

Концепция обобщенного образа рассматривает непосредственное включение в ситуацию эксперимента всей психики в целом. В результате этого взаимодействия у испытуемого формируется индивидуальная «функция идентификации». Насколько формирование этой функции определено ситуацией эксперимента, а насколько «привычкой испытуемых к тем или иным числам» или влиянием эффекта «long-standing measurement oversight» (Левин, 2000) – т. е., по сути, влиянием индивидуального семантического поля испытуемого на понимание инструкции – зависит от нашего умения организовать эмпирическую процедуру эксперимента-измерения. Но декларируемое в концепции обобщенного образа непосредственное включение в процесс измерения всей целостной структуры психики позволяет надеяться именно в рамках этой концепции подойти к решению проблемы психологического измерения.

## Литература

- Артемьева Е. Ю. Психология и математические модели субъективного мира // Вестник Московского университета. Сер. 14. Психология. 1990. №3. С. 4–15.
- Выготский Л. С. О психологических системах // Собр. соч. М., 1982. Т. 1.
- Гуревич К. М. Психологическая диагностика и проблема индивидуальных различий // Психологический журнал. 1998. Т. 19. №3.
- Левин К. Теория поля в социальных науках. СПб., 2000.
- Льюс Р., Галантер Е. Психофизические шкалы // Психологические измерения. М., 1967. С. 119–195.
- Стивенс С. С. Математика, измерение и психофизика // Экспериментальная психология / Под ред. С. С. Стивенса. М., 1960. С. 19–89.
- Худяков А. И., Зароченцев К. Д. Обобщенный образ как предмет психофизики. СПб.: Изд. СПбГУ, 2000.
- Biederman I. Perceiving Real-World Scenes // Science. 1972, July. V. 177. P. 77–80.
- Link S. W. The wave theory of difference and similarity. NJ: Hillsdale, 1992.

## ПОСТРОЕНИЕ ШКАЛЫ ОТНОШЕНИЙ НА ОСНОВЕ ДАННЫХ ПРЯМЫХ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ СТИМУЛОВ, НЕ ИМЕЮЩИХ ФИЗИЧЕСКОЙ МЕТРИКИ

А. И. Худяков\*, К. Д. Зароченцев\*\*

\* Российский государственный педагогический университет  
им. А. И. Герцена, психолого-педагогический факультет (Санкт-Петербург)

\*\* Санкт-Петербургский государственный университет, факультет психологии  
(Санкт-Петербург)  
haipsy@yandex.ru

В предлагаемой работе рассматриваются результаты экспериментального подтверждения возможности построения шкалы отношений на основе данных прямых методов оценки стимулов, не имеющих физической метрики.

*Ключевые слова:* шкала отношений, обобщенный образ, метод парных сравнений, непосредственная оценка отношений, С. Стивенс, Г. Экман.

## Теоретическая модель построения шкалы отношений

В психологии до сих пор право построения шкал отношений на основе результатов прямых методов измерений традиционно оставляется психофизике-2 Стивенса, несмотря на то, что Г. Экман еще в 50-е годы прошлого века использовал методы непосредственной оценки отношений, в которых испытуемый не имел возможности изменять «интенсивность» стимула, как, например, в методе бисекции Стивенса (Экман, Кюннапс, 1972; Экман, 1959).

Если прямые категориальные оценки (оценки интервалов) достаточно часто применяются при психологических измерениях, то прямые оценки отношений менее популярны, особенно в психометрических задачах при невозможности измерить стимулы в физической шкале.

Мы постараемся показать способность человека адекватно манипулировать образами стимулов в структуре «обобщенного образа» на уровне оценки отношений, т. е. доказать возможность построения психологической шкалы отношений на основе данных прямых методов оценки (Худяков, 2000).

В основе построения искомой шкалы лежит экспериментально полученная матрица парных сравнений, в которой каждый элемент представляет оценку отношения степени выраженности указанного критерия в двух сравниваемых стимулах. Т. е. испытуемый должен указать во сколько раз один стимул в паре больше отвечает предложенному критерию оценки по сравнению с другим.

$$a_{ij} = S_i/S_j \quad (1),$$

где  $a_{ij}$  – элемент матрицы парных сравнений, представляющий оценку отношения между соответствующими стимулами ( $i$  – номер столбца матрицы,  $j$  – номер строки);  $S_i, S_j$  – числовые представления стимулов в субъективном пространстве, т. е. искомые шкальные значения.

В результате проведения эмпирической процедуры измерения (эксперимента) мы получаем неполную матрицу парных сравнений отношений. В этой матрице номер столбца каждой заполненной клеточки соответствует номеру стимула, который был в паре оценен выше, следовательно, число, стоящее в этой ячейке, больше 1. Диагональные элементы матрицы представлены 1, так как они отвечают случаю сравнения стимула с самим собой. Поэтому на первом шаге обработки экспериментальная неполная матрица преобразовывается в полную, т. е. в симметричную незаполненную ячейку помещается величина обратная величине в соответствующей заполненной ячейке:  $a_{ij} = 1/a_{ji}$ .

Проведем суммирование равенства (1) по индексу  $i$ :

$$\sum_i a_{ij} = (\sum_i S_i)(1/S_j),$$

т. е. суммирование элементов матрицы в  $j$ -й строке. Из этого равенства следует  $S_j = \sum_i S_i / \sum_i a_{ij}$ .  $\sum_i S_i$  – для данного набора стимулов и конкретного испытуемого является константой. Обозначим ее  $k_j$ ,  $\sum_i S_i = k_j$ . Шкала отношений, по определению, задается с точностью до произвольной константы «а», определяющей масштаб или единицу измерения шкалы:  $y = ax$  – допустимое преобразование. Так как мы предполагаем построение шкалы отношений, то здесь и далее нам вполне достаточно получить шкальные значения с точностью до некоторой произвольной константы, значение которой мы можем считать равным 1.

Таким образом, мы получаем искомое шкальное значение для  $j$ -того стимула:

$$S_j = k_j / \sum_i a_{ij} \quad \text{или} \quad S_j = 1 / \sum_i a_{ij} \quad (2).$$

Проведем суммирование равенства (1) по индексу  $j$ , т. е. суммирование в  $i$ -м столбце  $\sum_j a_{ij} = S_i \sum_j (1/S_j)$ .  $\sum_j (1/S_j)$  – величина постоянная для данного набора стимулов

и данного испытуемого, следовательно,  $\sum_j (1/S_j) = k_2$ . Мы получаем искомое шкальное значение для  $i$ -го стимула:

$$S_i = k_2 \sum_j a_{ij} \text{ или } S_i = \sum_j a_{ij} \quad (3).$$

Рассмотрим случай  $i = j = y$ :  $S_j = S_i = S_y = k_1 / \sum_i a_{iy} = k_2 \sum_j a_{yj}$ , из этого следует  $(S_y S_y) = (k_1 k_2) (\sum_j a_{yj} / \sum_i a_{iy})$ .

С точностью до константы  $(k_1 k_2)$ , мы получили третье выражение для искомого шкального значения:

$$S_y = \sqrt{(\sum_j a_{yj} / \sum_i a_{iy})} \quad (4).$$

Кроме этого, из приведенных рассуждений следует наличие еще одной константы, значение которой может быть оценено в эксперименте, а именно, из равенства  $k_1 / \sum_i a_{iy} = k_2 \sum_j a_{yj}$  следует

$$\sum_i a_{iy} \sum_j a_{yj} = k_1 k_2 \quad (5),$$

т. е. для данного набора стимулов и данного испытуемого (для конкретной экспериментально полученной полной матрицы парных сравнений отношений) должно быть постоянным произведение сумм элементов матрицы по строкам и по столбцам, в случае выполнения наших предположений. А предположение, положенное в основу приведенных рассуждений, было одно: испытуемый в состоянии адекватно оценивать отношение субъективных значений пары стимулов.

Найденные шкальные значения  $S_i$  представляют индивидуальную шкалу отношений конкретного испытуемого. Если эта шкала действительно обладает свойствами шкалы отношений, то шкальное значение индивидуальной шкалы  $S_i$  связано с «истинным» значением  $R_i$  линейным соотношением  $bR_i$ ,  $S_i = bR_i$ , следовательно,  $\sum S_i = b \sum R_i$ , отсюда  $b = \sum S_i / \sum R_i$ .

$$R_i = S_i / \sum S_i \quad (6),$$

так как значение суммы  $\sum R_i$  является постоянным для данного стимульного набора, точнее для представления данного стимульного набора в совокупном обобщенном образе.

«Совокупный обобщенный образ» – рабочее название обобщенного образа группы испытуемых однородной по реакции на предложенный стимульный набор (Худяков, 2000).

Правильность вышеприведенных выводов и предлагаемого алгоритм построения шкалы отношений проверяется экспериментально.

Доказательством возможности построения шкалы отношений прямыми методами оценки может служить два факта:

- 1) выполнение равенства (5)  $\sum_i a_{iy} \sum_j a_{yj} = k$  для полученной в эксперименте матрицы;
- 2) три построенные на этой матрице шкалы –  $S_j = k_1 / \sum_i a_{ij}$ ,  $S_i = k_2 \sum_j a_{ij}$ ,  $S_y = \sqrt{(\sum_j a_{yj} / \sum_i a_{iy})}$  – должны быть эквивалентны с точностью до постоянного множителя, т. е. связаны соотношением  $y = ax$ .

## Описание эксперимента

### Стимульный набор

Стимульный набор состоял из 20 фотографий, сделанных фотохудожником Ю. В. Ермоловым. В наборе представлено 4 различных сюжета – один человек или группа людей в бытовой обстановке. Каждому сюжету соответствует 5 фотоизображений, которые отличаются степенью контраста. Отличия степени контраста фотоизображений в пределах каждого сюжета одинаковы для всех 4 сюжетов.

Использование фотографий реальных сюжетов, а не схематических изображений повышало экологическую валидность эксперимента.

### *Испытуемые*

В эксперименте приняли участие 43 человека – студенты третьего курса факультета психологии СПбГУ.

### *Процедура*

Испытуемым в случайном порядке предъявлялись пары стимулов из набора. В качестве критерия оценки был выбран интегральный критерий «простое предпочтение».

Предлагалась инструкция: «Вам будут предъявляться пары фотографий. Ваша задача выбрать ту фотографию в паре, которая кажется вам более предпочтительной в предложенной паре. Кроме того, оцените, пожалуйста, во сколько раз вам показалась предпочтительней выбранная вами фотография по отношению ко второй фотографии в паре».

Ответы испытуемых заносились в матрицу парных сравнений. Далее метод непосредственной оценки отношений будем называть НОО.

По данным метода НОО строились предполагаемые шкалы отношений по описанным в уравнениях (2), (3), (4) алгоритмам с нормированием на сумму шкальных оценок согласно уравнению (6) (НОО-2, НОО-3, НОО-4). Кроме того, вычислялись значение константы – уравнение (5) (НОО-1).

По результатам метода парных сравнений (МПС) без учета оценки отношений была построена шкала, шкальные значения которой вычислялись как усредненные по выборке испытуемых суммы предпочтений, полученных каждым стимулом. Ранее нами было показано, что такая шкала является шкалой интервалов (Гусев, Зароченцев, 1988; Зароченцев, Оганян, 1988).

## **Анализ результатов**

На первом шаге проверки рассмотрим, насколько в полученных экспериментальных данных выполняется равенство (5).

Распределение этих оценок имеет следующие характеристики: среднее значение – 58,25, оценка среднеквадратичного отклонения – 1,7, размах  $\max - \min = (61,2 - 55,3) = 5,9$ . Можно сделать вывод, что соотношение (5) вполне выполняется, а флуктуации этой «константы» вызваны погрешностями измерения.

На втором шаге проверялась гипотеза о линейном характере связи между шкалами, построенными согласно уравнениям (2), (3), (4) (НОО-2, НОО-3, НОО-4). Значения соответствующих статистик, приведенные в таблице 1, не дают оснований отклонить гипотезу о линейной связи между построенными шкалами.

Далее мы проверили вид связи между шкалой, построенной на основе данных МПС, которая является, как минимум, шкалой интервалов (Гусев, Зароченцев, 1988; Зароченцев, Оганян, 1988), и шкалами, построенными по данным непосредственной оценки отношений. Регрессионный анализ и в этом случае не отклоняет гипотезу о линейной зависимости. В таблице 2 приведены результаты регрессионного анализа.

Рисунки 1 и 2 иллюстрируют эти зависимости. При построении этих графиков, соответствующие шкальные значения были смещены к общей нулевой точке.

**Таблица 1**

Оценка линейности связи между шкалами, построенными на основе результатов методов НОО-2, НОО-3, НОО-4

№/	НОО 2/3	НОО 2/4	НОО 3/4
$F_1$	0,007	0,002	0,001
$F_2$	0,29	0,08	0,04
$F_3$	651	2726	2505
r	0,987	0,997	0,996

Примечания:  $F_1, F_2$  – статистики Фишера для оценки адекватности линейной модели;  $F_3$  – статистика Фишера для оценки корректности линейной модели; r – значение коэффициента корреляции.

**Таблица 2**

Оценка линейности связи между шкалами, построенными на основе результатов методов НОО-2, НОО-3, НОО-4 и МПС

М/Ст	МПС/2	МПС/3	МПС/4
$F_1$	0,008	0,015	0,011
$F_2$	0,33	0,615	0,45
$F_3$	547	216	368
r	0,984	0,961	0,976

Примечания:  $F_1, F_2$  – статистики Фишера для оценки адекватности линейной модели;  $F_3$  – статистика Фишера для оценки корректности линейной модели; r – значение коэффициента корреляции.

Примечания к таблице данных проверки линейности связей

Проверяется линейная модель  $y = ax + b + e$ ; a, b – параметры модели, e – случайное отклонение.

#### 1) Проверка адекватности модели

Для этого была использована схема, в которой x и y не случайны, но могут быть измерены с некоторыми случайными ошибками, главное, чтобы ошибки были меньше диапазона изменений переменных (Айвазян, Енюков, Метелкин, 1985). Исходная модель удовлетворяет требованиям этой схемы.

$$F_1 = (m-1)(1-r^2)S_y^2 / [(m-2)\sum S y_i^2], F_2 = nF_1$$

m – количество точек,  $S y_i$  – оценки соответствующих среднеквадратичных отклонений в точках i, r – коэффициент корреляции между x и y, n – количество измерений в точке i,  $S y$  – оценка среднеквадратичного отклонения переменной y.

Если  $F_1 > 1, F_2 > F_{\alpha}$ , гипотеза о линейной зависимости отвергается.

#### 2) Проверка значимости регрессии (корректности линейной модели)

$F_3 = (m-2)r^2 / (1-r^2)$ . Если  $F_3 < F_{\alpha}$ , гипотеза о корректности модели отвергается.  $F_{\alpha} = 6,6$  для уровня значимости 0,05.

Таким образом, анализ экспериментальных данных подтверждает выдвинутые предположения, положенные в основу построения шкал отношений: постоянство произведения сумм по строкам и по столбцам и эквивалентность трех построенных шкал. Это подкрепляется линейностью связи со шкалой, построенной по данным

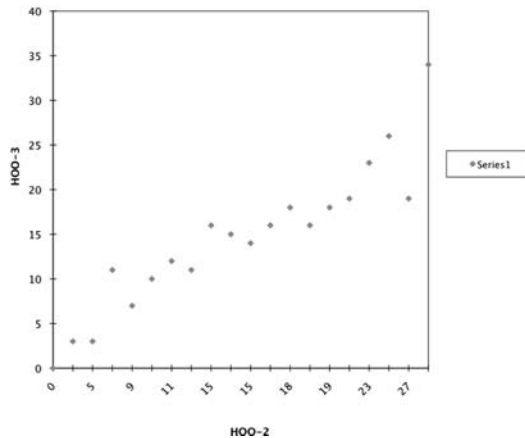


Рис. 1. Связь между шкалами НОО-2 и НОО-3

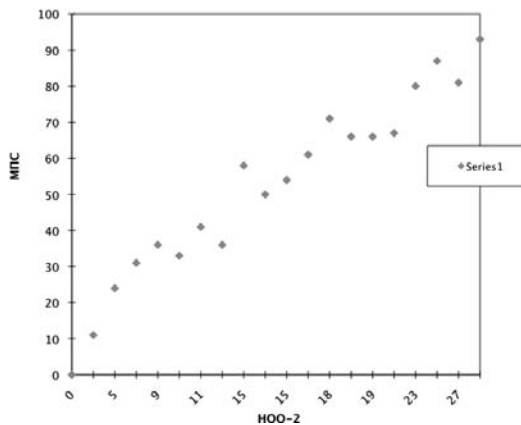


Рис. 2. Связь между шкалами, построенными по данным методов НОО и МПС

МПС. Следовательно, можно сделать вывод, что построенные шкалы действительно являются шкалами отношений, что испытуемый в состоянии адекватно непосредственно оценивать отношения между образами стимулов.

## Литература

- Айвазян С. А., Енюков И. С., Метелкин Л. Д. Прикладная статистика: исследование зависимостей. М., 1985.
- Гусев Е. К., Зароченцев К. Д. Опыт построения метрической психологической шкалы // Психолого-педагогическое обеспечение учебного процесса в высшей школе в условиях ее перестройки. Л.–М., 1988. С. 308–315.
- Зароченцев К. Д., Оганян Н. В. Психологическое метрическое шкалирование и экспертные оценки в любительской фотографии // Труды ГОИ им. С. И. Вавилова, 1988. Т. 70. Вып. 204. С. 114–119.

- Худяков А. И., Зароченцев К. Д. Обобщенный образ как предмет психофизики. СПб.: Изд. СПбГУ, 2000.
- Экман Г., Кюннапс Т. Шкалирование эстетических оценок «прямыми» и «косвенными» методами // Семиотика и искусствознание. М., 1972. С. 264, 267–277.
- Ekman G. Weber's low and related functions // Journal of Psychology. 1959. № 47. P. 343–352.

## ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ ЗРИТЕЛЬНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА<sup>1</sup>

В. Н. Чихман, С. Д. Солнушкин, С. В. Пронин, Ю. Е. Шелепин, В. М. Бондарко

Институт физиологии им. И. П. Павлова РАН (Санкт-Петербург)

v\_c\_pavlinst@mail.ru

В предлагаемой работе рассматриваются средства компьютерной поддержки для проведения автоматизированных психофизиологических экспериментов по исследованию механизмов зрительного восприятия. Рассматриваются вопросы синтеза и хранения изображений-стимулов, их предъявления наблюдателю и обработки ответов в программах, ориентированных на проведение экспериментов по изучению механизмов распознавания неполных изображений, предъявляемых в условиях маскировки или низкого контраста.

*Ключевые слова:* зрительное восприятие, автоматизация эксперимента, цифровая обработка изображений.

Одним из инструментов исследования зрительного восприятия являются психофизиологические эксперименты, организация которых сегодня невозможна без участия информационных технологий. В зрительных экспериментах в качестве стимулов используют цифровые изображения, хранящиеся в памяти ЭВМ и предъявляемые в эксперименте испытуемым на мониторе или экране с помощью проекционной аппаратуры. Зрительные стимулы получают дискретизацией изображений натуральных сцен или синтезируют методами цифровой обработки изображений (Чихман, 2003). В общем виде схема зрительного эксперимента включает следующие этапы: 1) предъявление наблюдателю последовательности изображений-стимулов с заданными параметрами; 2) регистрация ответов наблюдателя; 3) обработка ответов; 4) сопоставление параметров стимулов с ответами и выявление закономерностей. Исследования механизмов зрительного восприятия характеризуются частым изменением методики опыта, вида стимулов, их параметров, способа обработки ответных реакций наблюдателя. Поэтому важно обеспечить возможность гибкой и быстрой модификации используемых аппаратно-программных средств в соответствии с меняющимися условиями экспериментов.

Разработанные нами программные модули реализованы с помощью средств Delphi в среде Windows, поскольку это широко распространенная операционная система, для которой разработаны многочисленные приложения, обеспечивающие удобство работы. В среде Windows взаимодействие программных и аппаратных модулей обеспечивают встроенные в систему обработчики событий. Однако Windows не является операционной системой реального времени, в любой момент компьютер под ее управлением может выполнять ряд служебных процессов. В результате, при необходимости точной синхронизации работы программы с оборудованием

<sup>1</sup> Работа поддержана грантом РФФИ 09-07-00336.