

параметрів потрапляє на ділянку різкого зростання швидкості виходу комет, де точність експерименту є найнижчою: чим вищою є швидкість, тим більше проявляються варіації локальної структури агарозного геля від клітини до клітини, від слайда до слайда та від одного експерименту до іншого. Лише шляхом реєстрації кінетики появи комет, принаймні, у кількох контрольних експериментах, можна обрати певні, найкращі для вирішення конкретної задачі параметри проведення кометного електрофорезу.

Висновки. Представлені результати свідчать про те, що головною причиною полегшення виходу ДНК при кометному електрофорезі є релаксація петельних доменів. При цьому кінетика виходу ДНК має досить складний характер, на який впливають параметри проведення експерименту. Зокрема, одним з важливих факторів є час попередньої інкубації клітин у лужному буфері при лужному електрофорезі. Відповідно, реєстрація

кінетики й визначення швидкості появи комет є необхідним елементом експериментів з кометного електрофорезу, що дозволить підвищити чутливість методу та більш адекватно оцінювати рівень пошкоджень ДНК.

1. McNamee J.P., McLean J.R.N., Ferrarotto C.L., Bellier P.V. Comet assay: rapid processing of multiple samples // Mutation Research. – 2000 – Vol. 466. – P. 63–69.
2. Moller P. The alkaline comet assay: towards validation in biomonitoring of DNA damaging exposures // Basic and Clinical Pharmacology and toxicology. – 2006 – Vol. 98 – P. 336–345.
3. Kassie F., Parzefall W., Knasmüller S. Single cell gel electrophoresis assay: a new technique for human biomonitoring studies // Mutation Research. – 2000. – Vol. 463. – P. 13–31.
4. Angelis K.J., Dušinska M., Collins A. Single cell gel electrophoresis: Detection of DNA damage at different levels of sensitivity // Electrophoresis. – 1999. – Vol. 20. – P. 2133–2138.
5. Olive P.L. DNA damage and repair in individual cells: applications of the comet assay in radiobiology // Int. J. Radiat. Biol. – 1999 – Vol. 75 – №4. – P. 395–405.
6. Horvathova E., Dušinska M., Shaposhnikov S., Collins A. DNA damage and repair measured in different genomic regions using the comet assay with fluorescent in situ hybridization // Mutagenesis. – 2004. – Vol. 19. – P. 269–276.

Надійшла до редколегії 15.06.07

УДК 612.82/83; 612.821

Н. Філімонова, канд. фіз.-мат. наук, Т. Куценко, канд.біол. наук,
М. Макачук, д-р біол. наук, О. Попова, студ.

ВАРІАБЕЛЬНІСТЬ ШВИДКОСТІ ЦЕНТРАЛЬНОЇ ОБРОБКИ ІНФОРМАЦІЇ У ДІТЕЙ МОЛОДШОГО ДОШКІЛЬНОГО ВІКУ

В результаті проведеного дослідження було встановлено, що з метою оцінки психофізіологічних особливостей дітей молодшого дошкільного віку необхідно поводити обстеження як мінімум 3 рази, причому одночасно з найкращими для цієї дитини показниками вказувати і їх розкид. Також показано, що використання показника швидкості центральної обробки інформації дає можливість виявити і оцінити ефективність формування функціональної підсистеми оперативної пам'яті дитини і спрогнозувати можливу варіабельність її стану.

As a result of carried out research it has been established, that with the purpose of an estimation of psychophysiological features of children of younger preschool age it is necessary to spend inspections at least 3 times, and simultaneously with the best for this child parameters to specify and their spread. Also it is shown, that use of a parameter of speed of the central processing of the information enables to reveal and estimate efficacy of formation of a functional subsystem of operative memory of the child and to forecast possible variability of its state.

Вступ. Дослідження психофізіологічного дозрівання дитини на сьогоднішній день є однією з найбільш актуальних проблем вікової психофізіології. При цьому особлива увага приділяється дошкільному віку, бо це є один із важливих критичних періодів розвитку людини, який характеризується високими темпами дозрівання. Однак психофізіологічне дослідження дітей молодшого дошкільного віку є досить складним процесом. Напевне, саме тому на сьогодні їхні психофізіологічні особливості є недостатньо вивченими.

При дослідженні основних психофізіологічних характеристик людини загальноприйнятним є проведення тестування обстежених один раз і формування на основі отриманих даних множини реакцій даної референтної групи [7]. В подальшому аналізі, як правило, з'ясовуються найбільш типові значення цих реакцій і їх розкид. Крім того, часто визначають границі, які розбивають дану множину реакцій на групи низького рівня, середнього та високого. В медицині найбільш вживаним є підхід, за яким визначається діапазон "норми", або референтних границь. При обстеженні окремої людини на підставі значень отриманих показників її відносять до певної групи – до групи з низькими показниками, середніми або високими, або до "норми", чи "нижче" норми, чи "вище" норми. Тобто, на підставі такого аналізу часто роблять висновки про стан окремої людини. Але виникає питання, чи є цей стан типовим для цієї людини? Скільки треба зробити обстежень, щоб з'ясувати, які значення є типовими для окремої людини та який їх розкид? В ідеалі таке дослідження повинно бути довготривалим, що практично є неможливим при вирішенні конкретних задач про профпридатність, готовність до школи і т.п.

Особливо актуальною ця проблема є при аналізі психофізіологічних станів дітей дошкільного віку, оскільки їх психофізіологічні функції ще не є достатньо сформованими і мають певну нестабільність. Тому метою даної роботи було дослідити наскільки великим може бути розкид певних психофізіологічних показників у окремих дітей, особливо швидкості центральної обробки інформації, і тим самим визначити можливий діапазон коливання психофізіологічного стану окремої дитини.

Об'єкт та методи досліджень. Було проведено тестування 27 дітей обох статей віком 4-5 років, які відвідували дитячий садок в м. Полтава. Всі обстеження проводились в один і той же час, з 9.30 ранку до 12 години, після сніданку, коли починались заняття, тобто в період початку бадьорості дітей і до початку втоми (за розкладом після 12 години запланована прогулянка, обід і сон). Цей період виявився найбільш стабільним за показниками навантаження учбовим процесом. Обстеження кожної дитини тривало 20 хв. тестування за трьома показниками. Кожна дитина тестувалась на протязі трьох днів. На початку тестування в перший день кожна дитина отримала невеличкий подарунок в якості заохочення, таким чином надалі діти вже змагалися за право бути першим щоб отримати винагороду, що дозволило максимально підвищити рівень уваги і старанності дітей, а також в якійсь мірі відповідальності. Крім того, велику роль в утриманні уваги дитини відіграло зацікавленість чимось новим (комп'ютерна гра, комп'ютер).

В першому субтесті визначали розвиток короткочасної пам'яті на невербальні стимули (геометричні фігури). Обстежуваному на екрані комп'ютера послідовно пред'являлись 60 груп простих геометричних фігур:

круг, еліпс, квадрат, ромб, та інш., по 2–7 фігур у групі. Час пред'явлення кожної групи фігур – 1,5 с. Через 1 с після того як у верхньому прямокутнику група геометричних фігур згасала, у нижньому прямокутнику з'являлася тестована фігура. Якщо ця фігура була у пред'явленій раніше у верхньому прямокутнику групі, обстежуваний натискав правою рукою на клавішу "/", в протилежному випадку натискав лівою рукою клавішу "z" в латинському регістрі. Після кожної серії з 2-7 фігур, була можливість відпочити, а подовження субтесту здійснювалось натисканням клавіші пробіл. Час проведення тестування складав біля 10 хв. В результаті визначали латентний період (ЛП/мс) реакцій в субтесті, ЛП для 2–7 груп геометричних фігур, ЛП правої та лівої руки для 2–7 груп фігур, ЛП вірних та помилкових реакцій правої та лівої руки для 2–7 груп фігур, сумарну кількість помилок (КП), кількість помилок загальну, та для правої і лівої рук окремо для 2–7 груп фігур.

В другому субтесті проводилось обстеження простої сенсомоторної реакції дитини. Обстежуваному на екрані комп'ютера послідовно пред'являлося зображення – 100 квадратів, на появу кожного з яких він мусив якомога швидше натиснути будь яку клавішу. При цьому визначали швидкість простої сенсомоторної реакції (ПСМР/мс) як середнє значення 100 вимірів ЛП [5]. Зазначимо, що реагуючи на подразник, діти можуть змінювати в процесі тестування як пальці, так і руки. На заборону подібних змін діти реагують дуже емоційно, іноді навіть відмовляються продовжувати тестування, тому при обстеженні м'яко, але наполегливо приходилось наголошувати на виконанні інструкції. Всім дітям надавався вільний вибір руки, якою треба натискати на клавіші, однак всі обрали праву руку, тобто можна припустити, що всі діти були праворукі.

В третьому субтесті проводилось обстеження реакції вибору дитини. Аналогічно, як і в другому субтесті, обстежуваному на екрані комп'ютера послідовно у випадковому порядку пред'являлись зображення 50 квадратів та 50 трикутників. Якщо на екрані з'являвся квадрат, то обстежуваний натискав правою рукою на клавішу "/", якщо трикутник, обстежуваний натискав лівою рукою клавішу "Z" в латинському регістрі. Визначали середню швидкість реакції вибору (РВ/мс), середню швидкість реакції вибору для правої руки (РВП/мс) та середню швидкість реакції вибору для лівої руки (РВЛ/мс) як відповідні середні значення з 50 вимірювань [5]. Перш ніж пройти цей тест, дітям дозволялось тренуватись у натисканні на клавіші до тих пір, поки вони не звикли не дивлячись на клавіатуру правильно натискати відповідну клавішу. В тому випадку, коли дитина затримувала палець на одній з клавіш, надходив звуковий сигнал і дитині вказували, що після натискання клавішу треба відпускати.

Результати та їх обговорення. Статистичний аналіз даних проводився за допомогою пакету STATISTICA 6.0 (StatSoft, USA, 2001). Нормальність розподілів змінних перевірялась тестом Ліліфора (критерій D), який є модифікацією тесту Колмогорова – Смірнова. Оскільки розподіл практично всіх параметрів за критерієм Ліліфора був відмінний від нормального ($p < 0,05$), для порівняння двох незалежних груп використовували критерій Мана – Вітні (критерій U), для множинного порівняння незалежних груп було використано ранговий дисперсійний аналіз Крускала-Воліса (критерій H), для порівняння двох залежних вибірок було застосовано критерій Вілкоксона (критерій T), а для множинного порівняння залежних груп було використано ранговий дисперсійний аналіз Фрідмана (критерій F). Критичний рівень значущості при перевірці статистичних гіпотез прийма-

вся рівним $p = 0,05$. Для параметрів, які мали розподіл відмінний від нормального, для опису вибіркового розподілу вказували Me [25; 75] (Me – медіана; 25 и 75 – нижній і верхній квартилі), для нормально розподілених показників – центральна тенденція оцінювалась середнім значенням M, а розкид – середнє квадратичним відхиленням s [6].

Поведінкові реакції людини базуються на процесах прийняття рішень, в яких вирішальну роль відіграють швидкісні характеристики процесів переробки інформації людиною [3, 4]. При дослідженні функціонального стану нервової системи як базовий елемент виступають латентні періоди простих сенсомоторних реакцій, оскільки саме їх розглядають як показник збудливості центральної нервової системи [4]. Порівнюючи між собою реакцію вибору та просту сенсомоторну реакцію, слід звернути увагу на принципові відмінності в цих двох реакціях. Так, реакція вибору, на відміну від простої сенсомоторної реакції, потребує не тільки сприйняття сигналу та стереотипної реакції на нього, але і складних процесів ідентифікації сигналу, які завершуються вибором відповідної реакції. Вважалося, що час реакції вибору закономірно збільшується із збільшенням кількості альтернативних стимулів. Однак уже в класичних дослідженнях було показано, що тренування, або життєва практика сприяють тому, що час реакції при багатальтернативному виборі поступово зменшується і стає майже постійним і перестає залежати від кількості альтернативних ситуацій, які застосовуються в тому або іншому досліді. Встановлено також, що після тривалого тренування час такої реакції приблизно дорівнює часу реакції при застосуванні лише двох альтернативних стимулів (часу диз'юнктивної реакції) [3]. На основі цього можна стверджувати, що саме диз'юнктивна реакція є базовою характеристикою реакції вибору. Доведено [3], що при здійсненні реакції вибору в загальній швидкості її здійснення найбільша затримка часу відбувається саме в центральній ланці, де власне і відбуваються самі процеси вибору. Тому можна стверджувати, що реакція вибору загалом характеризує час центрального перемикачання і пов'язана з швидкістю руху нервових процесів в центральній нервовій системі (ЦНС). Саме тому, швидкість центральної обробки інформації практично визначається, як різниця часових значень реакції вибору та простої сенсомоторної реакції [2, 4], або як їх співвідношення [5].

Для різних днів обстежень індивідуальний розкид показників ПСМР складав – найменший: 360 мс – 409 мс, а найбільший: 621 мс – 1010 мс, для РВ – найменший: 787 мс – 820 мс, а найбільший: 992 мс – 1802 мс, причому більша стабільність ПСМР не обов'язково відповідала більшій стабільності РВ, і навпаки. Тому ми визначили швидкість центральної обробки інформації як коефіцієнт центрального перемикачання $K = \text{ПСМР} / \text{РВ}$. Коефіцієнт K є нормально розподіленим ($D = 0,055$; $p > 0,20$) з $M = 0,681$ і $s = 0,186$, тому за [7] можна вважати діапазон $M \pm s$ відносною "нормою". Ми поділили за цим показником всі обстеження дітей на 3 підгрупи: 1 підгрупу склали ті обстеження, де коефіцієнт $K = \text{ПСМР} / \text{РВ}$ був менший за 0,495; у 2-й підгрупі K знаходився у межах 0,495 – 0,867, а в 3-й підгрупі K був більший, ніж 0,867. Після чого ми поставили за мету з'ясувати, чим відрізняються між собою стани дітей з різних підгруп, і чи є такі стани стабільними, тобто чи знаходиться коефіцієнт K в певній підгрупі для всіх днів обстежень, тобто чи є цей показник стабільною індивідуальною характеристикою дитини.

Ми застосували мікроструктурний підхід до аналізу отриманих показників розвитку короткочасної пам'яті на

геометричні фігури, при цьому аналізувались ЛП не тільки вірних реакцій, а також і помилкових, оскільки процес допущення помилок може відображати роботу системи уваги.

Тільки для 2 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП для різної кількості стимулів: $F(5,342) = 3,62$, $p = 0,003$; ЛП правої руки – $F(5,342) = 3,34$, $p = 0,006$ і ЛП лівої руки $F(5,342) = 2,86$, $p = 0,01$, тобто існує значуща залежність вказаних ЛП від кількості стимулів, тобто можна стверджувати, що тільки 2 підгрупа станів характеризується наявністю певної функціональної підсистеми для виконання завдання, складність якого впродовж тесту збільшується.

Для 1 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій для різної кількості стимулів $F(5,48) = 1,14$, $p = 0,35$; ЛП помилкових реакцій – $F(5,48) = 0,75$, $p = 0,59$, тобто відсутня залежність цих ЛП від кількості стимулів.

Для 2 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій для різної кількості стимулів: $F(5,342) = 5,57$, $p = 0,001$; ЛП помилкових реакцій – $F(5,342) = 1,74$, $p = 0,13$, тобто існує значуща залежність саме ЛП вірних реакцій від кількості стимулів.

Для 3 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій для різної кількості стимулів: $F(5,78) = 1,43$, $p = 0,22$; ЛП помилкових реакцій – $F(5,78) = 0,76$, $p = 0,58$, тобто відсутня залежність цих ЛП від кількості стимулів.

Таким чином, проведений аналіз свідчить, що функціональна підсистема орієнтована саме на вірні відповіді, а помилкові є наслідком певної дезорганізації системи.

Для 1 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій правої руки для різної кількості стимулів не виявлено значущої залежності цих ЛП від кількості стимулів.

Для 2 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій правої руки для різної кількості стимулів: $F(5,342) = 4,85$, $p = 0,001$; ЛП вірних реакцій лівої руки: $F(5,342) = 3,12$, $p = 0,01$; відсутня загальна залежність ЛП помилкових реакцій правої руки від кількості стимулів: $F(5,342) = 2,06$, $p = 0,07$, але для ЛП помилкових реакцій лівої руки: $F(5,342) = 7,59$, $p = 0,001$. Тобто вірні реакції як правої, так і лівої руки значущо залежать від кількості стимулів. При цьому ЛП вірних реакцій правої руки значущо зменшуються для 2 та 3 стимулів 1333 [1080; 1813] мс і 992 [567; 1443] мс (за критерієм Вілкоксона $p < 0,001$). Крім того, для ЛП помилкових реакцій правої руки спостерігається лише зменшення ЛП від 3-х до 4-х стимулів 1271 [830; 2310] мс і 1162 [508; 1810] мс (за критерієм Вілкоксона $p < 0,05$), а потім збільшення ЛП від 4-х до 5-ти [1377 [720; 2033] мс) стимулів (за критерієм Вілкоксона $p < 0,05$). Існує також загальна значуща залежність ЛП помилкових реакцій лівої руки від кількості стимулів, при чому зміни ЛП відбуваються хвилеподібно: різко зменшуючись від 2-х до 3-х подразників, ЛП збільшуються для 4-х і 5-ти, а потім знов зменшуються для 6-ти та 7-ми стимулів (відповідні 1374 [850; 2130] мс, 1154 [650; 1790] мс, 1327 [767; 2067] мс, 1351 [770; 2005] мс, 1067 [755; 1723] мс, 944 [644; 1430] мс).

Для 3 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння ЛП вірних реакцій правої руки для різної кількості стимулів: $F(5,78) = 0,33$, $p = 0,89$; ЛП вірних реакцій лівої руки: $F(5,78) = 2,55$, $p = 0,03$; ЛП помилкових реакцій правої руки: $F(5,78) = 1,30$, $p = 0,27$ і ЛП помилкових реакцій лівої руки: $F(5,78) = 1,50$, $p = 0,20$, тобто існує значуща загальна залежність тільки ЛП вірних реакцій лівої руки від кількості стимулів. Крім того, ЛП помилкових реакцій правої руки різко зменшуються

від 5-ти до 6-ти стимулів: з 1960 [1378; 3020] мс до 895 [470; 2517] мс (за критерієм Вілкоксона $p < 0,05$), що свідчить про "скидання" тесту, реакція стає більш випадковою, а не обміркованою.

Таким чином, можна стверджувати, що тільки для 2 підгрупи обстежень характерна певна організація процесу обробки інформації як в правій, так і в лівій півкулях, а для 3 підгрупи – тільки в правій півкулі.

Для 1 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння загальної КП: $F(5,48) = 2,48$, $p = 0,04$; КП правої руки: $F(5,48) = 0,67$, $p = 0,65$ і КП лівої руки: $F(5,48) = 0,68$, $p = 0,64$, тобто існує залежність загальної КП від кількості стимулів, хоча подібна залежність для правої та лівої руки відсутня, тобто джерело здійснення помилок не латералізоване.

Для 2 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння загальної КП: $F(5,342) = 5,72$, $p = 0,001$; КП правої руки: $F(5,342) = 3,46$, $p = 0,01$ і КП лівої руки: $F(5,342) = 1,40$, $p = 0,22$, тобто існує залежність загальної КП та КП правої руки від кількості стимулів, хоча подібна залежність для лівої руки відсутня. Крім того, загальна КП значущо збільшується від 2-х до 3-х стимулів (за критерієм Вілкоксона $p < 0,001$) і збільшується кількість помилок саме правої руки від 2-х до 3-х стимулів (за критерієм Вілкоксона $p < 0,01$), тобто помилковість обробки геометричної інформації саме в лівій півкулі призводить до здійснення помилок.

Для 3 підгрупи за критерієм Фрідмана множинного порівняння загальної відсутня значуща залежність загальної кількості помилок та помилок правої та лівої руки від кількості стимулів. Зазначимо, що кількість помилок лівої руки значущо зменшується від 6-ти до 7-ми стимулів (за критерієм Вілкоксона $p < 0,05$).

Дослідимо відмінності в реакціях між лівою і правою руками в кожній з підгруп. В 1 підгрупі ЛП помилкових реакцій правої руки на 3 стимули значуще більші 2067 [1720; 2900] мс ніж для лівої 1373 [1263; 2030] мс ($T=5$; $p=0,038$); ЛП вірних реакцій на 6 стимулів значуще відрізняються для правої 1180 [715; 2060] мс і лівої 1195 [0; 1438] мс рук ($T=3$; $p=0,020$). Зазначимо, що те, що нижній кuartиль дорівнює 0 мс, свідчить, що дитина не відпускала палець лівої руки з клавіатури, тобто 6 стимулів є критичними для правої півкулі. В 2 підгрупі КП правої руки значущо менша 2 [1; 2] ніж для лівої 2 [1; 3], КП на 2 стимули ($T=245$; $p=0,027$) і на 7 стимулів: 2 [1; 3] КП для правої руки і КП для лівої 3 [2; 5] ($T=398$; $p=0,050$). В 3 підгрупі ЛП помилкових реакцій правої руки на 2 стимули значущо більші 1730 [1153; 2802] мс ніж для лівої 1286 [0; 1758] мс ($T=19$; $p=0,035$) і ЛП правої руки на 5 стимулів значущо більші 1633 [1123; 2130] мс ніж для лівої 1014 [732; 1305] мс ($T=10$; $p=0,013$).

Крім того, за критерієм множинного порівняння Крускала-Воліса було співставлено всі три підгрупи обстежень за реакціями правої і лівої рук, тобто було досліджено наявність впливу швидкості центральної обробки інформації на вказані показники. Так, існує значуща залежність ЛП вірних реакцій правої руки на 4 стимули від підгрупи ($H(2, N=81) = 8,18$; $p = 0,017$), тобто від швидкості центрального перемикання: найшвидші реакції – в 2 підгрупі 896 [567; 1345] мс, а найдовші – в 3-й: 1503 [870; 1785] мс, в 1 підгрупі 1473 [1017; 1580] мс. Аналогічна залежність виявлена і для ЛП помилкових реакцій правої руки на 4 стимули ($H(2, N=81) = 6,35$; $p = 0,042$): найшвидші вони в 2 підгрупі 1162 [508; 1810] мс, а найдовші – в 3-й: 2030 [1024; 3005] мс, в 2-й – 1760 [0; 2310] мс. Також виявлена відмінність між групами для ЛП помилкових реакцій правої руки на 5 стимулів ($H(2, N=81) = 6,41$; $p = 0,041$), для 1 підгрупи – 1153 [770; 1735] мс, для 2 – 1377 [720; 2033] мс, для 3 –

1960 [1378; 3020] мс. Це вказує на те, що саме ЛП реакцій правої руки на 4 стимули і ЛП помилкових реакцій правої руки на 5 стимулів є залежними від швидкості центральної обробки інформації (Рис.1).

Також, за критерієм Крускала-Воліса було досліджено наявність впливу швидкості центральної обробки інформації на ПСМР ($H(2, N=81)=12,65; p=0,002$) (для 1 підгрупи – 517 [469; 717] мс, для 2 – 685 [575; 838] мс, для 3 – 912 [782; 1037] мс) і на РВЛ ($H(2, N=81)=8,44; p=0,015$) (для 1 підгрупи – 1461 [997; 1615] мс, для 2 – 1041 [877; 1234] мс, для 3 – 877 [780; 1084] мс) за рахунок наявності впливу на РВП ($H(2, N=81)=8,36; p=0,015$) (для 1 підгрупи – 1307 [1090; 1428] мс, для 2 – 1031 [880; 1204] мс, для 3 – 940 [859; 1118] мс), бо на РВП вплив відсутній ($H(2, N=81)=5,55; p=0,062$) (для 1 підгрупи – 1792 [1031; 2089] мс, для 2 – 1152 [958; 1278] мс, для 3 – 952 [781; 1249] мс) (рис. 1/).

Проведений кореляційний аналіз показав, що найменша кількість кореляційних зв'язків в 1 підгрупі – 14. Найбільш цікавими є взаємозв'язки коефіцієнта К з загальною КП $r_s = 0,83$ ($p = 0,006$), ЛП лівої руки на 2 стимули з РВП $r_s = -0,667$ ($p = 0,049$) та КП на 4 стимули з РВ $r_s = -0,69$ ($p = 0,040$).

Найбільша кількість кореляційних зв'язків спостерігалась в 3 підгрупі – 60, найбільш значущі з яких – ЛП вірних реакцій на 2 стимули з РВП: $r_s = -0,552$ ($p = 0,041$); ЛП помилкових реакцій правої руки на 2 стимули з РВП: $r_s = -0,827$ ($p = 0,000$); ЛП помилкових реакцій правої

руки на 3 стимули з РВП: $r_s = -0,720$ ($p = 0,004$); ЛП помилкових реакцій на 3 стимули з РВП: $r_s = -0,714$ ($p = 0,004$); ЛП вірних реакцій лівої руки на 4 стимули з РВ: $r_s = -0,561$ ($p = 0,037$); ЛП лівої руки на 4 стимули з РВП: $r_s = -0,776$ ($p = 0,001$); ЛП вірних реакцій лівої руки на 6 стимулів з РВ: $r_s = -0,584$ ($p = 0,028$); ЛП помилкових реакцій лівої руки на 6 стимулів з РВ: $r_s = -0,543$ ($p = 0,045$); ЛП вірних реакцій правої руки на 7 стимулів з РВП: $r_s = -0,600$ ($p = 0,023$); ЛП помилкових реакцій правої руки на 7 стимулів з РВП: $r_s = -0,725$ ($p = 0,003$) і, взагалі, при підвищенні складності завдання спостерігаються наступні взаємозв'язки: ЛП на 3 стимули з РВП $r_s = -0,543$ ($p = 0,045$); ЛП на 4 стимули з РВП $r_s = -0,578$ ($p = 0,030$); ЛП на 6 стимулів з РВ $r_s = -0,670$ ($p = 0,009$); ЛП на 7 стимулів з РВП $r_s = -0,613$ ($p = 0,020$).

2 підгрупа за кількістю кореляційних зв'язків займає проміжне місце – 27. Наявність наступних кореляційних зв'язків вказує на функціональну підсистему при обробці геометричних стимулів обсягом до 5 одиниць: КП лівої руки на 2 стимули з РВП $r_s = 0,309$ ($p = 0,018$); ЛП вірних реакцій лівої руки на 2 стимули з РВ $r_s = 0,320$ ($p = 0,014$); ЛП лівої руки на 3 стимули з РВП $r_s = 0,267$ ($p = 0,043$); ЛП помилкових реакцій на 3 стимули з РВП $r_s = 0,261$ ($p = 0,048$); ЛП вірних реакцій лівої руки на 4 стимули з РВ $r_s = 0,253$ ($p = 0,055$); ЛП лівої руки на 5 стимулів з РВ $r_s = 0,257$ ($p = 0,052$); ЛП на 3 стимули з РВ $r_s = 0,302$ ($p = 0,021$); ЛП на 4 стимули з РВП $r_s = 0,262$ ($p = 0,047$).

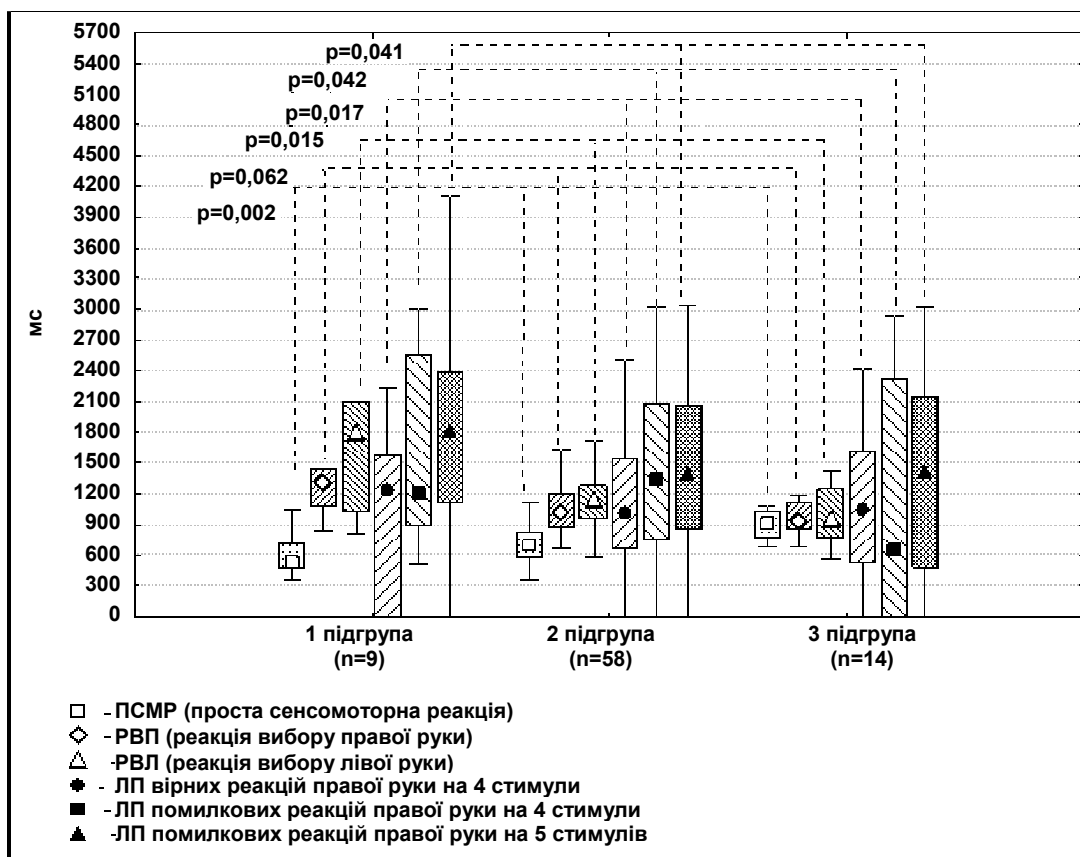


Рис. 1. Вплив швидкості центральної обробки інформації на досліджувані показники (за критерієм множинного порівняння Крускала-Воліса), Me [25%, 75%], min – max, мс

Отримані результати свідчать, що в 1 підгрупі недостатньо сформована функціональна підсистема, яка має за мету запам'ятовування геометричної інформації, її розпізнавання, класифікацію і наступне прийняття рішення про належність окремих фігур до пред'явленої

раніше групи фігур. Можна тільки вказати, що 4 стимули є критичною кількістю для станів дітей цієї підгрупи. Наявність найбільшої кількості кореляційних зв'язків в 3 підгрупі вказує на найбільш жорстку функціональну підсистему, яка зберігається навіть при підвищенні

складності завдання до 7 стимулів. Найбільш гнучка і адекватна поставленій задачі функціональна підсистема спостерігається в 2 підгрупі.

На підставі проведеного аналізу можна стверджувати, що у дітей 4–5 років ще не є завершеними процеси формування окремих підсистем обробки інформації. Для найбільш "нормальних" станів дітей характерним є те, що при середній швидкості центрального перемикання відбувається найкраща збалансованість регуляторних механізмів нервової системи. У них виявлено найкоротші латентні періоди реакції правої руки при тестуванні короткочасної пам'яті, що може бути проявом вищого рівня дозрівання у цих дітей лівої півкулі і швидших темпів становлення дорослого типу мислення. Відмінності часу помилкових реакцій правої і лівої руки свідчать про локалізацію центрального процесора оперативної пам'яті у дітей уже цього віку в лівій півкулі. В 2-й підгрупі ЛП вірні реакції як правої, так і лівої руки значущо знижуються при збільшенні кількості стимулів. В 2 підгрупі порівняно з 1-ю та 3-ю виявлено більш швидкі вірні та помилкові реакції правої руки на 3–5 стимулів. Крім того, в 2-й підгрупі робили менше помилок порівняно з 3-ю підгрупою на 2 стимули, що свідчить про більш високий початковий рівень концентрації уваги.

Відхилення від "нормальних" станів в сторону менших значень К (повільна швидкість центрального перемикання: найкоротший латентний період простої сенсомоторної реакції і найдовший латентний період реакції вибору) характеризується відсутністю організації інформаційних процесів. Виявлено недостатню активізацію правої півкулі, що проявляється у збільшенні РВ лівої руки, зменшенні швидкості центрального перемикання, збільшенні ЛП вірних реакцій лівої руки на 5 стимулів порівняно з 2 підгрупою. Крім того, виявлено залежність ЛП правої руки від кількості стимулів (4–6) при відсутності аналогічної для лівої руки, що свідчить про недостатню регуляторну роль правої півкулі.

Відхилення від "нормальних" станів в сторону більших значень К (висока швидкість центрального перемикання: найдовший латентний період простої сенсомоторної реакції, який за тривалістю майже не відрізняється від латентного періоду реакції вибору) характерно для правопівкульної домінанти в регуляції процесів переробки інформації – можливо, це постійне "проговорювання" тестових завдань і відповіді "так" чи "ні" (рис. 1). Виявлений характер наростання кількості помилок може свідчити про об'єм короткочасної пам'яті у межах чотирьох одиниць. ЛП вірних реакцій лівої руки значущо залежить від кількості стимулів, що свідчить про наявність впливу саме правої півкулі на вірні відповіді. Порівняно з 1-ю підгрупою обстежень ЛП вірних реакцій лівої руки є швидшою на 5 стимулів, а КП лівої руки менша на 2 стимули, тобто права півкуля в обстеженнях 3-ї підгрупи більш активована порівняно з 1-ю підгрупою. Крім того, порівняно з 1-ю підгрупою ЛП помилкових реакцій правої руки повільніша на 5 стимулів і кількість помилок правої руки більше на 2 стимули, що вказує на недостатній початковий рівень активації лівої півкулі, але подальшої швидкої її впрацьованості. Зазначимо також, що РВ обох рук є більш швидкою для

3-ї групи порівняно з 1-ю, а ПСМР є найбільш довшою саме в 3-й підгрупі серед усіх інших.

Нагадаємо, що ми виділяли підгрупи обстежень, а кожна дитина проходила обстеження 3 рази. Тому постає питання – наскільки стійкими є ці стани, тобто наскільки стійкими є виявлені функціональні зв'язки. Найбільш стабільним є стан 2-ї групи, 44% (12/27) дітей всі три обстеження туди попали, чого не було ні з 1-ю, ні з 3-ю групами. Випадок, коли 2 рази попали в 2 підгрупу і 1 раз в 3 підгрупу – 22% (6/27), а 2 рази в 3 підгрупу і 1 раз в 2 – 11% (3/27), тобто взаємозв'язок центрального перемикання з показниками пам'яті не є стабільним, причому ця нестабільність – за рахунок невизначеності право-лівопівкульної реакції на геометричні фігури (можливо за рахунок більшої вербалізації формування відповіді). Випадок, коли 2 рази обстеження попало в 1 підгрупу і 1 раз в 2 – тільки 2 з 27 (7%), а в 3-ю – тільки 1 з 27 (4%), і навпаки, випадок, коли 2 рази обстеження попало в 2 підгрупу і 1 раз в 1 підгрупу – тільки 2 з 27 (7%), а 2 рази в 3 підгрупу і 1 раз в 1-у – 0%, тобто варіабельність станів в цьому напрямку менш виражена, що свідчить про переважно або право-, або лівопівкульну домінанту, причому наявність лівопівкульної домінанти є більш жорсткою.

Висновки. В результаті проведеного дослідження 27 дітей обох статей віком 4-5 років (81 обстеження) було виявлено певну варіабельність станів кожної окремої дитини. Заміна показників трьох обстежень їх середніми значеннями може викривити реальну ситуацію і створити ілюзію непритаманного насправді цієї дитини стану. Вибір тільки одного обстеження, який дослідник з якихось міркувань може вважати "кращим", також може викривити інформацію про реальний стан дитини, оскільки відомо, що деякі діти можуть досить сильно змінювати свою поведінку впродовж навчання, що знижує можливості прогнозу здатності дитини до навчання тільки за одним обстеженням. Виходячи з отриманих результатів можна стверджувати, що з метою оцінки психофізіологічних особливостей дітей необхідно поводити обстеження як мінімум 3 рази, причому одночасно з найкращими для цієї дитини показниками вказувати і їх розкид. Також показано, що використання показника швидкості центральної обробки інформації дає можливість виявити і оцінити ефективність формування функціональної підсистеми оперативної пам'яті дитини і спрогнозувати можливу варіабельність її стану.

1. Власов В.В. Введение в доказательную медицину. – М.: Медиа Сфера, 2001. – 392 с. 2. Гиппенрейтер Ю.П. Опыт экспериментального исследования работы зрительной системы наблюдателя // Инженерная психология. Под ред. Леонтьева А.Н. – М.: Изд-во МГУ, 1964. – С. 192–230. 3. Леонтьев А.Н., Кринчик Е.П. Переработка информации человеком в ситуации выбора // Инженерная психология. Под ред. А.Н. Леонтьева. – М.: Изд-во МГУ, 1964. – С. 295–325. 4. Макаренко Н.В. Теоретические основы и методики профессионального отбора военных специалистов // НИИ проблем военной медицины Украинской военно-медицинской академии. – Киев, 1996. – 336 с. 5. Макачук М.Ю., Філімонова Н.Б. Пропорція золотого перетину в здійсненні сенсомоторної реакції та реакції вибору як психофізіологічна характеристика здатності до обробки інформації в ЦНС людини // Фізика живого. – 2003. – Т. 11. – № 2. – С. 5–13. 6. Реброва О.Ю. Статистический анализ медицинских данных. Применение пакета прикладных программ STATISTICA. – М.: Медиа Сфера, 2002. – 312 с. 7. Флетчер Р., Флетчер С., Вагнер Э. Клиническая эпидемиология. Основы доказательной медицины. – М.: Медиа Сфера, 1998. – 352 с.

Надійшла до редколегії 12.03.07