

Межрегиональная ассоциация
экспериментальной психологии

Московский институт психоанализа

ЛИЦО ЧЕЛОВЕКА: ПОЗНАНИЕ, ОБЩЕНИЕ, ДЕЯТЕЛЬНОСТЬ

Под редакцией

К. И. Ананьевой, В. А. Барабанщикова, А. А. Демидова

Москва
Когито-Центр
2019

УДК 159.9
ББК 88
Л 65

*Все права защищены. Любое использование материалов
данной книги полностью или частично
без разрешения правообладателя запрещается*

Редакционная коллегия:

*К. И. Ананьева (отв. ред.), В. А. Барабанщиков (отв. ред.), И. А. Басюл,
М. Л. Бутовская, А. А. Демидов (отв. ред.), Н. Б. Карабущенко,
Е. А. Никитина, В. А. Лабунская, Е. В. Соловьева, Л. И. Сурат,
А. Н. Харитонов*

Л 65 **Лицо человека: познание, общение, деятельность** / Отв. ред.
К. И. Ананьева, В. А. Барабанщиков, А. А. Демидов. — М.: Ко-
гито-Центр—Московский институт психоанализа, 2019. — 568 с.
ISBN 978-5-89353-572-3

УДК 159.9
ББК 88

Коллективная монография, подготовленная ведущими отечественными специалистами, посвящена обсуждению широкого круга вопросов, касающихся изучения лица человека. Лицо человека — уникальный феномен, возникающий на перекрестье природных и социокультурных детерминант и находящий свое отражение в различных сферах человеческого бытия и практики. Главные темы, которые затрагиваются в данном издании: исследование лица в контексте междисциплинарных связей и отношений, распознавание эмоциональных состояний и индивидуально-психологических качеств человека по выражению его лица, особенности межличностного восприятия в процессах социального взаимодействия, расовые и этнические детерминанты межличностного познания и др. Книга ориентирована на специалистов из различных областей научного знания и общественной практики, интересующихся феноменом человеческого лица.

© Московский институт психоанализа, 2019

ISBN 978-5-89353-572-3

Глава 40

ПЕРЦЕПТИВНАЯ КАТЕГОРИЗАЦИЯ, ЭФФЕКТ ПЕРЦЕПТИВНОГО ПРИТЯЖЕНИЯ И МЕЖРАСОВЫЕ РАЗЛИЧИЯ

А. В. Жегалло, К. И. Ананьева

В данной работе рассматриваются результаты решения дискриминационной АВХ-задачи на материале искусственно построенных переходных рядов между фотоизображениями натурщиков разных расовых типов. Анализ проводится в парадигме модели категориальной подстройки (category adjustment model, САМ). Первоначально данная модель была предложена для описания процессов пространственного восприятия (Huttenlocher, Hedges, Vevea, 2000). Оценивая положение объекта, наблюдатель выполняет оценку двух типов: дискретную, указывающую на принадлежность объекта к данной категории, и градуальную (fine grain), определяющую дистанцию до центра категории. При этом сам факт отнесения объекта к определенной категории приводит к тому, что оценка дистанции до центра категории корректируется в сторону уменьшения (т. е. приближения к центру категории).

Применение модели категориальной подстройки для анализа результатов решения АВХ-задачи (Roberson, Damjanovic, Pilling, 2007) предсказывает, что для пары различаемых изображений А и В частота ошибочных ответов $X=A$ и $X=B$ может значительно различаться. Если изображение В находится ближе к центру гипотетической семантической категории, чем изображение А, то частота ошибочных ответов $X=B$ будет выше, чем частота ошибочных ответов $X=A$, т. е. изображение, более близкое к центру категории, будет чаще выбираться в качестве ответа.

1 Работа выполнена в рамках госзадания Министерства науки и высшего образования РФ № 0159-2019-0009 «Многомерность познавательных процессов в общении».

Предположение о семантическом характере изучаемых категорий оставалось ключевым и в дальнейших исследованиях (Hanley, Roberson, 2011). В итоге была показана возможность имплицитного формирования в ходе эксперимента новых категорий, не имеющих вербального обозначения (Hendrickson, Carvalho, Goldstone, 2012).

В наших исследованиях (Барабанщиков, Жегалло, Королькова, 2016; Жегалло, 2015; Жегалло, Хозе, 2015) предполагается перцептивный характер категорий, используемых в модели категориальной подстройки, что снимает теоретические противоречия, возникшие в западных исследованиях, и открывает возможность непосредственной количественной оценки сходства изображения с гипотетическим перцептивным эталоном категорий.

Представления о перцептивном характере категорий получили развитие в ряде теоретических реконструкций и экспериментальных исследований, различным образом описывающих специфику категориальных эффектов.

В статье (Feldman, Griffiths, 2007) рассматривается байесовская модель восприятия речи, моделирующая эффект перцептивного притяжения. Авторами постулируется наличие рационального наблюдателя, использующего оптимальную стратегию распознавания акустических сигналов. Далее ставится вопрос выбора оптимальной стратегии. Доказывается, что в случае распознавания единственного сигнала его оптимальная оценка представляет собой взвешенную сумму слышимого звука и прототипа соответствующей фонетической категории. Если необходимо различать несколько сигналов, то оптимальная оценка представляет собой взвешенную сумму слышимого звука и прототипов альтернативных категорий. Вклад каждого из членов определяется уверенностью наблюдателя в принадлежности звука к той или иной категории. В результате звуки, близкие к прототипам категорий, будут восприниматься как еще более близкие к ним; перцептивное пространство будет «сжиматься» вблизи центров категорий и «растягиваться» на их периферии.

В работе (Moghaddam, Jebara, Pentland, 2000) предлагается модель, использующая для описания структуры лица разностные изображения. Вместо того чтобы обучаться формированию категорий на основании информации о «сырых» изображениях лица, модель отдельно запоминает интраперсональные (вариации выражения лица одного и того же человека) и интерперсональные (между разными людьми) различия. Такая стратегия облегчает задачу распознавания выражений лица. Модель, обученная на наборе стимулов, включаю-

ших изображения лиц своей и чужой расы (доля последних составляет 10% от обучающей выборки), действительно хуже решает задачу попарного визуального сравнения для изображений чужой расы (Balas, 2012).

Экспериментальное исследование, включающее на этапе тренировки разные варианты группировки обучающего стимульного материала (Bravo, Farid, 2012) показало, что формирование на этапе обучения эффективной категориальной структуры, включающей информацию о пределах вариативности категорий, облегчает последующее опознание объектов как относящихся к одной из изученных категорий.

В эксперименте (Leopold et al., 2001) применяется специальная методика конструирования стимульного материала. На основе полного множества изображений лиц, используемых в исследовании, конструируется усредненное лицо. Далее для каждого из изображений конструируется «анти-лицо», отклоняющееся от среднего выражения лица в противоположную сторону. В экспериментах адаптация к экспонируемому «анти-лицу» приводит к конфигурационному последствию, в результате чего изображение, представляющее собой морф среднего лица и целевого лица, соответствующего «анти-лицу», опознается как целевое лицо с большей вероятностью. В то же время предварительная экспозиция «анти-лица», соответствующего другому целевому лицу, ухудшает эффективность опознания.

В исследованиях (Rhodes, Jeffery, 2006) демонстрируется селективное последствие (aftereffect), более выраженное для оппозитивных пар изображений лиц. Механизм адаптивного кодирования предполагает наличие динамической адаптации к среднему уровню значений стимулов. Результатом действия механизмов адаптации является перцептивное последствие, наблюдаемое для простых сенсорных признаков (яркость, насыщенность, направление движения и т. п.). Предполагается, что аналогичные механизмы действуют в случае высокоуровневых (комплексных) стимулов. Предполагается также, что усредненное лицо, находящееся в центре гипотетического многомерного пространства, может выступать в качестве прототипа, относительно которого кодируются различия. Идентификация специфического индивидуального лица облегчает адаптацию к оппозитивному относительно центра пространства изображению. Это происходит за счет смещения нормы в направлении изображения первоначально демонстрируемого лица, тогда отклонения оппозитивного лица от нормы будут преувеличиваться.

Методика

В эксперименте 1 исследовалась эффективность различения переходных форм, построенных путем морфинга фотоизображений натурщиков северо-русского и южно-азиатского расовых типов. Предъявление изображений выполнялось в парадигме параллельно-последовательной АВХ-задачи с одновременным предъявлением дистракторов А и В, после которых следовала шумовая маска и далее — целевое изображение Х, совпадавшее либо с А, либо с В. Время экспозиции изображений составляет 1000 мс, маски — 750 мс. Предъявление изображений выполняется на 15" мониторе с разрешением 1024×768 пикселей, высота изображений — 200 пикселей. Каждый переходный ряд содержал 5 пар изображений, экспонируемых в 4 вариантах (АВА, АВВ, ВАА, ВАВ), повторяемых 2 раза, что давало 40 экспериментальных ситуаций (ЭС) на каждый из переходных рядов для каждого из участников, — всего 80 ЭС для каждого участника. В эксперименте участвовали студенты московских вузов, всего 96 человек — 15 мужчин, 81 женщина, средний возраст — 21,6 года.

В эксперименте 2 продолжалось изучение особенностей различения переходных форм между изображениями натурщиков разных расовых типов. В качестве стимульного материала использовались: переходный ряд между фотоизображениями двух натурщиков северорусского типа; переходный ряд между фотоизображениями двух натурщиков южноазиатского расового типа; четыре переходных ряда между фотоизображениями натурщиков северорусского и южноазиатского расовых типов. Стимульный материал создавался в отдельности с использованием опорных фотоизображений натурщиков-женщин (рисунок 1, 9–13) и натурщиков-мужчин (рисунки 2–7).

Предъявление изображений выполнялось в парадигме параллельно-последовательной АВХ-задачи. Время экспозиции изображений составляет 1000 мс, маски — 750 мс. Предъявление изображений выполняется на 15" мониторе с разрешением 1024×768 пикселей, высота изображений — 250 пикселей. Каждый переходный ряд содержал 5 пар изображений, экспонируемых в 4 вариантах (АВА, АВВ, ВАА, ВАВ), повторяемых 2 раза, что давало 40 экспериментальных ситуаций (ЭС) на каждый из переходных рядов для каждого из участников — всего 240 ЭС для каждого участника. Изучалась эффективность различения изображений в зависимости от расового типа наблюдателя. В эксперименте было получено 4 выборки участников:

1. Студенты московских вузов, всего 42 человека, 38 женщин, 4 мужчины, средний возраст 21,9 года; экспонировались переход-

- ные ряды, построенные на основе фотоизображений натурщиков-мужчин.
2. Студенты московских вузов, всего 47 человек, 36 женщин, 11 мужчин, средний возраст 21,8 года; экспонировались переходные ряды, построенные на основе фотоизображений натурщиков-женщин.
 3. Тувинцы – студенты ТувГУ, всего 38 человек, 24 женщины, 14 мужчин, средний возраст 19,7 года; экспонировались переходные ряды, построенные на основе фотоизображений натурщиков-мужчин.
 4. Тувинцы – студенты ТувГУ, всего 36 человек, 22 женщины, 14 мужчин, средний возраст 20,1 года; экспонировались переходные ряды, построенные на основе фотоизображений натурщиков-женщин.

Для каждой выборки участников, для каждого из предъявлявшихся переходных рядов анализировались: распределение точности решения для отдельных пар переходного ряда с проверкой отличия вида распределения от равномерного (критерий χ^2 Пирсона); распределение точности решения с расчетом величины d' (d' -prime) и 95-процентных доверительных интервалов. Расчет d' выполнялся с помощью пакета `rsuch` для среды статистической обработки R (R Core Team, 2015), расчет доверительных интервалов выполнялся на основе оценки дисперсии по (Gourevitch, Galanter, 1967); подсчет величины доверительных интервалов выполняется функцией `dprime.VAR`, определяемой как:

```
dprime.VAR <- function(Hits,FA,N) {
  VAR <- ((Hits*(1-Hits))/(N*(dnorm(qnorm(Hits))^2))) + ((FA*(1-FA))/(N*(dnorm(qnorm(FA))^2)))
  return (VAR)
}
```

Примечание: аргументы функции: Hits – пропорция правильных ответов, FA – пропорция ошибочных ответов, N – число проб.

Расчет асимметрии ошибочных ответов проводится следующим образом. Для каждой пары изображений (A, B) в переходном ряде рассчитывалась пропорция ошибочных ответов $Kerr = N_{err_B} - N_{err_A} / (N_{err_A} + N_{err_B})$. Здесь N_{err_A} – число ошибочно данных ответов $X=A$ в случае, когда на самом деле $X=B$; N_{err_B} – число ошибочно данных ответов $X=B$ в случае, когда на самом деле $X=A$. При условии, что степень трансформации изображения B больше, чем степень трансформации изображения A; значения пропорции $Kerr$, большие 0, указывают на предпочтительный выбор варианта

изображения, характеризующегося большей степенью геометрической трансформации, значения пропорции, меньшие 0, указывают на предпочтительный выбор варианта, характеризующегося меньшей степенью трансформации. Максимальный диапазон значений K_{err} – от -1 (в случае $N_{err_B}=0$ и $N_{err_A}>0$, т. е. ошибочные ответы только $X=A$) до 1 (в случае $N_{err_B}>0$ и $N_{err_A}=0$, т. е. ошибочные ответы только $X=B$). Дополнительно с помощью критерия χ^2 Пирсона проверяется значимость отличия пропорции N_{err_B}/N_{err_A} от 1 . Далее по тексту статьи и на рисунках отмечаются и описываются значения коэффициента асимметрии, для которых уровень значимости различий $p < 0,10$. Выбор столь либеральных критериев установления значимости различий обусловлен желанием наиболее полно описать обнаруживаемые тенденции в изменениях коэффициента асимметрии для разных пар переходного ряда.

Наличие различий между распределениями точности решения для русской и тувинской выборок проверялись с помощью критерия χ^2 Пирсона, сравнивались две таблицы 2×5 (число верных и ошибочных ответов при различении каждой из пар в переходном ряде). Различия между распределениями коэффициентов асимметрии для русской и тувинской выборок также проверялись с помощью критерия χ^2 Пирсона, сравнивались две таблицы 2×5 (число ошибочных ответов $X=A$ и число ошибочных ответов $X=B$ при различении каждой из пар в переходном ряде). Процедура проверки была реализована в среде статистической обработки R в соответствии с: Суходольский, 2006.

Результаты экспериментов

В эксперименте 1 для переходного ряда, построенного на основе фотоизображений натурщиков-женщин (рисунок 1), распределение точности решения значимо отличается от нормального; $\chi^2(4)=25,5$, $p < 0,001$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d-prime показывает, что точность решения значимо различается для пар изображений 1–2 и 3–4, 3–4 и 4–5. Для пары изображений 1–2 коэффициент асимметрии значимо меньше 0 ($-0,29$, $p < 0,001$); для пары 4–5 – на уровне тенденций больше 1 ($0,1$, $p = 0,09$); для пары 5–6 – значимо больше 0 ($0,29$, $p < 0,001$). Таким образом, изображение 1 можно рассматривать как ядерную область перцептивного эталона северорусского типа, изображение 6 – как ядерную область перцептивного эталона южноазиатского расового типа. Изображение 2 находится в области притяжения эталона северорусского типа; изображения 4 и 5 – в области притяжения эталона южноазиатского типа. Макси-

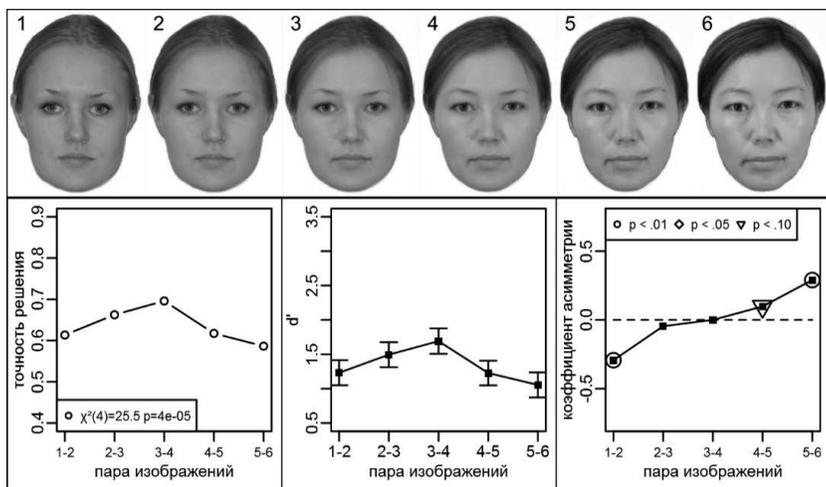


Рис. 1. Эксперимент 1. Стимульный материал: переходный ряд между фото-изображениями натурщиков-женщин северорусского и южноазиатского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов

мальная точность решения достигается для пар 2–3 и 3–4, для которых вклад асимметрии ошибочных ответов в снижение точности решения практически отсутствует.

Для переходного ряда, построенного на основе фотоизображений натурщиков-мужчин (рисунок 2), распределение точности решения значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=63,4$, $p<0,001$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает, что точность решения значимо различается для пар изображений 1–2 и 3–4, 2–3 и 3–4, 3–4 и 4–5, 4–5 и 5–6. Для пары изображений 1–2 пропорция ошибочных ответов значимо меньше 0 ($-0,21$, $p<0,001$); для пар 2–3 и 3–4 на уровне тенденций меньше 0 ($-0,12$, $p=0,06$; $-0,15$, $p=0,04$); для пары 4–5 – на уровне тенденций больше 1 ($0,11$, $p=0,09$); для пары 5–6 – значимо больше 1 ($0,29$, $p<0,001$). Таким образом, изображение 1 можно рассматривать как ядерную область перцептивного эталона северорусского типа, изображение 6 – как ядерную область перцептивного эталона южноазиатского расового типа. Изображения 2–3 находятся в области притяжения эталона северорусского типа; изображение 5 – в области притяжения эталона южноазиатского типа. Изображение 4 является перцептивно нейтральным, низкоаттрактивным. В паре с изображением 3 оно выбирается

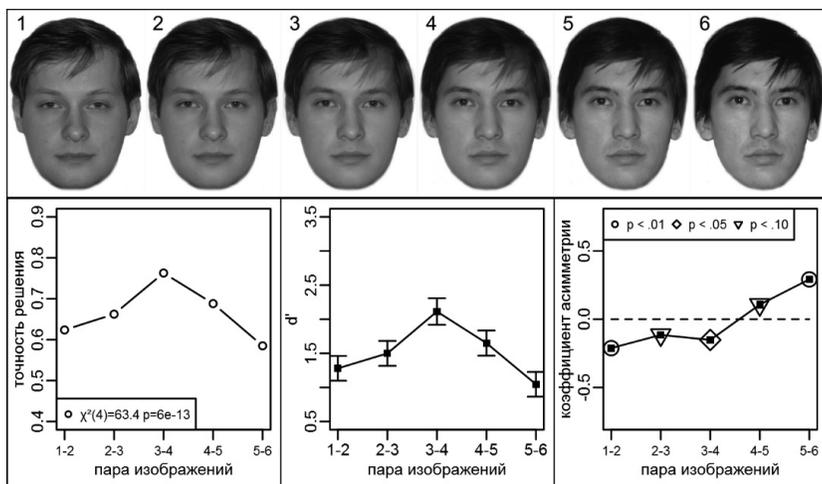


Рис. 2. Эксперимент 2. Стимульный материал: переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин северорусского и южноазиатского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов

ошибочно реже, чем треть; в паре с изображением 5 – выбирается ошибочно реже, чем пятое. Максимальная точность решения достигается для пары 3–4.

В эксперименте 2 каждый из переходных рядов использовался в дискриминационной АВХ-задаче с участием двух выборок испытуемых: русской и тувинской. На представленных далее рисунках распределение точности решения, распределение значений d' -prime и распределение коэффициентов асимметрии для русской выборки будут показаны сплошной линией, для тувинской выборки – пунктирной.

Для переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин северорусского типа распределение точности решения на русской выборке не отличается от равномерного; $\chi^2(4)=7,7$, $p=0,1$. На тувинской выборке наблюдаются значимые отличия от равномерного распределения; $\chi^2(4)=25,8$, $p<0,001$ (рисунок 3). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=10,8$, $p=0,03$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает достоверные различия в точности решения для пары изображений 4–5.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо ниже 0 для пар 1–2 ($-0,18$, $p=0,05$), 2–3 ($-0,25$, $p<0,01$), 3–4 ($-0,27$, $p<0,01$); для пары 5–6 –

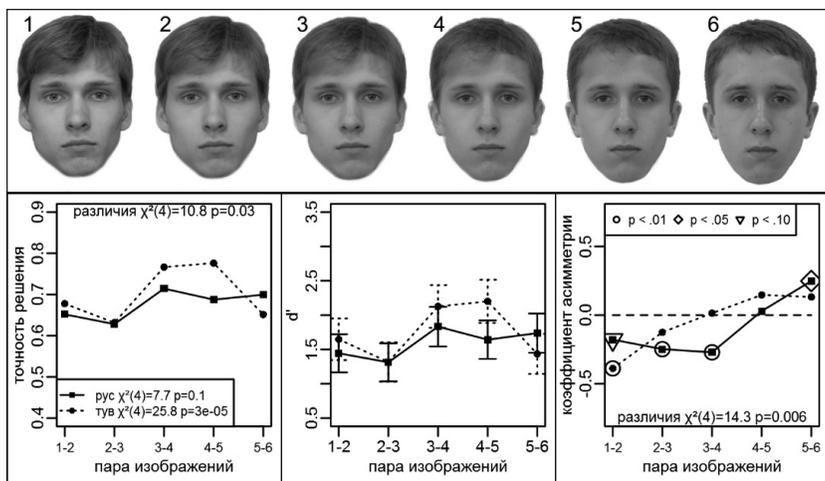


Рис. 3. Эксперимент 2. Стимульный материал: переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

значимо больше 0 (0,25, $p=0,01$). Для тувинской выборки для пары 1–2 значение коэффициента асимметрии значимо меньше 0 (–0,39, $p<0,01$). Различия между распределениями коэффициента асимметрии значимые; $\chi^2(4)=14,3$, $p=0,006$. Таким образом, для русской выборки изображения от 1 до 4 относятся к одной перцептивной категории, а 5 и 6 – к другой. Для тувинской выборки имеется единственная перцептивная категория, включающая изображения 1–2, оппозиционная к ней отсутствует. Наличие хорошо сформированных перцептивных категорий в случае русской выборки снижает эффективность различения изображений.

Для переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=18,2$, $p=0,001$. На тувинской выборке отличия от равномерного распределения не наблюдаются; $\chi^2(4)=2,7$, $p=0,6$ (рисунок 4). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=13,8$, $p=0,008$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает отсутствие достоверных различий.

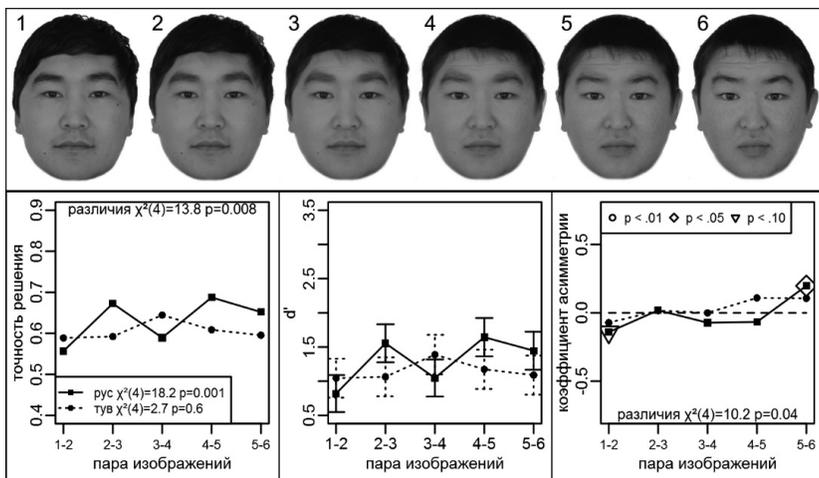


Рис. 4. Эксперимент 2. Стимульный материал: переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,14$, $p=0,08$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,20$, $p=0,03$). Для тувинской выборки значения коэффициентов асимметрии значимо от 0 не отличаются. Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=10,2$, $p=0,04$. Таким образом, для русской выборки имеются две слабовыраженные опозитные перцептивные категории 1–2 и 5–6. Для тувинской выборки перцептивные категории, выделяемые на основании анализа асимметрии ошибочных ответов, отсутствуют. Наблюдаемые для русской выборки отличия в распределении точности решения от равномерного (более высокая точность различения для пар 2–3 и 4–5) следует интерпретировать как связанные с физическими различиями между изображениями.

Для первого переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского типов типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=70,6$, $p<0,001$. На тувинской выборке распределение также значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=62,3$, $p<0,001$

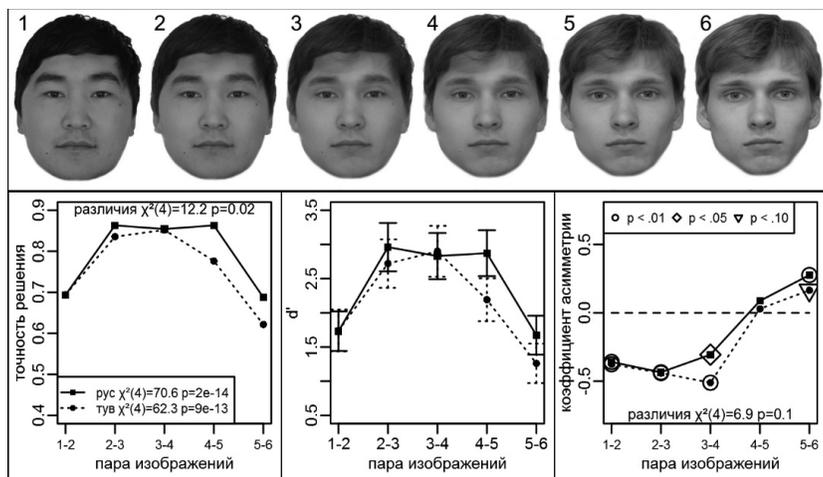


Рис. 5. Эксперимент 2. Стимульный материал: первый переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

(рисунок 5). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=12,2$, $p=0,02$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает значимые различия для пары 4–5.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,035$, $p<0,001$), 2–3 ($-0,44$, $p<0,01$), 3–4 ($-0,31$, $p=0,02$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,28$, $p<0,01$). Для тувинской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,38$, $p<0,001$), 2–3 ($-0,44$, $p<0,01$), 3–4 ($-0,51$, $p<0,001$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,16$, $p=0,08$). Различия между распределениями незначимы. Таким образом, для обеих выборок имеются идентичные оппозитные перцептивные категории, одна из которых включает изображения с 1 по 4, другая – 5 и 6. Наблюдаемые различия в точности решения могут быть объяснены особенностями перцептивной категоризации лишь частично (для пары 5–6 по отношению к паре 4–5, но не для пары 2–3 по отношению к паре 1–2).

Для второго переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского типов распределение

точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=57,2$, $p<0,001$. На тувинской выборке распределение также значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=59,2$, $p<0,001$ (рисунок 6). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=17,1$, $p<0,01$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d-prime показывает значимые различия для пары 3–4.

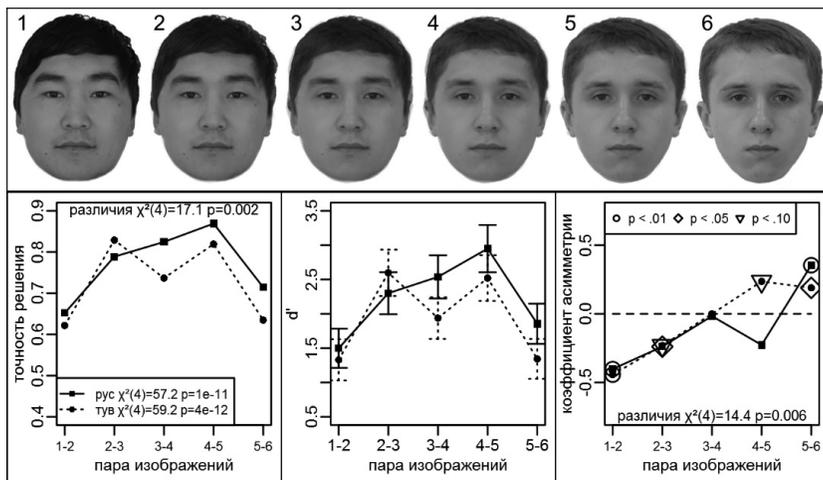


Рис. 6. Эксперимент 2. Стимульный материал: второй переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d-prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,40$, $p<0,001$) и 2–3 ($-0,24$, $p=0,04$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,35$, $p<0,001$). Для тувинской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,44$, $p<0,001$) и 2–3 ($-0,23$, $p=0,09$); значимо больше 0 для пар 4–5 ($0,24$, $p=0,08$) и 5–6 ($0,19$, $p=0,05$). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=14,4$, $p<0,01$. Таким образом, для русской выборки выделяются оппозитные перцептивные категории: с 1 по 3 изображение и с 5 по 6; для тувинской – с 1 по 3 и с 4 по 6. Наблюдаемые различия в точности решения могут быть полностью объяснены особенностями перцептивной категоризации.

Для третьего переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского типов распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=41,5$, $p<0,001$. На тувинской выборке распределение также значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=95,1$, $p<0,001$ (рисунок 7). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=14,9$, $p<0,01$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d -prime показывает значимые различия для пары 5–6.

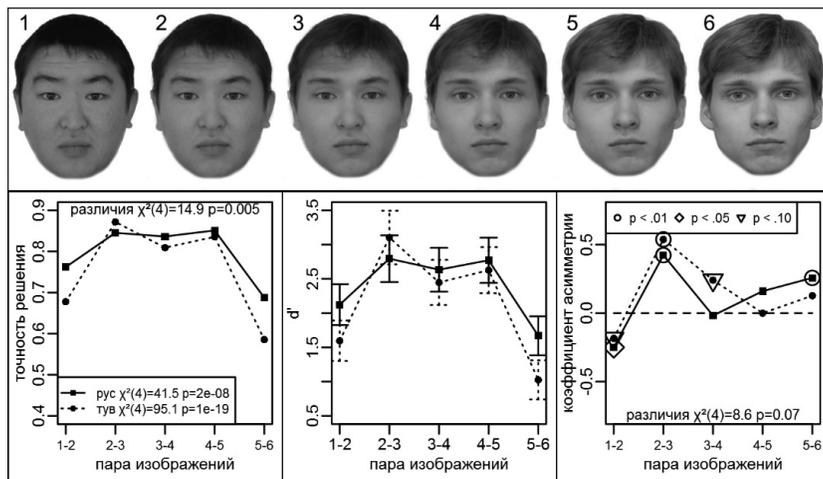


Рис. 7. Эксперимент 2. Стимульный материал: третий переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,25$, $p=0,03$); значимо больше 0 для пар 2–3 ($0,42$, $p<0,01$) и 5–6 ($0,26$, $p<0,01$). Для тувинской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,18$, $p=0,07$); значимо больше 0 для пар 2–3 ($0,54$, $p<0,001$) и 3–4 ($0,24$, $p=0,07$). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=8,6$, $p=0,07$. Таким образом, изображение 2 оказывается обладающим уникальными свойствами: оно реже выбирается ошибочно как при предъявлении в паре с из-

ображением 1, так и в паре с изображением 3. Эффект воспроизводится как для русской, так и для тувинской выборки. В то же время для пары изображений 2–3 на фоне высокой асимметрии ошибочных ответов наблюдается крайне высокая эффективность различения изображений. Можно предположить, что наблюдаемые аномалии в распределениях точности решения и асимметрии ошибочных ответов связаны со специфическими характеристиками переходных изображений, в частности артефактами морфинга в зоне лба.

Для четвертого переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского типов распределение точности решения на русской выборке значительно отличается от равномерного; $\chi^2(4)=10,0$, $p=0,04$. На тувинской выборке распределение также значительно отличается от равномерного; $\chi^2(4)=45,6$, $p<0,001$ (рисунок 8). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=15,3$, $p<0,01$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d-prime показывает значимые различия для пары 2–3.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значительно меньше 0 для пары

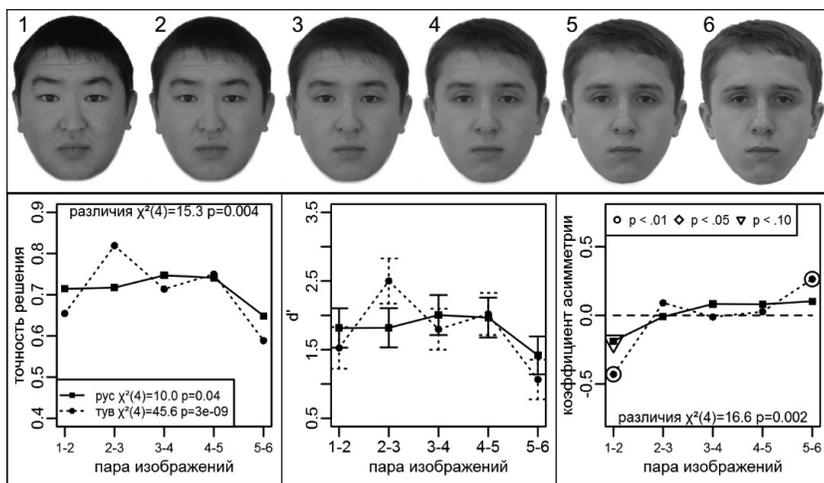


Рис. 8. Эксперимент 2. Стимульный материал: четвертый переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-мужчин южноазиатского и северорусского расовых типов. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d-prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской.

1–2 ($-0,19$, $p=0,07$). Для тувинской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,43$, $p<0,001$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,26$, $p<0,01$). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=16,6$, $p<0,01$. Таким образом, для тувинской выборки выделяются оппозитные перцептивные категории изображений: 1–2, с одной стороны, 5–6 – с другой. Для русской выборки остается лишь одна слабовыраженная перцептивная категория – изображения 1–2. Различия в точности распределения частично объясняются особенностями перцептивной категоризации. Аномально высокая точность различения изображений 2–3 для тувинской выборки требует дополнительных объяснений. Также требует объяснений отсутствие различий в точности различения изображений 5–6 для русской и тувинской выборок при значительных различиях коэффициента асимметрии.

Для переходного ряда между фотоизображениями натурщииков-женщин северорусского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=9,3$, $p=0,05$. На тувинской выборке распределение не отличается от равномерного; $\chi^2(4)=5,2$, $p=0,3$ (рисунок 9). Различия между распределениями зна-

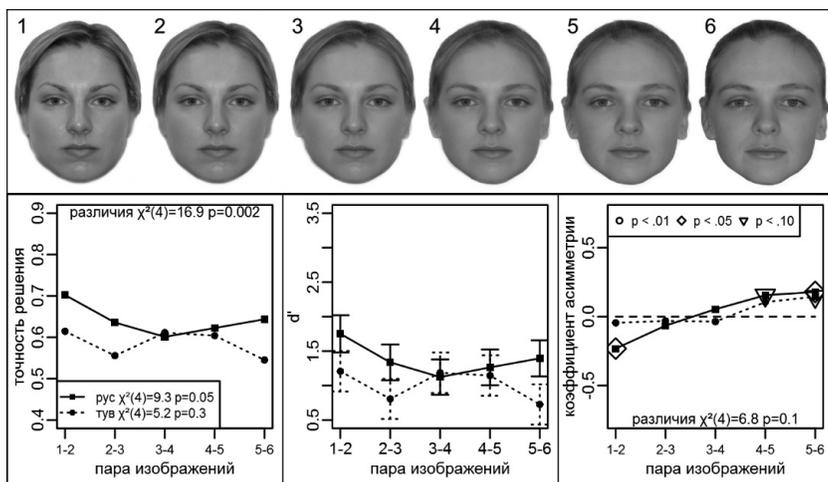


Рис. 9. Эксперимент 2. Стимульный материал: переходный ряд между фотоизображениями натурщииков-женщин северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

чимые; $\chi^2(4)=16,9$, $p<0,01$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d-prime показывает достоверные различия в точности решения для пар изображений 1–2, 2–3, 5–6.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,23$, $p=0,01$); значимо больше 0 для пар 4–5 ($0,16$, $p=0,06$) и 5–6 ($0,18$, $p=0,04$). Для тувинской выборки значения значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,14$, $p=0,09$). Различия между распределениями незначимые. Для русской выборки выделяются оппозитные перцептивные категории изображений: 1–2, с одной стороны, 5–6 – с другой. Для тувинской – только одна категория: изображения 5–6. Различия в точности распределения для русской выборки имеют аномальный вид (максимумы точности для крайних пар) и не могут быть объяснены особенностями перцептивной категоризации. Для тувинской выборки результаты для точности различения хорошо согласуются с результатами в части асимметрии ошибочных ответов.

Для переходного ряда между фотоизображениями натурщииков-женщин южноазиатского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=17,6$, $p=0,001$. На тувинской выборке распределение также отличается от равномерного; $\chi^2(4)=15,6$, $p<0,01$ (рисунок 10). Различия между распределениями незначимые; $\chi^2(4)=7,4$, $p=0,1$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d-prime показывает отсутствие достоверных различий в точности.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 1–2 ($-0,30$, $p<0,001$), 2–3 ($-0,18$, $p=0,04$), 3–4 ($-0,23$, $p<0,01$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,26$, $p<0,01$). Для тувинской выборки значения значимо больше 0 для пары 1–2 ($-0,20$, $p=0,03$), 2–3 ($-0,28$, $p<0,01$); значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,26$, $p=0,01$). Различия между распределениями незначимые. Для русской выборки выделяются оппозитные перцептивные категории изображений: 1–4, с одной стороны, 5–6 – с другой. Для тувинской – 1–3, с одной стороны, 5–6 – с другой. Различия в точности решения для обеих выборок не объясняются особенностями перцептивной категоризации.

Для 1-го переходного ряда между фотоизображениями натурщииков-женщин южноазиатского и северорусского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=36,9$, $p<0,001$. На тувинской выборке распределение также отличается от равномерного; $\chi^2(4)=26,6$, $p<0,001$ (рисунок 11).

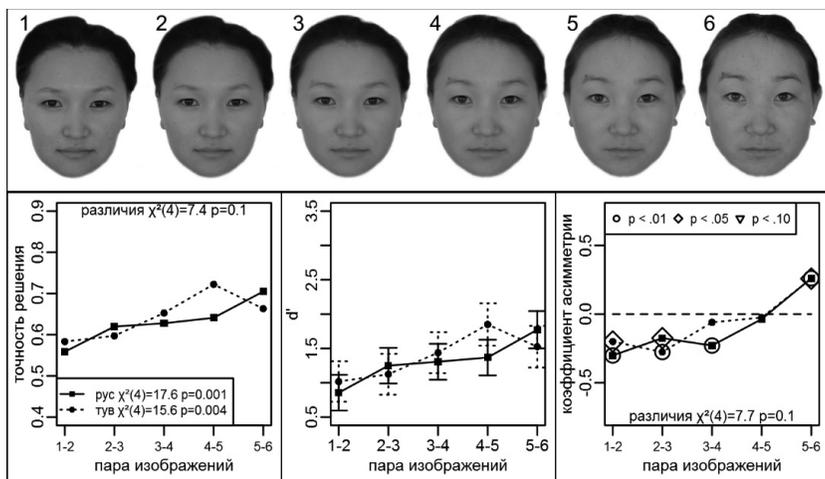


Рис. 10. Эксперимент 2. Стимульный материал: переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

Различия между распределениями незначимы; $\chi^2(4)=8,0$, $p=0,09$. Сопоставление 95%-доверительных интервалов для d' -prime показывает наличие различий в точности решения для пары изображений 2–3.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,18$, $p=0,04$) и 2–3 ($-0,17$, $p=0,08$). Для тувинской выборки значения значимо больше 0 для пар 1–2 ($-0,35$, $p<0,001$) и 2–3 ($-0,31$, $p=0,02$). Таким образом, для обеих выборок может быть выделена лишь одна из двух оппозитивных перцептивных категорий: изображения 1–3. Различия в точности решения для обеих выборок могут быть частично объяснены особенностями перцептивной категоризации.

Для второго переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=59,2$, $p<0,001$. На тувинской выборке распределение также отличается от равномерного; $\chi^2(4)=47,9$, $p<0,001$ (рисунок 12). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4)=19,9$, $p<0,001$. Со-

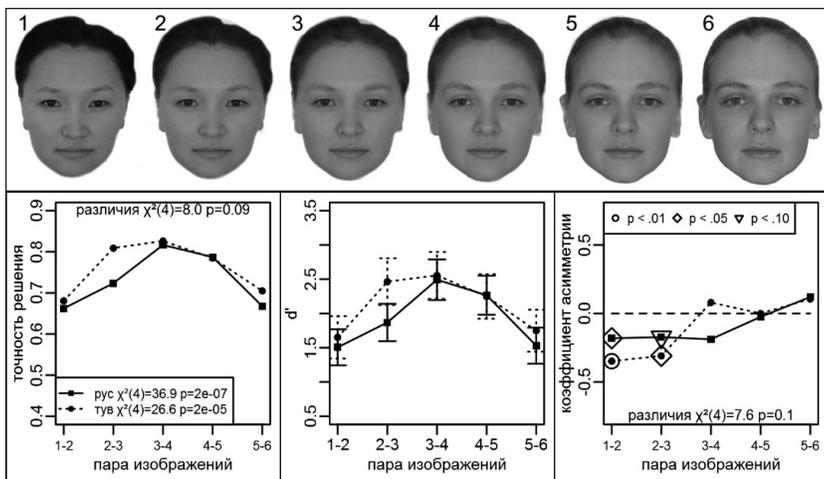


Рис. 11. Эксперимент 2. Стимульный материал: первый переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

поставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает наличие различий в точности решения для пары изображений 1–2. Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,42$, $p < 0,001$), 2–3 ($-0,46$, $p < 0,001$), 3–4 ($-0,23$, $p < 0,05$). Для тувинской выборки значения значимо меньше 0 для пар 1–2 ($-0,56$, $p < 0,001$) и 2–3 ($-0,39$, $p = 0,02$). Различия между распределениями значимы; $\chi^2(4) = 17,5$, $p < 0,01$. Таким образом, для обеих выборок может быть выделена лишь одна из двух оппозитивных перцептивных категорий: изображения 1, 2, 3, 4 – для русской выборки, изображения 1, 2, 3 – для тувинской. Различия в точности решения для обеих выборок в части низкой точности различения для пары изображений 1–2 могут быть объяснены особенностями перцептивной категоризации.

Для 3-го переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского типа распределение точности решения на русской выборке не отличается от равномерного; $\chi^2(4) = 7$, $p = 0,1$. На тувинской выборке распределение также не отличается от равномерного; $\chi^2(4) = 0,6$, $p = 1$ (рисунок 13). Разли-

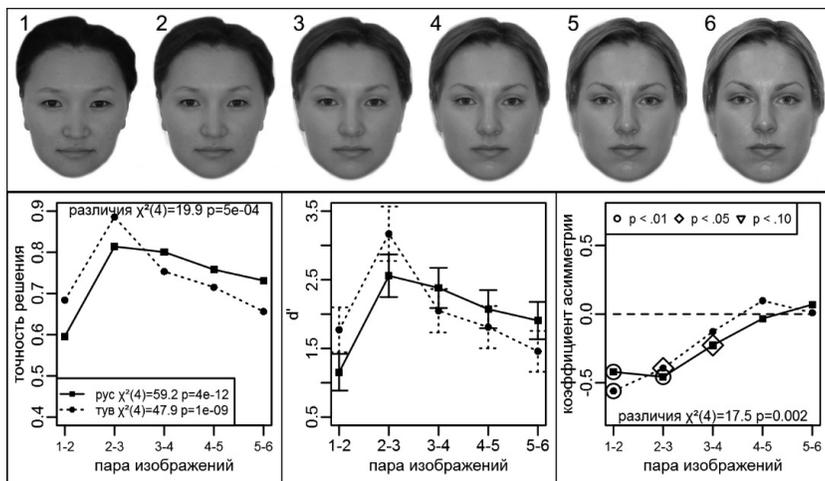


Рис. 12. Эксперимент 2. Стимульный материал: второй переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

чия между распределениями незначимые; $\chi^2(4)=5,5$, $p=0,2$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает отсутствие различий в точности решения для всех пар изображений.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо больше 0 для пары 5–6 (0,29, $p=0,001$). Для тувинской выборки значения значимо больше 0 для пары 5–6 (0,28, $p<0,01$). Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=9,9$, $p=0,04$. Таким образом, для обеих выборок может быть выделена лишь одна из двух оппозитивных перцептивных категорий: изображения 5–6. Различия в точности решения для обеих выборок хорошо согласуются с особенностями перцептивной категоризации.

Для 4-го переходного ряда между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского типа распределение точности решения на русской выборке значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=9,7$, $p=0,05$. На тувинской выборке распределение также значимо отличается от равномерного; $\chi^2(4)=34,9$, $p<0,001$ (рисунки 14). Различия между распределениями незначимые; $\chi^2(4)=7,2$,

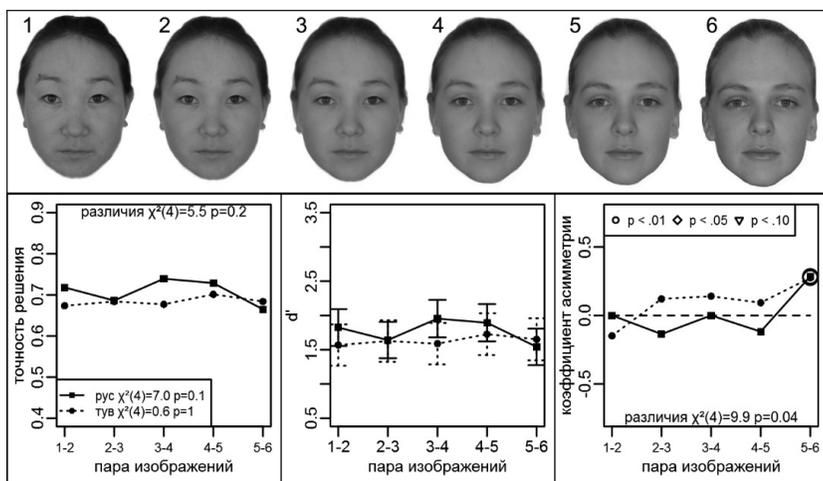


Рис. 13. Эксперимент 2. Стимульный материал: третий переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

$p=0,1$. Сопоставление 95%-х доверительных интервалов для d' -prime показывает отсутствие различий в точности решения для всех пар изображений.

Анализ для коэффициентов асимметрии показывает, что для русской выборки значения коэффициента значимо меньше 0 для пары 2–3 ($-0,20, p=0,05$), значимо больше 0 для пары 5–6 ($0,22, p=0,01$). Для тувинской выборки значимые отличия отсутствуют. Различия между распределениями значимые; $\chi^2(4)=13,2, p=0,01$. Различия в точности решения для обеих выборок не связаны с особенностями перцептивной категоризации.

Обсуждение результатов

Рассмотрим результаты проведенных экспериментов. Анализ в терминах наличия эффекта категориальности восприятия, т. е. различий в точности решения для разных пар в переходном ряду, предположительно связанных с разной категориальной принадлежностью изображений в ряду, проводится путем проверки на отличие рас-

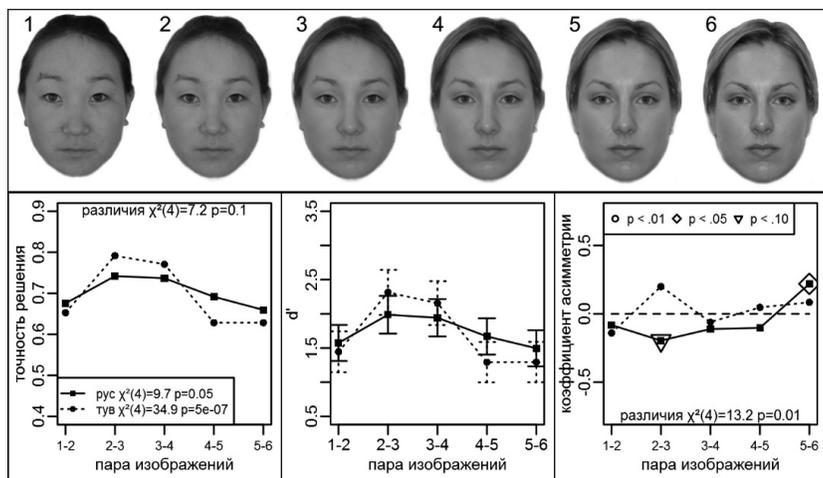


Рис. 14. Эксперимент 2. Стимульный материал: четвертый переходный ряд между фотоизображениями натурщиков-женщин южноазиатского и северорусского расового типа. Результаты: распределение точности решения, распределение значений d' -prime («усы» – 95%-е доверительные интервалы), распределение значений коэффициента асимметрии ошибочных ответов.

Примечание: сплошной линией указаны результаты для русской выборки, пунктиром – для тувинской

пределения от равномерного про критерию χ^2 и визуального контроля формы распределения. Ожидаемый максимум точности решения должен соответствовать центральным парам в переходном ряду, а для крайних в ряду пар точность решения дискриминационной задачи должна быть ниже. Отметка «да» в таблице 1 в столбце «Эффект категориальности восприятия» соответствует случаю, когда, согласно критерию χ^2 , распределение точности решения значимо отличается от равномерного, максимум точности решения достигается для центральных пар ряда и анализ для доверительных интервалов d' показывает, что точность решения в центре ряда и на его краях значимо различается. Отметка «слабый» соответствует случаю, когда, согласно критерию χ^2 , распределение отличается от равномерного, максимум точности решения соответствует центральным парам, но анализ на уровне доверительных интервалов d' не показывает значимых различий. Отметка «неклассический» означает, что, согласно критерию χ^2 , распределение отличается от равномерного, но его вид отличается от классического \wedge -образного паттерна.

Анализ в терминах асимметрии ошибочных ответов предполагает проверку того, что в крайних в переходном ряду парах в качестве ответов должны чаще выбираться опорные изображения, на основании которых строился переходный ряд. Для пары изображений 1–2 коэффициент асимметрии должен быть значимо меньше 1; для пары изображений 5–6 – значимо больше 1. В таком случае в колонке «асимметрия ошибочных ответов» проставляется отметка «да». Отметки «1–2» и «5–6» соответствуют случаям, когда значимые отличия наблюдаются только для одного из концов переходного ряда. В целом распределение асимметрии ошибочных ответов, в случае наличия двух «областей притяжения», соответствующих опорным изображениям, должно аппроксимироваться наклонной линией, принимая отрицательные значения в левой части переходного ряда и положительные – в правой части. Отметка «неклассический» соответствует случаю, когда вид распределения принципиально отличается от теоретически ожидаемого.

В эксперименте 1 для обоих переходных рядов между фотоизображениями, относящимися к разным расовым типам, наблюдается классический эффект категориальности восприятия и теоретически ожидаемый вид распределения асимметрии ошибочных ответов. Данную комбинацию можно считать опорным эталонным вариантом, с которым далее будут сопоставляться результаты эксперимента 2.

В эксперименте 2 для переходных рядов между натурщиками, относящимися к одному и тому же расовому типу, классический эффект категориальности восприятия не наблюдается. Асимметрия ошибочных ответов наблюдается для русской выборки испытуемых, но не для тувинской. Данные результаты показывают, что изучаемый эффект категориальности восприятия в данном эксперименте действительно связан с воспринимаемой расовой принадлежностью различаемых фотоизображений, а не их индивидуальными различиями. В то же время асимметрия ошибочных ответов может возникать как с опорой на ярко выраженную расовую принадлежность натурщиков, так и на их индивидуальные особенности.

Для переходных рядов между фотоизображениями натурщиков-мужчин разных расовых типов преимущественно наблюдается наличие эффекта категориальности. Исключение составляет четвертый переходный ряд. На выборке испытуемых-тувинцев для данного ряда наблюдались как наличие эффекта категориальности восприятия, так и асимметрия ошибочных ответов. Для русской выборки эффект категориальности восприятия отсутствовал, а асимметрия экспозиций имела место только на конце ряда, соответствующем натурщику южно-азиатского типа. Возможное объяснение данного

Таблица 1

Наличие эффекта категориальности восприятия
и асимметрии ошибочных ответов
для различных комбинаций стимульного материала
и типа выборки в эксперименте 2

Стимульный материал	Выборка	Эффект категориальности восприятия	Асимметрия ошибочных ответов
Муж СЕ-СЕ	Русская	нет	да
	Тувинская	слабый	1–2
Муж ЮА-ЮА	Русская	неклассический	да
	Тувинская	нет	нет
Муж ЮА-СЕ 1	Русская	да	да
	Тувинская	да	да
Муж ЮА-СЕ 2	Русская	да	да
	Тувинская	да	да
Муж ЮА-СЕ 3	Русская	да	неклассический
	Тувинская	да	неклассический
Муж ЮА-СЕ 4	Русская	слабый	1–2
	Тувинская	да	да
Жен СЕ-СЕ	Русская	неклассический	да
	Тувинская	нет	нет
Жен ЮА-ЮА	Русская	неклассический	да
	Тувинская	неклассический	да
Жен ЮА-СЕ 1	Русская	да	5–6
	Тувинская	да	5–6
Жен ЮА-СЕ 2	Русская	да	5–6
	Тувинская	да	5–6
Жен ЮА-СЕ 3	Русская	нет	1–2
	Тувинская	нет	1–2
Жен ЮА-СЕ 4	Русская	слабый	1–2
	Тувинская	да	нет

результата состоит в значительном сходстве геометрических и цветовых характеристик опорных изображений. Для тувинской выборки различий между изображениями оказалось достаточно для формирования полноценных эффектов, для русской — переходный ряд, предположительно, воспринимался как ряд между двумя изображениями индивидов, безотносительно к их расовой принадлежности. В третьем переходном ряду для обеих выборок наблюдается классический эффект категориальности восприятия, но распределение асимметрии ошибочных ответов имеет нестандартный вид. Данный результат может быть объяснен наличием в переходном ряду трех перцептивных прототипов — изображений 1, 3 и 6. Помимо концов переходного ряда, одно из промежуточных изображений для участников эксперимента оказалось имеющим «собственную индивидуальность» и большую «силу перцептивного притяжения» по сравнению с одним из соседей.

Для переходных рядов между фотоизображениями натурщииков-женщин разных расовых типов наличие эффекта категориальности восприятия наблюдается для двух рядов из четырех. Сопоставление визуальных характеристик стимульного материала показывает, что эффект отсутствует для рядов, в которых высоко геометрическое сходство между опорными изображениями. Практически идеально овальные опорные изображения представляют собой результат радикальной ретуши волос на оригинальных фотоизображениях. Здесь следует отметить, что в силу технических особенностей процедуры, морфинг оригинальных фотоизображений с большим объемом причесок приводит к возникновению артефактов. В силу гендерных особенностей объем вмешательства в оригинальные фотоизображения натурщииков-женщин был большим, чем в случае натурщииков-мужчин.

При подготовке стимульного материала для эксперимента 2 всего было использовано 8 оригинальных фотоизображений: 4 — натурщииков-мужчин, 4 — натурщииков-женщин. Каждое из опорных фотоизображений было использовано для построения трех переходных рядов: одного — внутрирасового и двух — межрасовых. Таким образом, у нас появляется возможность анализа показателя асимметрии ошибочных ответов для опорных изображений, комбинируемых с разными оппозитивными изображениями.

Проведенное сопоставление (таблица 2) показывает, что наличие асимметрии ошибочных ответов сложным образом зависит как от наблюдателя (типа выборки), так и от оппозитивного изображения, используемого для построения переходного ряда. Дальнейшие исследования здесь должны быть направлены на поиск количественных

Таблица 2

Численная величина асимметрии ошибочных ответов для каждого из опорных фотоизображений в сопоставлении с различными оппозитными опорными изображениями

Фото	Внутрирасовый	Межрасовый 1	Межрасовый 2
Муж СЕ1	рус $-0,18, 0,05$ тув $-0,39, 0,0001$	рус $0,28, 0,005$ тув $0,16$ нз	рус $0,26, 0,008$ тув $0,13$ нз
Муж СЕ2	рус $0,25, 0,01$ тув $0,13$ нз	рус $0,35, 0,0005$ тув $0,19, 0,05$	рус $0,10$ нз тув $0,26, 0,003$
Муж ЮА1	рус $-0,14$ нз тув $-0,07$ нз	рус $-0,36, 0,0003$ тув $-0,38, 0,0003$	рус $-0,40 < 0,0001$ тув $-0,44 < 0,0001$
Муж ЮА2	рус $0,20, 0,03$ тув $0,11$ нз	рус $-0,25, 0,03$ тув $-0,18$ нз	Рус $-0,19$ нз тув $-0,43 < 0,0001$
Жен СЕ1	рус $-0,23, 0,01$ тув $-0,04$ нз	рус $0,12$ нз тув $0,11$ нз	рус $0,29, 0,001$ тув $0,28, 0,008$
Жен СЕ2	рус $0,18, 0,04$ тув $0,14$ нз	рус $0,07$ нз тув $0,01$ нз	рус $0,22, 0,01$ тув $0,08$ нз
Жен ЮА1	рус $-0,30, 0,0001$ тув $-0,20, 0,03$	рус $-0,18, 0,04$ тув $-0,35, 0,0008$	рус $-0,42 < 0,0001$ тув $-0,56 < 0,0001$
Жен ЮА2	рус $0,26, 0,006$ тув $0,26, 0,01$	рус 0 нз тув $-0,15$ нз	рус $-0,08$ нз тув $-0,14$ нз

Примечание: Для русской и тувинской выборок приведены значения коэффициента асимметрии и р-уровни значимости, указывающие на наличие асимметрии.

мер сходства между изображениями и предикторов, определяющих степень предпочтения одного из оппозитных изображений.

Резюмируя полученные результаты, можно сделать следующие выводы.

1. Эффект категориальности восприятия на исследованном стимульном материале (переходных рядах между фотоизображениями различных натурщиков) обусловлен в первую очередь их разной расовой принадлежностью. Дополнительным фактором, приводящим к исчезновению эффекта категориальности, является сходство геометрических характеристик опорных изображений.
2. Асимметрия ошибочных ответов, по крайней мере на исследованном материале, является самостоятельным эффектом, определяемым перцептивным сходством/различием оппозитных опорных изображений. Наличие выраженной асимметрии ошибочных ответов по краям переходного ряда и снижение точности решения дискриминационной задачи на краях ряда не связаны взаимно однозначным образом.

Литература

- Барабанщиков В. А., Жегалло А. В., Королькова О. А.* Перцептивная категоризация выражений лица. М.: Когито-Центр, 2016.
- Жегалло А. В.* К проблеме изучения категориальности восприятия эмоциональных экспрессий // Обучение и развитие: современная теория и практика: Материалы XVI Международных чтений памяти Л. С. Выготского. Москва, 16–20 ноября 2015 г. Т. 1. С. 514–518.
- Жегалло А. В., Хозе Е. Г.* Индуцированные эмоциональные экспрессии: реконструкция перцептивных категорий // Экспериментальная психология. 2015. Т. 8. № 4. С. 30–44.
- Суходольский Г. В.* Математическая психология. Харьков: Гуманитар. центр, 2006.
- Balas B. J.* Bayesian face recognition and perceptual narrowing in face-space // *Developmental Science*. 2012. V. 15. № 4. P. 579–588.
- Bravo M. J., Farid H.* Task demands determine the specificity of the search template // *Attention, Perception & Psychophysics*. 2012. V. 74. № 1. P. 124–131.
- Duffy S., Huttenlocher J., Hedges L. V., Crawford L. E.* Category effects on stimulus estimation: Shifting and skewed frequency distributions // *Psychonomic Bulletin & Review*. 2010. V. 17. № 2. P. 224–230.
- Feldman N. H., Griffiths T. L.* A rational account of the perceptual magnet effect // *Proceedings of the 29th Annual Conference of the Cognitive Science Society*. Nashville, TN, 2007.
- Gourevitch V., Galanter E.* A significance test for one parameter isosensitivity functions // *Psychometrika*. 1967. V. 32. P. 25–33.
- Hanley R., Roberson D.* Categorical perception effects reflect differences in typicality on within-category trials // *Psychonomic Bulletin Review*. 2011. V. 18. № 2. P. 355–363.
- Hendrickson A. T., Carvalho P. F., Goldstone R. L.* Going to extremes: The influence of unsupervised categories on the mental caricaturization of faces and asymmetries in perceptual discrimination // *Proceedings of the Thirty-Forth Annual Conference of the Cognitive Science Society*. Sapporo, Japan: Cognitive Science Society, 2012. P. 1662–1667.
- Huttenlocher J., Hedges L. V., Vevea J. L.* Why do categories affect stimulus judgment? // *Journal of Experimental Psychology: General*. 2000. V. 129. № 2. P. 220–241.
- Leopold D., O'Toole A., Vetter T., Blanz V.* Prototype-referenced shape encoding revealed by high-level aftereffects // *Nature neuroscience*. 2001. V. 4. № 1. P. 89–94.
- Moghaddam B., Jebara T., Pentland A.* Bayesian face recognition // *Pattern Recognition*. 2000. V. 33. P. 1771–1782.