمره بـه آزمودنی اختصاص می‌یابد و اگر هر دو ردیف اشتباه گفته شود آزمون متوقف می‌شود. نمره بالا در فراخنای عددی مستقیم و معکوس نشان‌دهنده ظرفیت بالا در حافظه‌کاری اسـت. سنت‌کلر‌ـتامپسون و گترکل (۲۰۰۶) اعتبار آزمون فراخنای عددی معکوس را از طریق بازآزمایی ۰/۷۱ به دست آوردند. همچنین آلوی (۲۰۰۶) اعتبار فراخنای عددی مستقیم و معکوس را از طریق

1. dominant
2. baseline
3. congruent
4. incongruent
5. interference score
6. facilitation score

بازآزمایی به ترتیب ۰/۸۴ و ۰/۶ محاسبه کرد. در پژوهش حاضر اعتبار بازآزمایی فراخنای حافظه مستقیم و معکوس به ترتیب برابر ۰/۸ و ۰/۸۵ محاسبه شد.

آزمون برج لندن: آزمون برج لندن یک ابزار استاندارد شده برای تشخیص چگونگی عملکرد کنشهای اجرایی در کودکان است که توسط شالیس[1] (۱۹۸۲ نقل از کالبرتسون و زیلمر، ۲۰۰۱) ابداع و سپس به وسیله کالبرتسون و زیلمر (۱۹۹۸؛ نقل از کالبرتسون و زیلمر، ۲۰۰۱) تجدید‌ـ نظر و استاندارد شده است. مواد این آزمون شامل سه مهره رنگی (سبز، قرمز و آبی) و سه میله چوبی است که طول آنها به ترتیب افزایش می‌یابد و روی دو صفحه چوبی (یکی برای آزمودنی و دیگری برای آزمونگر) قرار می‌گیرد. قبل از ارائه اولین مسئله، آزمونگر مهره‌ها را روی صفحه آزمودنی در ترکیب آغازین قرار می‌دهد ـ مهره قرمز روی سبز در بلندترین میله و آبی روی میله کمی کوتاهتر قرار داده می‌شود. آزمونگر ۱۰ مسئله شامل الگوهای متفاوت از چیدمان مهره‌ها روی میله‌های صفحه خود را ـ مطابق با آنچه که در فرم ثبت آمده است ـ نشان می‌دهد. جابه‌جایی مهره‌ها در هر مسئله، برحسب حداقل حرکت مهره‌ها که در فرم ثبت مشخص شده، توسط آزمونگر انجام می‌شود. بنابراین آزمودنی با مشاهده اجرای آزمونگر باید حداقل حرکتها را در حافظه‌کاری ثبت کند تا بلافاصله بعد از پایان یافتن اجرای آزمونگر مطابق با آنچه مشاهده کرده است مهره‌ها را روی صفحه خود جابه‌جا کند. به دنبال اجرای هر مسئله توسط آزمودنی، مهره‌های وی به وضعیت آغازین بازگردانده می‌شوند. آزمودنی نباید از حداقل حرکتها در حل هر مسئله آگاه شود.

در این آزمون رعایت دو قانون، که باید قبل از اجرا به آزمودنی کاملاً تفهیم شود، ضروری است و عدم رعایت هر یک در حین اجرا با عنوان انحراف از قوانین ثبت می‌شود. قانون اول: روی هر میله تعداد مشخصی مهره می‌توان قرار داد و بیش از آن مجاز نیست: بلندترین میله سه مهره، میله متوسط دو مهره و کوتاهترین میله یک مهره. قانون دوم: در زمان حرکت یک مهره، حرکت مهره دیگر مجاز نیست. مجموع تعداد دفعاتی که آزمودنی این دو قانون را رعایت نمی‌کند اندازه انحراف از قوانین را مشخص می‌کند.

حرکت، زمانی ثبت می‌شود که کودک یک مهره را کاملاً از روی میله چوبی خارج کند و روی میله دیگر و یا همان میله قرار دهد (کالبرتسون و زیلمر، ۲۰۰۱). نمره مربوط به حرکت صحیح در هر مسئله با کم‌کردن کل حرکتهایی که کودک انجام داده از عددی که آزمون پیشنهاد می‌کند، به دست می‌آید. پژوهشگران نشان داده‌اند که بیماران با صدمه قشر پیشانی و پارکینسون به طور معناداری در اجرای برج لندن و اندازه‌های حافظه‌کاری فضایی نسبت به افراد بدون صدمه مغزی ضعیف‌تر عمل می‌کنند (مانند اون، ساهاکیان، هوجز، سامرز، پولکی و رابینز، ۱۹۹۵). در حالی که بیماران آسیب‌دیده در قشر پیشانی مغز در اندازه‌های مربوط به حافظه‌کاری کوتاه‌مدت با افراد بدون صدمه مغزی متفاوت نیستند، بنابراین فقط حافظه‌کاری فضایی به عنوان یک مؤلفه اجرایی در این بیماران در شرایط بحرانی قرار می‌گیرد. اعتبار آزمون برج لندن از طریق بازآزمایی در نمره حرکت کل برابر با ۰/۸ گزارش شده است (کالبرتسون و زیلمر، ۲۰۰۱). در پژوهش حاضر اعتبار این آزمون با روش بازآزمایی در نمره‌های حرکت صحیح و انحراف از قوانین به ترتیب برابر با ۰/۷ و ۰/۵ به‌دست آمد.

آزمون شکل تجمعی ری: یکی از مشهورترین آزمونها در سطح سازماندهی ادراکی و تجسمی، آزمون روبرداشت و باز پدیدآوری حفظی یک شکل تجمعی[2] است که برای نخستین بار در سال ۱۹۴۲ توسط ری پیشنهاد شد و سپس توسط استریث (۱۹۴۴) مورد بررسی قرار گرفت. نسخه استاندارد شده این آزمون در سال ۱۹۵۹ توسط انتشارات مرکز روان‌شناسی کاربردی پاریس به چاپ رسید و آنچه در این قسمت می‌آید برگرفته از نسخه اخیر است (دادستان، ۱۳۷۹).

شکلی که برای این آزمون انتخاب شده معنای

1. Shalice, T.
2. Test de Copie et de Reproduction de Memoire de Figures Géometriques Complexes

مشخصی ندارد و تحقق ترسیمی آن نیز ساده است اما پیچیدگی ساختار کلیِ شکل در حدی است که برای ترسیم آن باید به یک فعالیت ادراکیِ تحلیل‌کننده و سازمان‌دهنده متوسل شد. این آزمون دارای دو مرحله است:

مرحلهٔ اول، مرحله روبرداشت از شکل است و تحلیل روش ترسیم آزمودنی در این مرحله، چگونگی فعالیت ادراکی وی را به دست می‌دهد؛ مرحلهٔ دوم، مرحله تولید حفظی است.

تصویر به صورت افقی به آزمودنی نشان داده می‌شود و از وی می‌خواهند تا روی کاغذ سفیدی که در اختیار دارد آن را بکشد. آزمایشگر به منظور ضبط عینی فرایند رو-برداشت باید از ۵ تا ۶ مداد به رنگهای مختلف استفاده کند. یک مداد رنگی (مثلاً قرمز) در اختیار آزمودنی قرار می‌گیرد و اجازه می‌یابد تا چند لحظه به کشیدن مشغول شود. سپس مداد دیگری به او داده می‌شود و از وی می‌خواهند تا کارش را با مداد اخیر ادامه دهد. یادداشت توالی رنگها برای مشخص‌کردن فرایند روبرداشت کفایت می‌کند. پس از مدت کوتاهی که نباید از ۳ دقیقه بیشتر باشد مرحله دوم آزمون که عبارت از تولید حفظی شکل روبرداشت شده قبلی است، آغاز می‌شود. در این پژوهش درستی و حد کامل‌بودن ترسیم در دو مرحله روبرداشت و تولید حفظی شکل مورد توجه قرار گرفته است. استریث (۱۹۴۵ نقل از دادستان، ۱۳۷۹) شکل را به ۱۸ واحد تقسیم کرد که نمره‌گذاری هر واحد بدین ترتیب انجام می‌شود: هر واحد صحیح در محل صحیح ۲ نمره، هر واحد صحیح در محل غلط ۱ نمره، هر واحد تغییر شکل‌یافته ولی قابل شناخت در محل صحیح ۱ نمره، هر واحد تغییر شکل‌یافته ولی قابل شناخت در محل غلط ۰/۵نمره و هر واحد غیر-قابل شناسایی یا ترسیم نشده صفر می‌گیرد. نمره بالا در این آزمون نشان‌دهنده کفایت تحلیل عقلانی داده‌های دیداری-فضایی است و نمره‌های پایین نشان‌دهنده مشکلات در تحلیل عقلانی ساختهای دیداری-فضایی است.

همبستگیهای بین RCFT و اندازه‌های دیگر در نمونه‌هایی متشکل از آزمودنیهای بهنجار و آسیب‌دیده مغزی، اعتبار تشخیصی این آزمون را به عنوان ابزار سنجش توانایی دیداری-فضایی (آزمون کپی) و حافظه دیداری-فضایی (آزمونهای به یادآوری با تأخیر و بازشناسی) به اثبات رسانده‌اند (دادستان، ۱۳۷۹). اعتبار درونی برای نمره‌های روبرداشت ۰/۹۶ گزارش شده است (کافارا، وزادینی، دیسی، زنات، ونری، ۲۰۰۲). در پژوهش حاضر اعتبار این آزمون با روش بازآزمایی در هر دو نمره روبرداشت و حفظی برابر با ۰/۷ به دست آمد.

شیوه اجرا: آزمونها در دو جلسه حداکثر با فاصله یک هفته انجام شدند. در هر جلسه که به طور تقریبی یک ساعت طول کشید به آزمودنی ۱۵ الی ۲۰ دقیقه در بین اجرای آزمونها استراحت داده شد. در جلسه اول، ابتدا مقیاس تجدیدنظر شده هوش وکسلر کودکان شامل زیر-مقیاس اطلاعات از بخش کلامی و زیرمقیاس تکمیل تصاویر از بخش عملی، سپس آزمون استانداردشده ریاضی ایران کی‌مت و زیرمقیاس خواندن کلمه‌ها اجرا شدند. آزمونهای مربوط به کنشهای اجرایی در جلسه دوم انجام شدند. به منظور جلوگیری از دخالت اثر توالی، ترتیب اجرای آزمونهای مربوط به کنشهای اجرایی به طور تصادفی تغییر داده شد.

یافته‌ها

در این پژوهش به منظور اندازه‌گیری کنشهای اجرایی شامل ادراک دیداری-فضایی، حافظه‌کاری و بازداری پاسخ، از تکالیف و اندازه‌های متفاوتی استفاده شد. عملکرد گروهها در هر کنش اجرایی براساس اندازه‌های مربوط به آن کنش تحلیل شد. در ابتدا، بالاترین و پایین‌ترین همبستگی بین اندازه‌های مختلف در هر کنش و معناداری آنها به طور مختصر گزارش و سپس با استفاده از تحلیل واریانس چند متغیری عملکرد گروه الف با گروه ب در هریک از کنشهای اجرایی مقایسه شد. شاخص d ، که نشان‌دهنده حجم اثر است، براساس تفاضل میانگین نمره گروه ب از نمره گروه الف در هر تکلیف و تقسیم حاصل آن بر انحراف معیار گروه ب به دست آمد. نتایج تحلیلها در جدول ۱ نشان داده شده است.

ادراک دیداری-فضایی: ادراک دیداری-فضایی از طریق آزمون شکل تجمعی ری ارزیابی و دو متغیر نمره رو-برداشت شکل تجمعی و نمره تولید حفظی شکل تجمعی

جدول ۱.
میانگین، انحراف استاندارد و خلاصه تحلیل واریانس تک متغیری برای گروه الف و ب در متغیرهای وابسته

اندازه‌ها	گروه الف		گروه ب		آزمون تک متغیری		
	M	SD	M	SD	F	P	d
شکل تجمعی ری							
نمره برداشت	۱۵/۴	۸	۲۱/۵	۹/۵	۵/۵	۰/۰۲۴	۰/۶۴
نمره تولید حفظی	۶/۶	۲/۷	۹/۲	۵/۱	۴/۵	۰/۰۳۸	−۰/۵
فراخنای عددی آزمون وکسلر							
فراخنای حافظه مستقیم	۵/۰۴	۲/۳	۵/۹	۲/۲	۱/۶	۰/۲	−۰/۳
فراخنای حافظه معکوس استروپ	۳/۲	۰/۸۶	۳/۳	۱	۰/۲۱	۰/۶	−۰/۱
استروپ							
تعداد خطا	۱/۳	۱/۹	۱/۰۴	۱/۸	۰/۲۲	۰/۶۴	۰
نمره تداخل	۳۷/۹	۱۷	۳۰/۱	۱۳/۸	۲/۸	۰/۰۹	۰−/۵۶
نمره تسهیل	۰/۰۸	۲/۷	۰/۵	۲/۲۹	۰/۴۱	۰/۵۲	−۰/۱
برج لندن							
تعداد حرکتهای صحیح	۴/۱	۱/۳	۴	۱/۵	۰/۰۱	۰/۹	۰
تعداد انحراف از قوانین	۳/۹	۳/۹	۲/۸	۳/۱	۱/۰۶	۰/۳	−۰/۳

توجه: گروه الف: ناتوان در ریاضی، گروه ب: با توانایی متوسط در ریاضی

در تحلیل وارد شد. همبستگی بین این دو متغیر (P=۰/۰۰۲، r=۰/۴) معنادار بود. نتایج تحلیل واریانس چند متغیری نشـان داد که گروه الف در کنش اجرایی ادراک دیداری‌ـ فضایی نسبت به گروه ب ضعیف‌تر [P=۰/۰۳، $F_{(۲ و ۴۳)}$=۳/۵۶، ۰/۸۵= لاندای ویلکس] عمل کرد. نتایج تحلیل واریانس تـک متغیری مشخص کرد که نمـره روبرداشت از شکل تجمـعی در گروه الـف (M=۱۵/۴) نسـبت به گـروه ب (M=۲۱/۵) به طور معناداری پایین‌تر (P=۰/۰۲۴، F=۵/۵) بـود. نمره تولید حفظی شکل تجمـعی نیز در گروه الـف (M=۶/۶) نسبت به گـروه ب (M=۹/۲) به طور معناداری پایین‌تر (P=۰/۰۳۸، F=۴/۵) بود. حجم اثر برای نمره روـ برداشت شکل تجمعی ری بالا و برای نمره تولید حفظی شکل تجمعی ری متوسط و به نفع گروه ب بود.

حافظه‌کاری: ظرفیت حافظه‌کاری با آزمونهای فراخنای حافظه مستقیم، فراخنای حافظه معکوس و تعداد حرکتهای صحیـح در آزمـون بـرج لنـدن ارزیـابی شدند. ضرایب همبستگی بین آزمونها در این کنش معنادار نبود. نتایج تحلیل واریانس چند متغیری نشان داد که گروه الف در کنش اجرایی حـافظه‌کاری تـفاوتی با گـروه ب [P=۰/۶، $F_{(۳و۴۲)}$= ۰/۶، ۰/۹ = لاندای ویلکس] نداشت. با این که به دلیل عدم معناداری تحلیل چند متغیری ضرورتی به بررسی تحلیـلهای پیگیری تک متغیری نیست؛ اما، بـا توجه بـه ایـن که همبستگی بیـن متغیرهای وابسته اندک بود و ممکـن اسـت عـدم معنـاداری تـفاوت گروهها در بـردار انـدازه‌های متـعدد حافظه‌کاری ناشی از این همبستـگی ضعیـف باشد، نتایج تحلیلهای تک متغیری نیز بررسـی و مشخص شد که توانـایی گروه الـف در فـراخنای حـافظه مستقـیم (M=۵/۰۴) نسبت به گـروه ب (M=۵/۹) تفاوت معناداری (P=۰/۲، F=۱/۶) نـداشت. تفاوت توانایی گروه الف در فراخنای حافظه معکوس (M=۳/۲) نسبت به گروه ب (M=۳/۳) نیز معنادار (P=۰/۶، F=۰/۲۱) نبود. همچنین در تعداد حرکتهای صحیح در آزمون برج لندن در گروه الف (M=۴) نسبت به گروه ب (M=۴/۱) تفاوت معناداری (P=۰/۹، F=۰/۰۱) به دست نیامد.

حجم اثرها برای هر سه متغیر فراخنای حافظه مستقیم، فراخنای حافظه معکوس و تعداد حرکتهای صحیح پایین

و به نفع گروه ب بود.

بـازداری پاسخ: بازداری در این پژوهـش به معنـای بازداری پاسخ غالب بود که از طـریق آزمونهای استروپ (تعـداد خطا، نمره تسهیل و نمـره تـداخل) و برج لنـدن (تعداد انحراف از قوانین) اندازه‌گیری شد. ضرایب همبستگی بین متغیرها در این کنش از ۰/۰۶ تا ۰/۱ و از لحاظ آماری غیرمعنادار بود. نتایج تحلیل واریانس چند متغیری نشان داد که گروه الف در کنش اجـرایی بازداری تفاوتی با گروه ب [P=۰/۳، $F_{(۳ و ۴۲)}$ = ۱/۱۸، ۰/۹=لاندای ویلکس] نـداشت. مشابه با تحلیل قبلی در خصوص حافظه‌کـاری، از آنجا که میزان همبستگی بین اندازه‌های بازداری اندک بـود، نتایج تحلیلهای تک متغیری نیز بررسی شدنـد و نشـان دادند که بیـن تعداد خطا در گـروه الف (M=۱/۳) نسبت به گروه ب (M=۱/۰۴) تفاوت معنادار (P=۰/۶، F= ۰/۲۲) وجـود نداشـت. نمـره تسهیـل در گـروه الف (M=۰/۰۸) نسبت به گـروه ب (M=۰/۵) تفـاوت معنادار (P=۰/۵۲، F=۰/۴۱) نـداشت. نمـره تداخل در گروه الف (M=۳۷/۹) نسبـت به گروه ب (M=۳۰/۱) تفاوت معنادار (P=۰/۰۹، F= ۲/۸) نداشـت. تعداد انحـراف از قوانین در گروه الف (M=۳/۹) نسبت به گروه ب (M=۲/۸) تفاوت معنادار (P=۰/۳، F=۱/۰۶) نداشت. حجم اثرها برای تعداد خطا، نـمره تسهیل و تعـداد انحراف از قوانین پایـین و برای نمره تداخل متوسط به نفـع گروه ب بود. همانطور که نتایج نشان دادند هر چند تفاوت عملکرد گروهها در متغیر زمان تداخل از لحاظ آماری معنادار نبود اما به علت حجم اثر متوسط، تأثیرگذاری کنش بازداری بر عملکرد گروهها براساس این متغیر می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

بحث

در مقایسه با تکثر پژوهشها در قلمرو ناتوانی خواندن، بررسی فرایندهای شناختی و عصب روان‌شناختی که زیر-بنای صلاحیـت و علل ایجـاد ناتوانی ریاضی را تشکـیل مـی‌دهند در دوران نوزادی خود بـه سر می‌بـرد (مازاکو، ۲۰۰۱؛ گیـری و دیگران، ۲۰۰۰) و بـه‌رغم کوشـشهای متعدد هنوز نتوانسـته‌اند به علـت یا علل دقیق به وجـود آورنده این ناتوانی دسـت یابند. در نتیجه، ناتوانی ریاضی را حـاصل نارسایی در حافظه معنایی (گیری و دیگـران، ۲۰۰۰؛ گیری و هـورد، ۲۰۰۵)، حافظه‌کاری و کنشهـای اجرایی (گترکل و دیگران، ۲۰۰۶؛ بال و سریف، ۲۰۰۱) و ادراک و سـازماندهی دیداری-فضایی (رورک، ۱۹۸۹؛ گیری، ۱۹۹۳) دانسته‌انـد. از آنجا که بررسی همه جانبه عـوامل مؤثر در ایجاد ناتوانی ریاضی در هیچ پژوهشی میسر نیست در این بررسی بر آن شدیم تا با کنترل بهره هوش و توانایی خواندن به بررسی نقش کنشهای اجرایی (حافظه‌کاری، بازداری پاسخ غالب و سازماندهی دیداری-فضایی) در بـروز این نـاتوانی بپردازیم تا شاید گامـی در مسیر حل این مشکل برداشته شود:

در پـژوهش حـاضر کودکـان ناتوان در ریاضی و بـا توانمندی متوسط در خواندن نسبـت به گروه با توانایی متـوسط در ریـاضی و خـواندن در حـافظه‌کاری تفـاوت معناداری نداشتند. در حالی که در برخی از پژوهشها (مانند پژوهش آدامز و هیچ، ۱۹۹۷) رابطه حافظه‌کاری و ناتوانی ریاضی نشان داده شده‌اند. در اغلب این پژوهشها، برخلاف پژوهش حاضر، کنشهای اجرایی کنترل نشده‌اند. پس شاید بتـوان نـقش احتمـالی کنشهای غیر اجرایی مانند بهـره هـوش و توانایی خواندن و اهمیت کنترل آنها در نتایج حـاصل از اجـرای آزمـونهای اجـرایی (دنکـلا، ۱۹۹۶؛ پنیـنگتون و ازنف، ۱۹۹۶؛ سرجنت، گرتس و اوسـترلان، ۲۰۰۲) را مطرح کرد. مقایسـه نتایج پژوهشهـایی که به کنترل (بال و دیگران، ۱۹۹۹) یا عدم کنترل (مانند دامیکو و گارنرا، ۲۰۰۵؛ پاسـلونگی و سیگل، ۲۰۰۴؛ مک‌لین و هیچ، ۱۹۹۹) بهره هوش و توانایی خواندن پرداخته‌اند مؤید ایـن نکته است که بخش عمده‌ای از تفاوت میانگینها در گـروهها ناشی از عـدم کنترل کنشهای غیراجرایی بـوده است (وری، الکایند و ریوز، ۱۹۸۷). در حالی که کنترل بهره هـوش توانسـته اسـت میـزان تفـاوت بیـن گروهـها را کاهش دهد.

عدم‌معناداری تفاوت عملکرد دو گروه در حافظه‌کاری را نیز می‌توان پیامد استفاده از نمره کل آزمون ریاضی ـ که نشان‌دهنـده توانمندی کلی فرد در ریاضی است ـ به جـای استفاده از آزمون خاص ـ که فقط توانمندی فرد را در یک محدوده معین نشان می‌دهد ـ دانست و بر مبنای

پژوهشهای مختلف (مانند گیری، هورد و همسن، ۱۹۹۹؛ گیری و دیگران، ۲۰۰۰) این نکته را پذیرفت که اگر گروه‌بندی براساس یکی از ابعاد ریاضی انجام شود این احتمال وجود دارد، که حتی بعد از کنترل هوش و توانایی خواندن، اختلاف معناداری در یک کنش اجرایی خاص در بین گروهها مشاهده شود.

نتایج پژوهش حاضر همچنین عدم رابطه بین ناتوانی در ریاضی و کنش بازداری را نشان دادند. شاید بتوان نتایج حاصل را به گروه‌بندی گروه نمونه، کنترل کنشهای غیراجرایی یا ابزارهایی که در ارزیابی توانمندی ریاضی به‌کار رفته‌اند، نسبت داد و بر مبنای پژوهشهای مختلف این نکته را پذیرفت که اگر گروه‌بندی و کنترل کنشهای غیراجرایی انجام نگیرد (سنت‌کلر-تامپسون و گترکل، ۲۰۰۶) یا از زیرمقیاسهای ریاضی برای ارزیابی توانایی ریاضی (گیری و دیگران، ۲۰۰۰) استفاده شود می‌توان به رابطه معنادار بین ناتوانی ریاضی و بازداری دست یافت. در حالی که در پژوهشهایی که از یکسو گروه نمونه را طبقه‌بندی و کنشهای غیراجرایی را کنترل کرده‌اند (سن‌سبلا و نوئل، ۲۰۰۸) و از سوی دیگر از ابزاری که توانایی کلی ریاضی را اندازه‌گیری می‌کنند (مازاکو و کاور، ۲۰۰۷) استفاده کرده‌اند به نتایج مشابه منجر نشده‌اند.

بالاخره باید گفت که عدم‌دستیابی به تفاوتهای معنادار در زمینه بازداری بین دو گروه در این پژوهش به معنای عدم نیاز به کنش اجرایی بازداری در اجرای تکالیف ریاضی نیست. همانطور که نتایج نشان دادند با وجود آنکه دو گروه در هیچیک از نمره‌های مربوط به کنش بازداری تفاوت معناداری نداشتند اما نمره تداخل با حجم اثر متوسط (d=۰/۵۶) نشان‌دهنده تفاوت قابل توجه میانگین عملکرد دو گروه در بازداری پاسخ غالب بوده است.

یافته دیگر پژوهش حاضر حاکی از تفاوت معنادار دو گروه در ادراک و سازماندهی دیداری است. در آزمون شکل تجمعی ری، ساختار کلی شکل انتخاب شده چیز خاصی را مشخص نمی‌کند و در نتیجه موفقیت در رو برداشت از شکل مستلزم جداکردن و طبقه‌بندی عناصر تشکیل‌دهنده آن بر مبنای یک فعالیت تحلیلی است (دادستان، ۱۳۷۹). ضعف کودکان ناتوان در ریاضی در این آزمون می‌تواند ناشی از پایین‌بودن توانایی تجزیه و ترکیب درونی عوامل موجود در یک مسئله پیچیده باشد. این نتایج در راستای نظریه رورک (۱۹۹۳) و یافته‌های پژوهش هیل و دیگران (۲۰۰۳) هستند؛ پژوهشگرانی که ناتوانی در ادراک محرکهای دیداری در کودکان ناتوان در ریاضی را نشان‌دهنده ناتوانی در تحلیل مفهومی، ترکیب و یا سازماندهی اطلاعات در این افراد دانسته‌اند و معتقدند که به جای تمرکز انحصاری بر طبیعت دیداری در ناتوانی ریاضی، مهم‌تر آن است که بر فرایندهای عصب‌ـروان‌شناختی مانند حل مسائل جدید یا توانایی ترکیب درونی عوامل، که به وسیله نیمکره راست اجرا می‌شود، تکیه کنیم.

رابطه بین ساختار عصب‌ـروان شناختی و کنشهای مغز بر مبنای نظریه‌ها و شواهد در زمینه رابطه مغز‌ـرفتار به ندرت برجسته شده است. محدودیتهای این مطالعه در پژوهشهای بعدی می‌توانند در سطح فردی برای کودکان و در سطح گروهی با طراحی زیر‌ـگروهها مورد توجه قرار گیرند. افزون بر این، بررسی انواع دیگر کنشهای اجرایی و نقش آنها در بروز ناتوانی ریاضی در گروههای مختلف با توانایی ریاضی و خواندن ضروری است. استفاده از نمره زیرمقیاسهای مختلف و بررسی رابطه آنها با کنشهای اجرایی نیز می‌تواند در شناخت علل زیربنایی مؤثر باشد. همچنین به علت کمبود امکانات و محدودبودن پژوهش به یکی ازمناطق شهر تهران، اجرای آزمون در شهرهای دیگر و در زبانهای رایج دیگر در سطح کشور می‌تواند پژوهشهای علمی در این زمینه را از دید وسیع‌تری برخوردار سازد. تبیین تفاوتها و شباهتها در گروههای سنی مختلف نیز در پژوهشهای آتی ضروری به نظر می‌رسد چرا که رشد قشر پیشانی و برنامه آموزش ریاضی همراه با افزایش یا کاهش سن تغییر می‌کند.

منابع

دادستان، پ. (۱۳۷۹). *اختلالهای زبان: روشهای تشخیص و بازپروری (روان‌شناسی مرضی تحولی ۳).* تهران: سمت.

شهیم، س. (۱۳۷۳ الف). *مقیاس تجدیدنظر شده هوشی وکسلر برای کودکان/انطباق و هنجاریابی* (چاپ سوم). شیراز: انتشارات

دانشگاه شیراز.

شهیم، س. (۱۳۷۳ب). بررسی فرمهای کوتاه مقیاس وکسلر کودکان بـرای استفاده در ایران. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ۲ (۹)*، ۷۷-۶۷.

کرمی‌نوری، ر. و مرادی، ع. (۱۳۸۷). *آزمون خواندن و نارسا خوانی.* تهران: جهاد دانشگاهی، واحد تربیت معلم.

هومن، ح. ع. و محمداسماعیل، ا. (۱۳۸۱). *انطباق و هنجاریابی آزمون ریاضیات ایران کی مت.* تهران: انتشارات سازمان آموزش و پرورش کودکان استثنایی.

Adams, J. W., & Hitch, G. J. (1997). Working memory and children's mental addition. *Journal of Experimental Child Psychology, 67*, 21–38.

Alloway, T. P. (2006). How does working memory work in the classroom? *Educational Research and Reviews, 1*, 134-139.

Baddeley, A. D. (1996). Exploring the central executive. *Quarterly Journal of Experimental Psychology, 49*, 5-28.

Baddeley, A. D., & Hitch, G. (1974). Working memory. In G. H. Bower (Ed.), *Recent advances in learning and motivation* (Vol. 8, pp. 47–90). New York: Academic Press.

Barrouillet, P., Fayol, M., & Lathuliere, E. (1997). Selecting between competitors in multiplication tasks: An explanation of the errors produced by adolescents with learning disabilities. *International Journal of Behavioral Development, 21*, 253–275.

Bull, R., Johnston, R. S., & Roy, J. A. (1999). Exploring the roles of the visual-spatial sketch pad and central executive in children's arithmetical skills: Views from cognition and developmental neuropsychology. *Developmental Neuropsychology, 15*, 421–442.

Bull, R., & Scerif, G. (2001). Executive function as a predictor of children's mathematics ability: Inhibition, switching and working memory. *Developmental Neuropsychology, 19*, 273–293.

Butterworth, B. (2005). The development of arithmetical abilities. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 46 (1)*, 3-18.

Caffarra, P., Vezzadini, G., Dieci, F., Zonato, F., & Venneri, A. (2002). Rey-Osterrieth complex figure: Normative values in an Italian population sample. *Neurological Science, 22 (6)*, 443-447.

Censabella, S., & Noël, M. P. (2008). The inhibition capacities of children with mathematical disabilities. *Child Neuropsychology, 14*, 1–20.

Connor, A., Franzen, M. D., & Sharp, B. (1988). Effects of practice and differential on stroop performance. *International Journal of Clinical Neuropsychology, 10 (1)*, 1–4.

Conway, A. R. A., Kane, M. J., Bunting, M. F., Hambrick, D. Z., Wilhelm, O., & Engle, O. (2005). Working memory span tasks: A methodological review and user's guide. *Psychonomic Bulletin & Review, 12 (5)*, 769-786.

Corsi, P. M. (1972). *Human memory and the medial temporal region of the brain*. Unpublished doctoral dissertation, McGill University, Montreal, Canada.

Culbertson, W. C., & Zillmer, E. A. (2001). *Tower of London-Drexel University (TOL): Technical manual*. Multi-Health System Inc.

D'Amico, A., & Guarnera, M. (2005). Exploring working memory in children with low arithmetical achievement. *Learning and Individual Differences, 15 (3)*, 189-202.

Denckla, M. B. (1996). A theory and model of executive function: A neuropsychological perspective. In G. R. Lyon & N. A. Krasnegor (Eds.), *Attention, memory, and executive function* (pp. 263–277). Baltimore, MD: Paul H. Brookes.

Picture-Word Stroop Tests: Performance changes in old age. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 17*, 390–415.

Hale, J. B., Fiorello, C. A., Bertin, M., & Sherman, R. (2003). Predicting math achievement through neuropsychological interpretation of WISC-III variance components. *Journal of Psychoeducational Assessment, 21*, 358-380.

Light, J. G., & DeFries, J. C. (1995). Comorbidity of reading and mathematics disabilities: Genetic and environmental etiologies. *Journal of Learning Disabilities, 28*, 96–106.

Mazzocco, M. M. M. (2001). Math learning disability and math ID subtypes: Evidence from studies of Turner syndrome, fragile X syndrome and neurofibromatosis type. *Journal of Learning Disabilities, 34*, 520-533.

Mazzocco, M. M. M., & Kover, S. T. (2007). A longitudinal assessment of executive function skills and their association with math performance. *Child Neuropsychology, 13*, 18-45.

Mclean, J. E., & Hitch, G. J. (1999). Working memory impairments in children with specific arithmetic learning Difficulties. *Journal of Experimental Child Psychology, 74*, 240-260.

Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A., & Wager, T. D. (2000). The unity and diversity of executive functions and their contributions to complex frontal lobe tasks: A latent variable analysis. *Cognitive Psychology, 41*, 49-100.

Osterrieth, P. A. (1944). Le test de copie d'une figure complexe (Complex Figure Copying Test). *Archives de Psychologie, 30*, 206-356.

Owen, A. M., Sahakian, B. J., Hodges, J. R., Summers, B. A., Polkey, C. E., & Robbins, T. W. (1995). Dopamine-dependent frontostriatal plan-

Gathercole, S. E., Lamont, E., & Alloway, T. P. (2006). Working memory in the classroom. *Applied Cognitive Psychology, 7*, 11–21.

Gathercole, S. E., Pickering, S. J., Knight, C., & Stegmann, Z. (2004). Working memory skills and educational attainment: Evidence from national curriculum assessments at 7 and 14 years of age. *Applied Cognitive Psychology, 18*, 1–16.

Geary, D. C. (1993). Mathematical disabilities: Cognitive, neuropsychological and genetic components. *Psychological Bulletin, 114*, 345–362.

Geary, D. C., & Burlingham-Dubree, M. (1989). External validation of the strategy choice model for addition. *Journal of Experimental Child Psychology, 47*, 175–192.

Geary, D. C., Hamson, C. O., & Hoard, M. K. (2000). Numerical and arithmetical cognition: A longitudinal study of process and concept deficits in children with learning disability. *Journal of Experimental Child Psychology, 73*, 236-263.

Geary, D. C., & Hoard, M. K. (2005). Learning disabilities in arithmetic and mathematics: Theoretical and empirical perspectives. In J. I. D. Campbell (Ed.), *Handbook of mathematical cognition* (pp. 253-267). New York: Psychology Press.

Geary, D. C., Hoard, M. K., & Hamson, C. O. (1999). Numerical and arithmetical cognition: Patterns of functions and deficits in children at risk for a mathematical disability. *Journal of Experimental Child Psychology, 74 (3)*, 213-239.

Golden, C. J. (1976). Identification of brain disorders by the Stroop Color-Word Test. *Journal of Clinical Psychology, 32*, 654-658.

Golden, C. J. (1978). *The Stroop Color and Word Test: A manual for clinical and experimental uses*. Chicago, IL: Stoelting.

Graf, P., Utte, B., & Tuokko, H. (1995). Color-and

lescent Psychiatry, 9, 58-64.

Shalev, R. S., Manor, O., Kerem, B., Ayali, M., Badichi, N., Friedlander, Y., & Gross-Tsur, V. (2001). Developmental dyscalculia is a familial learning disability. *Journal of Learning Disabilities, 34*, 59-65.

Spreen, O., & Strauss, E. (1998). *A compendium of neuropsychological tests: Adminsitration, norms, and commentary (2nd ed.)*. NY: Oxford University Press.

StClair-Thompson, H. L., & Gathercole, S. E. (2006). Executive functions and achievements in school: Shifting, updating, inhibition, and working memory. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology, 4*, 745-759.

Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology, 18*, 643-662.

Temple, C. M., & Sherwood, S. (2002). Representation and retrieval of arithmetical facts: Developmental difficulties. *Quarterly Review of Experimental Psychology, 55A*, 733-752.

Turner, M. L., & Engle, R. W. (1989). Is working memory capacity task dependent? *Journal of Memory & Language, 28*, 127-154.

Wechsler, D. (1974). *Manual for the Wechsler Intelligence Scale for Children-Revised*. New York: Psychological Corporation.

Werry, J. S., Elkind, G. S., & Reeves, J. C. (1987). Attention deficit, conduct, oppositional and anxiety disorders in children: III. Laboratory differences. *Journal of Abnormal Child Psychology, 15 (3)*, 409-428.

Wolfe, M. E. (2004). *Executive function progress: Inhibition, working memory, planning and attention in children and youth with attention deficit hyperactivity disorder*. PhD dissertation, Texas, A&M University.

ing deficits in early Parkinson's disease. *Neuropsychology, 9*, 126-140.

Passolunghi, M. C., & Siegel, L. S. (2004). Working memory and access to numerical information in children with disability in mathematics. *Journal of Experimental Child Psychology, 88*, 348-367.

Pennington, B. F., & Ozonoff, S. (1996). Executive functions and developmental psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines, 37*, 51-87.

Ramaa, S., & Gowramma, I. P. (2002). A systematic procedure for identifying and classifying children with dyscalculia among primary school children in India. *Dyslexia, 8*, 67-85.

Rourke, B. P. (1989). *Nonverbal learning disabilities: The syndrome and the model*. New York: Guilford.

Rourke, B. P., Ahmad, S. A., Collins, D. W., Hayman-Abello, B. A., Hayman- Abello, S. E., & Warriner, E. M. (2002). Child clinical/pediatric neuropsychology: Some recent advances. *Annual Review of Psychology, 53*, 309-339.

Rourke, B. P. (1993). Arithmetic disabilities, specific and otherwise: A neuropsychological perspective. *Journal of Learning Disabilities, 26*, 214-226.

Sacks, T. L., Clar, C. R., Pols, R. G., & Geffen, L. B. (1991). Comparability and stability of performance of six alternate forms of the Dodrill-Stroop Color-Word Test. *The Clinical Neuropsychologist, 5*, 220-225.

Sergeant, J. A., Geurts, H. M., & Oosterlaan, J. (2002). How specific is a deficit of executive functioning for Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder? *Behavioural Brain Research, 130*, 3-28.

Shalev, R. S., Auerbach, J., Manor, O., & Gross-Tsur, V. (2000). Developmental dyscalculia: Prevalence and prognosis. *European Child and Ado-*