

УДК 159.9.072

DOI: 10.17223/17267080/67/4

**Е.А. Валуева, С.С. Белова**

*Институт психологии РАН (Москва, Россия)*

*Московский городской психолого-педагогический университет (Москва, Россия)*

## **Структура интеллекта и профессия**

Статья написана при поддержке совместного гранта РФФИ и Правительства Москвы, проект 15-36-70009, а также гранта РФФИ, проект 16-06-00552.

*Представлены результаты исследования инвариантности факторных структур интеллекта у представителей социогуманитарных и технических профессий. Использовались тест на осведомленность (14 шкал) и четыре теста способностей. Была подтверждена конфигурационная, а также частичная метрическая и скалярная инвариантность иерархической модели с тремя специальными и одним общим фактором интеллекта. Показано, что частичная инвариантность может быть объяснена спецификой востребованности интеллектуальных функций в профессиях.*

**Ключевые слова:** *интеллект; способности; осведомленность; структура интеллекта; профессия; культура; востребованность; структурно-динамическая теория.*

### **Введение**

Современная психология интеллекта базируется на психометрической методологии, позволяющей на основе тестовых измерений выносить суждения о его структуре. Структура интеллекта характеризуется набором факторов, входящих в интеллект, связями между этими факторами и уровнем развития способностей, входящих в различные факторы. Изучение инвариантности факторных структур интеллекта в популяциях позволяет ставить теоретические вопросы, имеющие отношение к сущности интеллекта и механизмам его формирования. Каков набор факторов, составляющих структуру интеллекта? Какова возможная вариативность параметров структуры интеллекта при сравнении популяций? Как ее интерпретировать? Можно ли продемонстрировать на эмпирических данных разных популяций следы средовой и генетической детерминации интеллекта? Психометрическая плоскость рассмотрения подобных вопросов сильна своим эмпирическим базисом и современной методологией обработки данных тестирования способностей. В данной работе мы обратились к изучению инвариантности факторных структур интеллекта у представителей социогуманитарных и технических («точных») профессий.

Толчком к постановке цели исследования послужили предсказания структурно-динамической теории интеллекта, развиваемой Д.В. Ушаковым [1, 2], в отношении социокультурных влияний на интеллект. Данная теория занимает особую позицию в отношении противостояния биологизаторского и социокультурного подходов к детерминации интеллекта [3]. Принимая факты, свидетельствующие о генетической детерминации интеллекта, структурно-динамическая теория переинтерпретирует их и интегрирует в объяснительную схему, учитывающую социокультурные влияния на интеллект. Каким образом это становится возможным?

Принимая современные иерархические модели интеллекта, разработанные в психометрической традиции, и исходя из представления об универсальности индивидуальных когнитивных операций, структурно-динамическая теория предсказывает, что социокультурная среда не влияет на набор факторов, входящих в структуру интеллекта (*предсказание 1*). Иначе говоря, в структурах интеллекта разных популяций ожидается инвариантность набора факторов, соответствующих интеллектуальным способностям.

Однако оригинальное концептуальное ядро структурно-динамической теории позволяет дать принципиально новое объяснение различиям в структурах интеллекта популяций, выражающимся в силе связи факторов и уровне развития способностей. Центральную роль здесь играют понятия «когнитивный потенциал» и «культурная востребованность интеллектуальных функций». Когнитивный потенциал человека, т.е. потенциал формирования нейрональных систем, ответственных за осуществление различных форм интеллектуального поведения, находит отражение в генеральном факторе интеллекта *g*. Потенциал превращается в реальную систему, определяющую интеллектуальное поведение и отражающуюся в баллах тестов интеллекта, только в результате столкновения с ситуациями, требующими решения задач.

В различных обществах и культурах требования к решению задач неодинаковы. Специфика факторных структур интеллекта популяций, состоящая в силе связей между факторами, будет определяться средовой (культурной) востребованностью интеллектуальных функций: повышение ценности какой-либо интеллектуальной функции в обществе и следующее за ним увеличение тренировки членов общества в соответствующей сфере должны приводить к увеличению нагрузки генерального фактора на эту функцию (*предсказание 2*). Это предсказание получило подтверждение в исследовании, выполненном на материале теста Векслера. Было показано, что субшкалы этого теста, тестирующие более ценные в обществе функции, оказываются более высоко нагруженным генеральным фактором и показывают более высокие индексы наследуемости [4].

Далее, структурно-динамическая теория признает, что культура может оказывать стимулирующее влияние на отдельные когнитивные процессы и, следовательно, повышать результаты по отдельным факторам, входящим в структуру интеллекта (*предсказание 3*). Существующие на сегодняшний день эмпирические данные согласуются с такой трактовкой. Так, при переводе европейских сырых данных в оценки интеллекта с ис-

пользованием американских норм по субтестам Векслера WAIS III средние значения индекса перцептивной организации (POI) оказываются значительно выше средних значений индекса скорости переработки (PSI) во всех группах европейской выборки [5]. В китайской выборке мальчиков, в сравнении с выборками Японии и США, были зафиксированы статистически значимый более высокий общий балл по тесту Векслера, чем у девочек, и меньшая вариативность тестовых баллов [6].

Как показано выше, предсказания структурно-динамической теории находят опору в исследованиях Д.В. Ушакова [1, 2, 4, 7] и объясняют эмпирические результаты опубликованных кросс-культурных исследований других авторов. Однако представляется оправданным расширение спектра исследований с целенаправленной фиксацией параметров, важных для более глубокой оценки предсказаний теории. Так, например, в плане развития темы представляет интерес сопоставление факторных структур интеллекта, полученных по результатам исследования в различных культурах или в различных социальных подгруппах в рамках одной культуры, в различные временные промежутки с фиксацией параметров востребованности когнитивных функций средой.

В этой связи в настоящем исследовании мы обратились к изучению инвариантности факторных структур интеллекта у представителей социогуманитарных и технических («точных») профессий. Профессиональные среды предъявляют сложные и специфические требования к когнитивной системе человека, которые, с одной стороны, достаточно изучены психологией труда, но с другой – не нашли достаточного освещения в связи с проблемой инвариантности структуры интеллекта в различных профессиональных группах. Их можно рассматривать как своего рода профессиональные субкультуры, в пространстве которых востребованность определенных когнитивных операций и знаний специфична.

Предсказания структурно-динамической теории интеллекта в данном случае могут быть выражены в следующих гипотезах.

1. В выборках представителей социогуманитарных и технических профессий наблюдается конфигурационная инвариантность структур интеллекта, т.е. эквивалентность набора составляющих их факторов.

2. Существуют значимые различия в нагрузке интеллектуальных способностей по генеральному фактору интеллекта у сравниваемых профессиональных групп.

3. Существуют значимые различия в уровне различных интеллектуальных способностей у сравниваемых профессиональных групп.

### **Метод и методики**

В исследовании были использованы тест на осведомленность и четыре теста способностей, а также – для оценки востребованности знаний и когнитивных способностей культурой – два специально разработанных опросника и экспертные оценки.

1. *Тест на осведомленность.* Данный тест состоял из 168 вопросов и был призван выявить знания испытуемых в разных областях (14 блоков по 12 вопросов в каждом)<sup>1</sup>. Вопросы имели шесть вариантов ответа и предъявлялись по одному на экране компьютера не более чем на 20 с каждый. Блоки (области знания) и вопросы предъявлялись в случайном порядке, но так, чтобы вопросы из разных блоков не перемешивались между собой.

2. *Тест Равена.* Использовалась сокращенная версия Продвинутых прогрессивных матриц Равена, состоящая из 12 заданий [8]. Каждое задание испытуемый мог решать не более трех минут.

3. *Арифметический тест.* Данный тест состоял из 13 заданий на устный счет (аналог арифметического субтеста теста Векслера). В качестве основы для заданий были использованы задачи из книги А.В. Спивака «Математический праздник» [9]. Задания предъявлялись последовательно, испытуемому необходимо было самому ввести ответ (число). На решение каждого задания давалось не более 1,5 мин.

4. *Анаграммы.* Испытуемому на экране предъявлялся набор букв, из которого он должен было составить слово. Анаграммы (15 шт.) предъявлялись последовательно, не более чем на 20 с каждая. Обнаружив решение, испытуемый нажимал пробел, после чего анаграмма исчезала и появлялось поле для ввода ответа. На ввод ответа давалось не более 15 с.

5. *Пространственный тест.* Для измерения пространственных способностей использовалось 15 заданий из теста Revised Purdue Spatial Visualization Test [10]. Задания теста представляют собой пространственные аналогии. Испытуемому предъявляется образец – пара трехмерных изображений, которые являются одной и той же фигурой, повернутой под разными углами к наблюдателю. Также предъявляются еще одна фигура и пять вариантов ответа, из которых испытуемому необходимо выбрать такое изображение, чтобы пара была аналогична (по пространственным отношениям) предъявленному образцу.

6. *Опросники востребованности знаний и когнитивных способностей культурой.* Опросники предназначались для оценки знаний и когнитивных способностей по двум измерениям – ценности (*насколько ценными являются данные знания и способности в нашем обществе*) и частотности (*насколько часто данные знания, умения и способности встречаются среди людей в нашем обществе*). Каждый опросник (опросник ценности и опросник частотности) состоял из 30 пунктов, 14 из которых были сформулированы для прямой оценки востребованности знаний в различных областях (соответствующих тесту осведомленности). Остальные 16 пунктов были сформулированы в виде способностей (например, Планирование и контроль в решении задач, Большой словарный запас) и переводились в оценки востребованности тестов способностей с помощью экспертной

---

<sup>1</sup> Измерялись знания в следующих областях: История, География, Наука, Политика, Спорт, Искусство, Литература, Музыка, Медицина, Биология, Электроника, Транспорт и техника, Еда, Естествознание.

оценки (см. ниже). Оценка ценности и частотности проводилась испытуемыми по пятибалльной шкале (от 1 (очень редко / совсем не ценно) до 5 (очень часто / очень ценно)). Для каждого измерения востребованности была оценена согласованность испытуемых, и в анализе были оставлены только те испытуемые, оценки которых коррелировали со средним оценок других испытуемых больше 0,2.

7. *Экспертные оценки.* Оценки ценности и частотности тестов были получены с помощью процедуры, разработанной авторами ранее [4]. В качестве экспертов для участия в исследовании были приглашены специалисты в области психологии способностей – всего 6 человек, среди которых 3 доктора и 3 кандидата психологических наук. Экспертов просили оценить (по пятибалльной шкале) примеры заданий из использованных в исследовании тестов (пространственный, арифметический, анаграммы, тест Равена) с точки зрения тех способностей и умений, которыми необходимо обладать для их успешного выполнения. Если, по мнению эксперта, умение или способность необходима для решения задачи в очень маленькой степени, нужно было поставить 1 балл, если в очень большой степени – 5 баллов. Таким образом, для каждого теста были получены оценки шести экспертов по 16 способностям. Эксперты показали высокую согласованность для оценок нагруженности отдельных тестов по способностям (средняя альфа-Кронбаха 0,91, разброс от 0,82 до 0,96). Способность считалась «входящей» в тест, если экспертная оценка по ней превышала 4 балла. Оценка востребованности теста по каждому измерению рассчитывалась как средняя оценка востребованности всех включенных в тест способностей.

### Процедура исследования

Исследование проходило в режиме онлайн. Испытуемым предлагалось зарегистрироваться в системе, указав пол, возраст, место проживания, вид деятельности, основное образование. Тестирование было разбито на 2 этапа. На первом этапе испытуемые сначала заполняли 2 опросника востребованности знаний и способностей, а потом тест на осведомленность. На втором этапе испытуемые в произвольном порядке выполняли тест Равена, Анаграммы, Пространственный тест, Арифметический тест.

*Испытуемые.* В исследовании приняли участие 298 человек. В основном испытуемые являлись студентами московских вузов, 203 человека (184 женщины, 19 мужчин, средний возраст – 19,6 (SD = 2,3)) – представители социогуманитарной направленности (педагоги, психологи, философы, лингвисты), 95 человек (32 женщины, 63 мужчины, средний возраст – 22,5 (SD = 7,0)) – представители точных профессий (математики, программисты, физики и т.д.). Неравное распределение мужчин и женщин в двух группах испытуемых, на наш взгляд, является репрезентативным по отношению к естественному распределению в соответствующих профессиональных группах.

**Обработка данных.** Обработка данных проводилась в два этапа. На первом был проведен конфирматорный факторный анализ для проверки гипотез о различиях в структуре интеллекта в различных профессиональных группах. На втором этапе были подсчитаны оценки востребованности для 14 областей знаний и 4 тестов, а также для факторов, полученных в результате факторного анализа. Оценки востребованности были сопоставлены с данными о сходствах и различиях в факторных структурах интеллекта двух профессиональных групп. Обработка данных проводилась в программе R [11] с использованием пакетов psych [12] и lavaan [13].

### Результаты

**Инвариантность факторных структур в различных профессиональных группах.** Проверка гипотезы о различиях в структуре интеллекта в различных профессиональных группах была проведена с помощью серии конфирматорных факторных анализов. Первоначально на объединенной выборке было протестировано три модели. Модель 1 обладает самой простой факторной структурой и предполагает, что все 18 способностей нагружены на один общий фактор. В модели 2 предполагается 2 коррелирующих фактора, один из которых состоит из шкал теста осведомленности, а другой – из тестовых шкал. Модель 3 предполагает иерархическую структуру, состоящую из трех факторов 1-го уровня и 1 фактора 2-го уровня. Для построения данной модели предварительно был проведен эксплораторный факторный анализ (метод главных компонент, косоугольное вращение «промакс»), по результатам которого были выделены следующие 3 фактора, объясняющие 53% дисперсии: 1) Осведомленность в гуманитарных областях знания (Политика, География, Музыка, Искусство, Литература, История, Гастрономия, Медицина, Биология); 2) Осведомленность в точных областях знания (Наука, Спорт, Электроника, Транспорт, Естествознание); 3) Тестовый фактор, в который вошли все тестовые шкалы (числовая, пространственная, тест Равена, анаграммы). Все три фактора были объединены в один фактор высшего порядка, представляющий собой генеральный фактор интеллекта (g).

В табл. 1 приведены индексы пригодности для трех тестируемых моделей. Модели 1 и 2 продемонстрировали плохое соответствие данным, о чем свидетельствуют низкие значения индексов (CFI, TLI < 0,95, SRMR > 0,06 [14, 15]). Модель 3 оказалась хорошо соответствующей данным, продемонстрировав хорошие значения индексов пригодности ( $\chi^2/df = 1,6$ , CFI = 0,96, TLI = 0,95, SRMR = 0,046, RMSEA = 0,043)<sup>2</sup>. Данная модель представлена на рис. 1. В отношении нее проверялась гипотеза об инвариантности факторных структур у представителей различных профессиональных групп.

---

<sup>2</sup> Связь фактора g с фактором Осведомленности в технических областях знания оказалась очень высокой, поэтому для того, чтобы обеспечить сходимость модели, их связь была зафиксирована на уровне 1.

Индексы пригодности для конфирматорных моделей

Модель	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	CFI	TLI	AIC	SRMR	RMSEA [90% CI]
Модель 1, 1 фактор	337,306	135	0,000	2,499	0,887	0,872	-3 049	0,061	0,07 [0,061, 0,08]
Модель 2, 2 фактора	274,426	134	0,000	2,048	0,922	0,911	-3 109	0,054	0,059 [0,049, 0,069]
Модель 3, 3 фактора + g	207,887	132	0,000	1,575	0,958	0,951	-3 172	0,046	0,043 [0,032, 0,055]

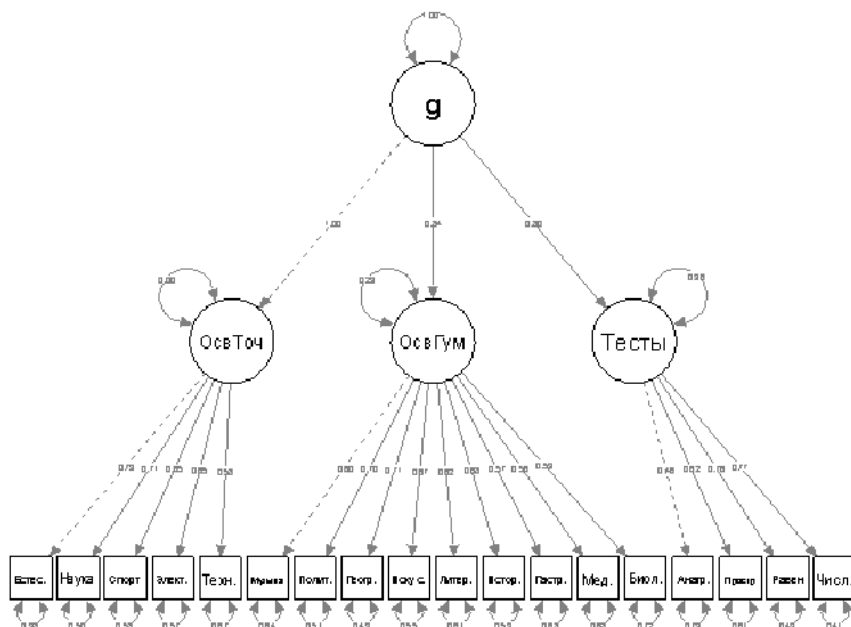


Рис. 1. Трехфакторная конфирматорная модель структуры интеллекта, инвариантность которой тестировалась в профессиональных группах

Оценка инвариантности измерения (measurement invariance) проводится, чтобы убедиться в том, что измеряемые в двух группах конструкты (в нашем случае – структура интеллекта) являются эквивалентными. Для проверки наших гипотез мы тестировали 3 уровня инвариантности – конфигурационную, метрическую и скалярную. Оценка инвариантности проводится в несколько этапов.

На первом этапе оценивается конфигурационная инвариантность (configural invariance). На этом уровне проверяется гипотеза о том, что в двух группах одни и те же переменные образуют одни и те же факторы, при этом нагрузки переменных на факторы в разных группах могут различаться.

На втором этапе проверяется гипотеза об эквивалентности факторных нагрузок – метрическая инвариантность (metric or weak invariance). Когда нагрузки на факторы идентичны в двух группах, можно говорить об идентичности единиц измерения факторов. При этом появляется возможность сравнивать взаимоотношения факторов с другими переменными в разных группах. Для целей нашего исследования мы проводили проверку метрической инвариантности в 2 этапа – сначала были фиксированы нагрузки переменных на факторы первого уровня, а потом – нагрузки факторов первого уровня на фактор *g*.

При соблюдении условия метрической инвариантности на следующем этапе тестируется инвариантность интерцептов – скалярная инвариантность (intercept or strong invariance). На этом уровне проверяется, одинаковы ли значения переменных в двух группах при одинаковых значениях фактора. Так, например, одна из групп может иметь тенденцию систематически набирать больший или меньший балл по заданиям. Если это наблюдается лишь для нескольких заданий, то в таком случае речь идет о частичной скалярной инвариантности. Если гипотеза о скалярной инвариантности подтверждается, то можно сравнивать средние значения факторов в группах.

Так как последовательно тестируемые на трех этапах модели являются вложенными, для оценки их пригодности применяется критерий  $\chi^2$ , а также разница значений CFI. Модель является инвариантной на соответствующем уровне, если  $\Delta\chi^2$  не значима, а также если  $\Delta\text{CFI} < 0,01$  [16].

В табл. 2 приведены результаты межгруппового конфирматорного факторного анализа. Модель, проверяющая конфигурационную инвариантность, демонстрирует хорошее соответствие данным (CFI = 0,96, RMSEA = 0,043,  $\chi^2/\text{df} = 1,27$ ). Модель 2, тестирующая инвариантность нагрузок первого уровня, в целом не показала значимого ухудшения по сравнению с конфигурационной моделью ( $\Delta\chi^2(\Delta\text{df} = 15) = 20,27$ ,  $p = 0,16$ ,  $\Delta\text{CFI} < 0,01$ ), однако анализ индексов модификации показал, что освобождение нагрузок одной из переменных (осведомленность в Спорте) приведет к значимому изменению параметров модели. Поэтому в Модели 2а связь осведомленности в области Спорта с фактором Осведомленности в «точных» областях знания была расфиксирована и оценена независимо в двух группах. Это привело к улучшению показателей модели, поэтому в дальнейшем оценка проводилась по отношению к Модели 2а.

Модель 3, фиксирующая нагрузки второго уровня, также ухудшилась по сравнению с Моделью 2а ( $\Delta\chi^2(\Delta\text{df} = 2) = 9,95$ ,  $p = 0,007$ ). Причиной этого послужили значимые различия в нагрузках «гуманитарной» осведомленности на фактор *g* (связь выше у представителей гуманитарных профессий, нестандартизованные оценки 1,16 vs 0,91). Таким образом, Модель 3 была преобразована в Модель 3а с независимыми нагрузками «гуманитарной» осведомленности на фактор *g*. Модель 3а значимо не отличалась от модели 2а ( $\Delta\chi^2$  не значима,  $\Delta\text{CFI} < 0,01$ ).

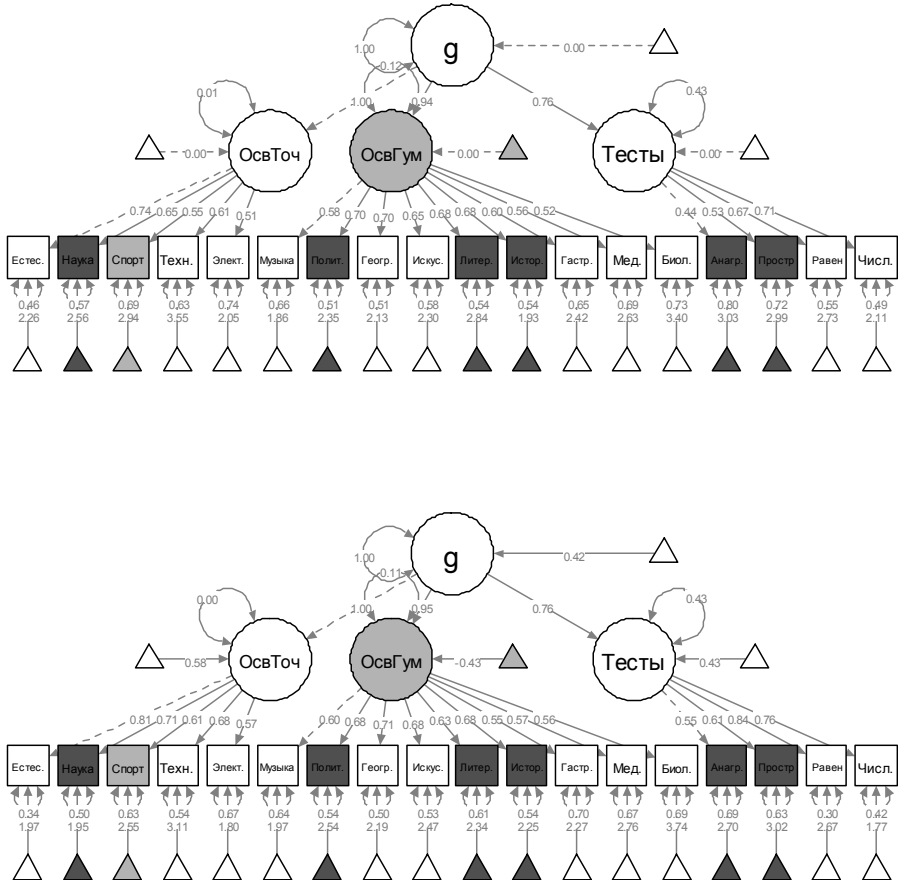


Межгрупповое сравнение моделей структуры способностей

Модель	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA [90% CI]	Модель для сравне- ния	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ df	p	$\Delta$ CFI
Модель 1. Кон- фигурационная инвариантность	338,592	266	0,002	0,957	0,043 [0,027, 0,056]					
Модель 2. Ин- вариантность факторных нагрузок 1-го уровня	358,865	281	0,001	0,954	0,043 [0,028, 0,056]	Модель 1	20,273	15	0,162	0,003
Модель 2а. Ин- вариантность факторных нагрузок 1-го уровня с ис- ключением	348,849	280	0,003	0,959	0,041 [0,025, 0,054]	Модель 1	10,257	14	0,743	-0,002
Модель 3. Ин- вариантность факторных нагрузок 2-го уровня	358,8	282	0,001	0,955	0,043 [0,028, 0,056]	Модель 2а	9,952	2	0,007	0,005
Модель 3а. Ин- вариантность факторных нагрузок 2-го уровня с ис- ключением	349,201	281	0,003	0,96	0,04 [0,024, 0,054]	Модель 2а	0,352	1	0,553	-0,005
Модель 4. Ин- вариантность интерсептов	398,672	295	0	0,939	0,049 [0,036, 0,06]	Модель 3а	49,472	14	0,000	0,021
Модель 4а. Ин- вариантность интерсептов с исключениями	356,301	289	0,004	0,96	0,04 [0,023, 0,053]	Модель 3а	7,1	8	0,526	-0,001

Показатели модели, фиксирующей инвариантными интерсепты в двух группах (Модель 4), оказались существенно хуже Модели 3а с метрической инвариантностью ( $\Delta\chi^2(14) = 49,5$ ,  $p < 0,001$ ,  $\Delta CFI = 0,021$ ). Дополнительный анализ индексов модификации показал, что несколько показателей значимо ухудшают соответствие модели данным. В число этих показателей вошли осведомленность в области Науки, Политики, Литературы и Истории, а также Пространственный тест и Анаграммы. При одинаковом уровне способностей представители точных профессий имеют более высокие показатели по шкалам осведомленности в области Истории и Политики, а также по Пространственному тесту. Группа «гуманитариев» – по

осведомленности в области Литературы, Науки и тесту Анаграммы. Модель 4 была модифицирована, чтобы учесть частичную инвариантность интерсептов – обозначенные выше показатели были расфиксированы в Модели 4а и оценивались независимо в двух группах. Результаты анализа показали, что Модель 4а значимо не отличается от Модели 3а с частичной метрической инвариантностью. Таким образом, в двух группах наблюдается частичная скалярная инвариантность.



**Рис. 2.** Стандартизированные модели структуры интеллекта для двух профессиональных групп (вверху – представители социогуманитарных профессий, внизу – представители точных профессий).

*Примечание.* Приведены стандартизованные показатели.

Светло-серым обозначенные факторы, демонстрирующие неинвариантность нагрузок в двух выборках, темно-серым – неинвариантность интерсептов

Исходя из Модели 4а, было проведено сравнение средних в двух группах по факторам 1-го и 2-го уровней. Представители точных профес-

сий продемонстрировали более высокие показатели по Осведомленности в точных областях знания, по Тестовому фактору и по фактору g (преимущество составило 0,58, 0,43 и 0,42 стандартного отклонения соответственно). Представители гуманитарных профессий продемонстрировали преимущество по Осведомленности в гуманитарных областях знания (0,43 стандартного отклонения). Стандартизованные модели для двух групп испытуемых представлены на рис. 2.

### ***Востребованность знаний и способностей культурой***

Для сопоставления данных о востребованности когнитивных функций с их структурой был произведен подсчет оценок ценности и частотности использованных в исследовании тестов. Для 14 областей знания оценки частотности и ценности рассчитывались как средняя оценка испытуемых по соответствующей шкале. Для тестов способностей использовалась процедура подсчета с помощью экспертных оценок. В подсчет оценок для арифметического теста вошли следующие пункты опросника: Умение производить арифметические подсчеты, Способность осуществлять операции с числами в уме, Умение быстро и точно перерабатывать символическую информацию, Способность удерживать в уме большое количество информации одновременно и Планирование и контроль в решении задач. Для пространственного теста – Зрительная наблюдательность, Умение оперировать со зрительными образами в памяти, Способность к умственному манипулированию пространственными образами, Понимание пространственных взаимоотношений между частями объекта. Для теста Равена – Зрительная наблюдательность, Способность удерживать в уме большое количество информации одновременно. Для анаграмм – Большой словарный запас.

На основании оценок востребованности отдельных шкал были подсчитаны средние оценки по трем факторам 1-го уровня. В табл. 3 приведены средние значения ценности и частотности для двух групп испытуемых, а также их сравнение по t-критерию Стьюдента.

Результаты показывают, что выявленные различия в показателях по факторам осведомленности корреспондируют с востребованностью соответствующих областей знаний в соответствующих профессиональных средах. Осведомленность в области гуманитарных знаний оценивается как более ценная и частотная представителями гуманитарных профессий, в то время осведомленность в точной области знаний – представителями технических профессий. Так, представители каждой из профессиональных групп имеют более высокие показатели по осведомленности в той области, которая оценивается ими как более востребованная (см. табл. 3). Также «гуманитарная» осведомленность оценивалась как более частотная и ценная представителями социогуманитарных профессий по сравнению с представителями технических профессий. Это соответствует более высокой нагрузке на g этого фактора у гуманитариев. Различий в ценности тестовых способностей, как и различий в нагрузке на g у двух групп испытуемых обнаружено не было.

Оценки востребованности факторов 1-го уровня в двух группах испытуемых

	Гуманитарные специальности	Точные специальности	t	df	p
<i>Частотность</i>					
Осведомленность в точных областях знания	3,06	3,43	-4,72	235,98	0,000
Осведомленность в гуманитарных областях знания	3,11	2,82	3,60	184,26	0,000
Тесты	3,66	3,93	-3,17	217,21	0,002
<i>Ценность</i>					
Осведомленность в точных областях знания	3,36	3,63	-3,43	191,4	0,001
Осведомленность в гуманитарных областях знания	3,69	3,27	5,06	162,46	0,000
Тесты	4,33	4,31	0,37	157,98	0,712

**Обсуждение результатов**

Целью настоящего исследования явилось изучение конфигурационной, метрической и скалярной инвариантности структур интеллекта у представителей социогуманитарных и технических профессий. Тестировалось три предсказания структурно-динамической теории:

– в отношении идентичности набора факторов, составляющих структуры интеллекта в данных профессиональных группах (конфигурационная инвариантность);

– в отношении различий в нагруженности факторов интеллекта по фактору *g* в данных профессиональных группах в связи с различной востребованностью соответствующих областей знания и способностей в данных профессиональных средах (метрическая инвариантность);

– в отношении существования различий в уровнях осведомленности и способностей в данных профессиональных группах в связи с различной востребованностью соответствующих областей знания и способностей в данных профессиональных средах.

В сравнении с остальными кросс-культурными исследованиями структур интеллекта принципиальной особенностью данной работы является фиксация востребованности культурой (в данном случае – профессиональной средой) изучаемых интеллектуальных способностей и областей знания.

Первый ключевой результат работы заключался в том, что была подтверждена конфигурационная инвариантность структуры интеллекта в двух профессиональных группах. Данная иерархическая структура включала три фактора первого порядка – Осведомленность в гуманитарной области знаний, Осведомленность в точных областях знания и Тестовый фактор способностей, а также фактор второго порядка – генеральный фактор интеллекта. Подтверждение конфигурационной инвариантности согласуется с первым предсказанием структурно-динамической теории, рассмат-

ривающей универсальность набора индивидуальных интеллектуальных операций как сущностную основу психометрического интеллекта. Современная психология содержит немало примеров, демонстрирующих конфигурационную инвариантность различных многофакторных моделей интеллекта. Так, например, А. Диметриу с соавт. убедительно показали универсальность структуры интеллектуальных способностей на китайской и греческой выборке (она включала факторы скорости и контроля переработки, фонологической, зрительной и управляющей памяти (executive memory), вербального, числового и пространственного умозаключения) [17]. Факторы были одинаковым образом организованы в трехуровневую иерархию в обеих группах. С.А. Корниловым на материале российских, американских и английских данных было показано, что система способностей учащихся, включающая аналитические, творческие и практические способности (триархическая модель Р. Стернберга), является устойчивой в кросс-культурном аспекте, демонстрируя инвариантность в условиях различных образовательных сред (Корнилов, 2012). Неоднократно была показана конфигурационная инвариантность структуры интеллекта, соответствующая модели Векслера [5, 6]. Список кросс-культурных исследований, демонстрирующих кросс-культурную конфигурационную инвариантность структур интеллекта, предполагаемых ведущими факторными моделями интеллекта, можно было бы продолжить (СНС, модель Вернона, Берлинская модель структуры интеллекта и др.)

Второй ключевой результат работы состоял в выявлении различий в силе взаимосвязей между факторами 1-го уровня и фактором g в двух выборках: у представителей гуманитарных профессий нагруженность фактора осведомленности в гуманитарных областях знаний на генеральный фактор интеллекта оказалась выше, чем у представителей технических профессий. Нагрузки остальных факторов (Осведомленности в точных областях знания и Тестового фактора способностей) на фактор генерального интеллекта идентичны в выборках.

Подобные примеры различий в силе взаимосвязей между факторами моделей интеллекта также довольно часты в кросс-культурных исследованиях. Так, например, в процитированном выше исследовании С.А. Корнилова была выявлена специфика функциональных связей между различными видами способностей, проявляющаяся на ступени обучения в высшей школе: обнаружены кросс-культурные различия в степени связанности творческих и практических способностей, выступающих независимыми для российских, но не для американских студентов [18]. В работе Квест и Густафссона было показано, что нагруженность фактора Gf на генеральный фактор интеллекта в общей выборке Швеции ниже, чем аналогичные нагрузки в ее субпопуляциях – собственно шведов, иммигрантов европейского происхождения, иммигрантов неевропейского происхождения [19]. Вариативность функциональных связей между факторами, составляющими структуру интеллекта (как внутриуровневыми, так и межуровневыми), обычно спекулятивно интерпретируется как следствие функциональных различий и различий во времени приобрете-

ния когнитивного опыта. Спекулятивные интерпретации, представленные в отдельных исследованиях, хотя и полезны как возможная отправная точка для будущих размышлений, остаются умозрительными предположениями, которые могут не учитывать всей полноты действительных сходств и различий, существующих между культурами [17]. В этой связи представляется, что эмпирическая фиксация параметров культурных сред, релевантных детерминации интеллекта, является необходимым основанием для построения весомых объяснительных моделей в этой области.

В настоящем исследовании близкое по смыслу объяснение частичной метрической инвариантности опирается на измерение конструкта структурно-динамической теории интеллекта «востребованность интеллектуальных функций культурой», которая детерминирует специфическое распределение интеллектуального потенциала в популяциях. Между двумя профессиональными группами выявлены различия в оценке профессионально-культурной востребованности (частотности и ценности) областей знания: представители социогуманитарных профессий более высоко, чем представители точных профессий, оценивали востребованность Осведомленности в гуманитарных областях знания. И именно этот фактор обнаружил более высокую нагруженность на генеральный фактор интеллекта в выборке гуманитариев. Структурно-динамическая теория интеллекта объясняет этот феномен специфичностью распределения интеллектуального потенциала в двух профессиональных группах, его большего вложения в гуманитарную область знания у гуманитариев. Нагрузка на фактор *g* тестового фактора способностей была инвариантна в двух группах, и при этом группы также не различались по оценкам ценности этого фактора. Возможно, оценки ценности являются более точными показателями, характеризующими востребованность способностей в культуре, чем оценки частотности. Вместе с тем представители точных профессий в сравнении с гуманитариями более высоко оценивали востребованность Осведомленности в точных областях знания, что, однако, не нашло отражения в различии нагруженности этого вида осведомленности на генеральный фактор интеллекта в двух популяциях. Вероятно, это связано со спецификой связи этого фактора с фактором *g*, которую по техническим соображениям пришлось зафиксировать равной 1 в двух группах.

Третий ключевой результат состоял в уровневых различиях между двумя профессиональными подгруппами по отдельным способностям. Представители точных профессий продемонстрировали более высокие показатели по Осведомленности в точных областях знания, по Тестовому фактору способностей и по фактору *g*. Представители гуманитарных профессий продемонстрировали преимущество по Осведомленности в гуманитарных областях знания. Многократно документированные впечатляющие кросс-культурные различия в абсолютных значениях по факторам способностей обычно интерпретируются как следствие культурно обусловленных условий и практики, которые дифференцированно капитализируются в тот или иной потенциал к переработке информации, существующий у представителей этой культуры, таким образом заставляя их в разной степени достигать верхнего уровня кон-

кретной стадии развития той или иной функции [17]. Иными словами, если опыт практики в решении задачи и ее трудность одинаковы в культурах, различия в уровне способностей не будут проявлены (и наоборот). Подобные интерпретации могут как быть спекулятивными, так и подкрепляться дополнительными данными – например, при объяснении преимущества китайской популяции в визуально-пространственной переработке обращаются к данным нейроимиджинговых исследований, которые подтверждают специфику переработки иероглифических стимулов по сравнению с фонетическими знаками, состоящую в активации большего количества областей в обоих полушариях мозга [20].

Как уже отмечалось, в настоящем исследовании в качестве объяснительного аргумента мы обратились к феномену востребованности компонентов интеллекта профессиональной культурной средой. Востребованность (оценки частотности и ценности) двух областей осведомленности была различной в профессиональных группах. Тестовый фактор способностей оценивался группами как одинаково ценный, но более частотный – группой представителей точных профессий. Данная неконсистентность может найти логическое объяснение в том, что оппозиция знания–способности по определению противопоставляет опыт механизмам научения – интеллектуальным операциям, которые универсальны, отсюда одинаково ценны. Вместе с тем компетенция в точных областях знания, оперирующих знаковыми системами и пространственными отношениями, в более явном виде предполагает приложение аналитических операций к своему предметному содержанию, чем компетенция в гуманитарных областях знания, что ведет к различиям оценок частотности способностей. Соответствующее направление уровневых различий между профессиональными подгруппами по данным факторам полностью коррелирует с оценками востребованности когнитивных функций средой.

### **Заключение**

В подгруппах представителей социогуманитарных и технических профессий выявлен ряд различий в структурах интеллекта. Изучалась иерархическая модель с генеральным фактором интеллекта и тремя факторами первого уровня – Осведомленностью в точных областях знания, Осведомленностью в гуманитарных областях знания, Тестовым фактором способностей. Выявлена конфигурационная инвариантность структур интеллекта в двух выборках, а также частичная метрическая и скалярная инвариантность. Полученные результаты интерпретируются с позиций структурно-динамической теории интеллекта. Различие в факторных нагрузках осведомленности в гуманитарных науках на генеральный фактор интеллекта объясняются ее различной востребованностью в профессиональных средах и соответствующими различиями в распределении интеллектуального потенциала. Различия в уровневых показателях компонентов интеллекта объясняются их различной востребованностью в профессиональных средах.

*Литература*

1. Ушаков Д.В. Психология интеллекта и одаренности. М. : Ин-т психологии РАН, 2011. 464 с.
2. Ушаков Д.В. Интеллект: структурно-динамическая теория. М. : Ин-т психологии РАН, 2003. 264 с.
3. Валуева Е.А., Белова С.С., Морозова О.А. Культурная востребованность способностей и психометрические свойства когнитивных тестов // Психология. Журнал Высшей школы экономики. 2017. Т. 14, № 3. Р. 491–500.
4. Валуева Е.А., Ушаков Д.В. Культурная релевантность и свойства тестов интеллекта: проверка предсказаний структурно-динамической теории // Психология. Журнал Высшей школы экономики. 2013. Т. 10, № 3. С. 29–40.
5. Roivainen E. European and American WAIS-III norms: Cross-national differences in performance subtest scores // *Intelligence*. 2010. Vol. 38, № 1. P. 187–192.
6. Liu J., Lynn R. Factor structure and sex differences on the Wechsler Preschool and Primary Scale of Intelligence in China, Japan and United States // *Personality and Individual Differences*. 2011. Vol. 50, № 8. P. 1222–1226. DOI: 10.1016/j.paid.2011.02.013.
7. Валуева Е.А., Ушаков Д.В. Принцип востребованности в когнитивной системе человека // Когнитивные исследования : сб. науч. тр. / ред. Б.М. Величковский, В.В. Рубцов, Д.В. Ушаков. М. : Изд-во ГБОУ ВПО МГППУ, 2014. Вып. 6. С. 34–48.
8. Bors D.A., Stokes T.L. Raven's Advanced Progressive Matrices: Norms for First-Year University Students and the Development of a Short Form // *Educational and Psychological Measurement*. 1998. Vol. 58, № 3. P. 382–398. DOI: 10.1177/0013164498058003002.
9. Спивак А.В. Математический праздник. М. : Квантум, 2004. Вып. 88. 288 с.
10. Yoon S.Y. Psychometric properties of the Revised Purdue Spatial Visualization Tests: Visualization of Rotations (The Revised PSVT:R) (Doctoral Dissertation). Retrieved from ProQuest Dissertations and Theses. 2011. (Order Number: 3480934).
11. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, 2017.
12. Revelle W. *Psych : Procedures for Personality and Psychological Research*, 2017, Northwestern University, Evanston, Illinois. URL:CRAN.R-project.org/package=psych.
13. Rosseel Y. lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling // *Journal of Statistical Software*. 2012. Vol. 48, № 2. P. 1–36.
14. Byrne B.M. *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. London : Routledge, 2011. 431 p.
15. Hu L., Bentler P.M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives // *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999. Vol. 6, № 1. P. 1–55. DOI: 10.1080/10705519909540118.
16. Cheung G.W., Rensvold R.B. Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance // *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2002. Vol. 9, № 2. P. 233–255. DOI: 10.1207/s15328007sem0902\_5.
17. Demetriou A. et al. The architecture, dynamics, and development of mental processing: Greek, Chinese, or Universal? // *Intelligence*. 2005. Vol. 33, № 2. P. 109–141. DOI: 10.1016/j.intell.2004.10.003.
18. Корнилов С.А. Кросс-культурная инвариантность аналитических, творческих и практических способностей российских, английских и американских учащихся : дис. ... канд. психол. наук. М., 2012. 211 с.
19. Kvist A.V., Gustafsson J.E. The relation between fluid intelligence and the general factor as a function of cultural background: A test of Cattell's Investment theory // *Intelligence*. 2008. Vol. 36, № 5. P. 422–436. DOI: 10.1016/j.intell.2007.08.004.
20. Tan L.H. et al. The Neural System Underlying Chinese Logograph Reading // *NeuroImage*. 2001. Vol. 13, № 5. P. 836–846. DOI: 10.1006/nimg.2001.0749.



**Сведения об авторах:**

**ВАЛУЕВА Екатерина Александровна**, кандидат психологических наук, научный сотрудник Института психологии РАН, ведущий научный сотрудник Московского государственного психолого-педагогического университета (Москва, Россия). E-mail: ekval@list.ru

**БЕЛОВА Софья Сергеевна**, кандидат психологических наук, научный сотрудник Института психологии РАН, ведущий научный сотрудник Московского государственного психолого-педагогического университета (Москва, Россия). E-mail: sbelova@gmail.com

*Поступила в редакцию 30.11.2017 г.; принята 17.12.2017 г.*

**STRUCTURE OF INTELLIGENCE AND PROFESSION**

*Siberian journal of psychology*, 2018, 67, 44–61. DOI: 10.17223/17267080/67/4

**Valueva Ekaterina A.**, Institute of Psychology of Russian Academy of Sciences; Moscow State University of Psychology & Education (Moscow, Russian Federation). E-mail: ekval@list.ru

**Belova Sofya S.**, Institute of Psychology of Russian Academy of Sciences; Moscow State University of Psychology & Education (Moscow, Russian Federation). E-mail: sbelova@gmail.com

**Keywords:** intelligence; abilities; information; structure of intelligence; profession; culture; cultural relevance; structural-dynamic theory.

The paper presents the study of factorial structures of intelligence invariance in the samples of participants with professional background in liberal arts and social studies (N=184) and in exact sciences (N=95). We used 14-scale test of knowledge in the humanities and exact sciences, 4 tests of intellectual abilities (Raven's matrices, arithmetic test, anagram solving, and spatial test). The invariance of factorial structures was assessed with respect to 3-factor model which included the factor of knowledge in the humanities, the factor of knowledge in exact sciences and the factor of intellectual abilities all combined in a higher order factor of general intelligence (g). Configurative invariance, as well as partial metric and intercept invariance of this model were confirmed in both samples. We revealed that structures of intelligence in the samples were identical with respect to the set of factors (configurative invariance). Along with that g-loading of "knowledge in the humanities" factor in the sample of participants with social and humanities background was superior to that in the sample of participants with background in exact sciences (partial metric invariance). The participants with professional background in exact sciences obtained higher scores of the factor of knowledge in exact science, the intellectual abilities' factor and the g-factor compared to those of social and humanities professional group. Their advantage accounted for 0.58, 0.43 и 0.42 of standard deviation, respectively. The participants with social and humanities professional background outperformed the participants with exact science background on the "knowledge in the humanities" factor. The obtained results are discussed in the framework of structural-dynamic theory of intelligence by D. Ushakov. The revealed facts of partial factorial invariance of intelligence structures in the two samples may be explained by the specificity of need for intellectual functions in different professional domains.

**References**

1. Ushakov, D.V. (2011) *Psikhologiya intellekta i odarennosti* [Psychology of Intellect and Giftedness]. Moscow: Institute of Psychology, RAS.
2. Ushakov, D.V. (2003) *Intellekt: strukturno-dinamicheskaya teoriya* [Intellect: The Structural-Dynamic Theory]. Moscow: Institute of Psychology, RAS.
3. Valueva, E.A., Belova, C.C. & Morozova, O.A. (2017) Cultural relevance of abilities and psychometric properties of cognitive tests. *Psikhologiya. Zhurnal Vysshey shkoly ekonomiki – Psychology. Journal of the Higher School of Economics*. 14(3). pp. 491–500. (In Russian).

4. Valueva, E.A. & Ushakov, D.V. (2013) Cultural Relevance and Properties of Intelligence Measures: Testing the Structural-Dynamic Theory. *Psikhologiya. Zhurnal Vysshey shkoly ekonomiki – Psychology. Journal of the Higher School of Economics*. 10(3). pp. 29–40. (In Russian).
5. Roivainen, E. (2010) European and American WAIS-III norms: Cross-national differences in performance subtest scores. *Intelligence*. 38(1). pp. 187–192. DOI: 10.1016/j.intell.2009.10.001
6. Liu, J. & Lynn, R. (2011) Factor structure and sex differences on the Wechsler Preschool and Primary Scale of Intelligence in China, Japan and United States. *Personality and Individual Differences*. 50(8). pp. 1222–1226. DOI: 10.1016/j.paid.2011.02.013
7. Valueva, E.A. & Ushakov, D.V. (2014) Printsip vostrebovanosti v kognitivnoy sisteme cheloveka [The principle of relevance in the human cognitive system]. In: Velichkovskiy, B.M., Rubtsov, B.B. & Ushakov, D.B. (eds) *Kognitivnyye issledovaniya* [Cognitive Studies]. Moscow: Moscow State University of Psychology and Education. pp. 34–48.
8. Bors, D.A. & Stokes, T.L. (1998) Raven's Advanced Progressive Matrices: Norms for First-Year University Students and the Development of a Short Form. *Educational and Psychological Measurement*. 58(3). pp. 382–398. DOI: 10.1177/0013164498058003002.
9. Spivak, A.V. (2004) *Matematicheskiy prazdnik* [A Mathematical Holiday]. Moscow: Kvantum.
10. Yoon, S.Y. (2011) *Psychometric properties of the Revised Purdue Spatial Visualization Tests: Visualization of Rotations (The Revised PSVT:R)*. Doctoral Dissertation. Retrieved from ProQuest Dissertations and Theses. 2011. (Order Number: 3480934).
11. R Core Team. (2017) *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
12. Revelle, W. (2017) *Psych: Procedures for Personality and Psychological Research, 2017*. Evanston, Illinois: North-western University. [Online] Available from: CRAN.R-project.org/package=psych.
13. Rosseel, Y. (2012) lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*. 48(2). pp. 1–36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02
14. Byrne, B.M. (2011) *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. London: Routledge.
15. Hu, L. & Bentler, P.M. (1999) Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 6(1). pp. 1–55. DOI: 10.1080/10705519909540118
16. Cheung, G.W. & Rensvold, R.B. (2002) Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 9(2). pp. 233–255. DOI: 10.1207/s15328007sem0902\_5.
17. Demetriou, A. et al. (2005) The architecture, dynamics, and development of mental processing: Greek, Chinese, or Universal? *Intelligence*. 33(2). pp. 109–141. DOI: 10.1016/j.intell.2004.10.003
18. Kornilov, S.A. (2012) *Kross-kul'turnaya invariantnost' analiticheskikh, tvorcheskikh i prakticheskikh sposobnostey rossiyskikh, angliyskikh i amerikanskikh uchashchikhsya* [Cross-cultural invariance of analytical, creative and practical abilities of Russian, English and American students]. Psychology Cand. Diss. Moscow.
19. Kvist, A.V. & Gustafsson, J.E. (2008) The relation between fluid intelligence and the general factor as a function of cultural background: A test of Cattell's Investment theory. *Intelligence*. 36(5). pp. 422–436. DOI: 10.1016/j.intell.2007.08.004
20. Tan, L.H. et al. (2001) The Neural System Underlying Chinese Logograph Reading. *NeuroImage*. 13(5). pp. 836–846. DOI: 10.1006/nimg.2001.0749

Received 30.11.2017;

Accepted 17.12.2017