

**ФИЗИОЛОГИЯ ВЫСШЕЙ НЕРВНОЙ (КОГНИТИВНОЙ)
ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ЧЕЛОВЕКА**

УДК 612.821

**РОЛЬ ВНИМАНИЯ В ОПОЗНАНИИ ПЕРИФЕРИЙНЫХ СТИМУЛОВ
В ОДИНАРНОЙ И ДВОЙНОЙ ЗАДАЧАХ**

© 2021 г. В. М. Бондарко^{1,*}, М. В. Данилова¹, С. Д. Солнушкин¹, В. Н. Чихман¹

¹ Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт физиологии им. И.П. Павлова
Российской академии наук, Санкт-Петербург, Россия

*e-mail: vmbond@gmail.com

Поступила в редакцию 19.10.2020 г.

После доработки 10.01.2021 г.

Принята к публикации 02.03.2021 г.

В психофизических экспериментах исследовали влияние внимания на опознание периферийных изображений в присутствии дистракторов при выполнении одинарной и двойной задач. Тестами служили низкоконтрастные кольца Ландольта размером 1.5 угл. град. с разной ориентацией, предъявляемые на 40 мс при эксцентриситете 13.2 угл. град. справа и слева от точки фиксации. Дистракторами являлись аналогичные кольца Ландольта или сплошные кольца без разрыва. Дистракторы всегда располагались между тестом и точкой фиксации. Расстояние между центрами тестов и дистракторов варьировали от 2.2 до 13.2 угл. град. Одни и те же наблюдатели выполняли одинарную задачу (опознание только теста) и двойную (опознание и теста, и дистрактора). Ухудшение опознания выявлено на всех расстояниях до дистракторов в обеих задачах, более сильное для дистракторов колец Ландольта. Анализ неправильных ответов опознания теста показал, что в большинстве случаев наблюдатель называл ориентацию дистрактора. Незначительное ухудшение при выполнении двойной задачи по сравнению с одинарной свидетельствует об одинаковом распределении внимания на всем участке предъявления стимулов в обеих задачах, а случайные ошибки и большее влияние дистрактора той же формы подтверждают теорию Treisman и Gelade (Treisman, Gelade, 1980) об интеграции признаков в зоне внимания.

Ключевые слова: опознание, внимание, периферия, двойная задача, краудинг-эффект, кольца Ландольта, определение ориентации

DOI: 10.31857/S0044467721050038

ВВЕДЕНИЕ

Внимание является важным аспектом зрительного восприятия и одним из важнейших факторов успешной деятельности в информационно насыщенных средах. Направленное внимание может предотвратить ошибки восприятия, а рассеянное приводит к погрешности операторов в сложной зрительной обстановке. Однако даже простые сцены могут привести к ухудшению восприятия, особенно при дефиците времени. Примером этому может служить краудинг-эффект — ухудшение восприятия тестов при близком расположении других объектов (дистракторов).

Краудинг-эффект. Опубликованная в последние годы литература, посвященная этому явлению, чрезвычайно обширна. Обзоры дают подробное представление о современном

состоянии дел (Flom, 1991; Levi, 2008; Manassi, Whitney, 2018; Pelli, Tillman, 2008; Sayim, Wagemans, 2017; Strasburger, 2019; Strasburger et al., 2011; Whitney, Levi, 2011; Yildirim et al., 2020). Краудинг-эффект характеризуется двумя параметрами: размером зоны взаимодействия между тестами и дистракторами и амплитудой ухудшения опознания в присутствии дистракторов по сравнению с опознанием изолированных тестов (Pelli, Tillman, 2008). Для периферийного предъявления зрительных стимулов Герман Боума (Booma, 1970) первым определил размер зоны взаимодействия (или критическое расстояние) между тестом и дистрактором как половину эксцентриситета тестового стимула. О незначительных отклонениях от правила Боума сказано в

обзорах последующих исследований (Pelli et al., 2004; Strasburger et al., 2011).

Для объяснения этого феномена рассматриваются различные гипотезы, среди которых необходимо упомянуть гипотезы об интеграции признаков тестов и дистракторов в зоне взаимодействия (Pelli et al., 2004) и пространственного замещения теста дистрактором (Strasburger et al., 1991). Эти гипотезы по большей части основаны на более ранних моделях интеграции признаков Волфорда (Wolford, 1975) и Тризман и Гелада (Treisman, Gelade, 1980). Их модели часто учитывают в современных публикациях для объяснения взаимодействий в задачах краудинг-эффекта и латеральной маскировки, мгновенного выделения объектов из окружения (pop-out) и зрительного поиска (Harrison, Vex, 2015; Huckauf, Heller, 2002a, 2002b; Pelli et al., 2004; Poder, Wagemans, 2007; Popple et al., 2006; Strasburger et al., 2011). Модель Wolford (1975) была разработана для объяснения источников ошибок в случаях кратковременного предъявления букв в разных частях поля зрения при условии предоставления наблюдателем полного отчета и предполагает смешивание признаков на фиксированных расстояниях между объектами. Модель избирательного внимания Treisman и Gelade (Treisman, Gelade, 1980) является более общей и может применяться к более широким классам объектов и сенсорных измерений и не ограничивает зону интеграции признаков, которая определяется условиями эксперимента. В отличие от Волфорда, Тризман и Геладе связывают смешивание признаков с вниманием.

Краудинг-эффект и внимание. Согласно модели Тризман и соавт. (Treisman, Gelade, 1980; Treisman, Gormican, 1988), критическая зона, в которой происходит смешивание признаков, не имеет заранее установленного размера, а зависит от экспериментальной процедуры и типа стимулов, определяется тем, куда направлено внимание. В некоторых работах показано (см. Pelli, Palomares, Majaj, 2004), что влияние дополнительных объектов в краудинг-эффекте сказывается на больших расстояниях, чем 0.5 эксцентриситета. Pelli и соавт. (Pelli et al., 2004) связали увеличенные зоны с влиянием внимания, так как в этих исследованиях от наблюдателя требовалось представить отчет сразу о нескольких зрительных объектах.

Ряд авторов предложили для объяснения краудинг-эффекта гипотезы, которые обра-

щаются непосредственно к пространственному вниманию. Одна из гипотез объясняет краудинг-эффект функционированием избирательного внимания. Шенг Хе и соавт. (He et al., 1996) вводят в рассмотрение такое понятие, как разрешение (или разрешающая способность) внимания, и предполагают, что при каждом эксцентриситете есть области определенного размера, соответствующие охвату избирательного внимания. Краудинг-эффект является результатом невозможности направить внимание на тестовый объект, если дистракторы предъявляются в пределах критического расстояния в этой области. Это влияние особенно выражено при периферическом предъявлении стимулов, где дополнительные зрительные объекты интерферируют с тестовым изображением, нарушая фокусировку внимания, необходимую для опознания стимула (Levi, 2008; Strasburger, 2005; Whitney, Levi, 2011). В результате может происходить как смешивание признаков объектов, так и их усреднение (Intriligator, Cavanagh, 2001; Parkes et al., 2001).

Настоящее исследование. Мы изучали влияние внимания на опознание периферических тестов в присутствии дополнительных объектов в случае простых зрительных сцен. Внимание перераспределялось с помощью различных инструкций. В одной серии наблюдателя просили опознать только стимул, предъявляемый на периферии вместе с дистрактором, в другой необходимо было опознать как тест, так и дистрактор. Первая задача — одинарная — классически используется при изучении краудинг-эффекта. Вторая — двойная — заставляла наблюдателя распределять внимание на все предъявляемые объекты. В качестве тестовых стимулов использовали кольца Ландольта большого размера и низкого контраста с разной ориентацией, а в качестве дистракторов — или аналогичные кольца Ландольта, или сплошные кольца без разрыва, отстоящие на различных расстояниях от теста вплоть до точки фиксации.

Цель предлагаемого исследования заключается в сравнении результатов выполнения одинарной и двойной задач при предъявлении одних и тех же тестовых стимулов в присутствии дистракторов. Сопоставление размеров зон взаимодействия между тестами и дистракторами, а также анализ ошибочных ответов при выполнении обеих задач позволяет предположить, как внимание влияет на опознание тестов в присутствии дистракто-

ров, а также сравнить нашу задачу с известным краудинг-эффектом и сделать выводы о роли внимания в механизмах краудинг-эффекта.

Ранее в нашем исследовании (Бондарко и др., 2018) мы также сравнивали выполнение одинарной и двойной задач, но в других условиях наблюдения. Дистракторы и тесты в половине случаев при большом расстоянии между ними предъявляли в разных полуполях зрения. Были получены схожие зависимости опознания в двух задачах. Максимальное ухудшение восприятия наблюдалось для дистракторов той же формы при минимальном и максимальном расстоянии между изображениями, близком к удвоенному эксцентриситету стимула. Последнее обстоятельство могло быть вызвано тем, что наблюдатель не мог точно определить, какое из двух изображений является тестом. Поэтому эту экспериментальную ситуацию нельзя было с полной уверенностью отнести к изучению краудинг-эффекта. В настоящем исследовании тесты и дистракторы предъявлялись в одном и том же полуполе зрения, а максимальное расстояние между ними было равно эксцентриситету теста. Для выполнения двойной задачи в условиях короткого предъявления и неопределенности места появления теста необходимо распределять внимание не только между тестом и дистракторами, но и на всю область возможного появления стимулов (см. Методику). Для выполнения одинарной задачи достаточно распределять внимание только между двумя положениями на экране, где может появиться тест. Близость полученных характеристик в обеих задачах свидетельствует об одинаковой роли внимания в их выполнении, а большее воздействие дистракторов, аналогичных по форме тестам, подтверждает справедливость модели Treisman и Gelade (Treisman, Gelade, 1980) о смещении признаков изображений в зоне внимания.

МЕТОДИКА

Наблюдатели. В экспериментах приняли участие трое наблюдателей (S1, S2 и S3) с нормальной остротой зрения, не знакомых с целью исследования, но ранее участвовавших в подобных экспериментах (Бондарко и др., 2018). В анамнезе у них не было каких-либо офтальмологических и неврологических заболеваний, возраст участников от 50 до 60 лет. Исследование было одобрено Эти-

ческим комитетом СПбГУ. Наблюдатели дали письменное согласие на участие в экспериментах и опубликование их данных.

Аппаратура. Стимулы предъявляли на экране монитора Diamond Plus 230SB с размером экрана 22", разрешением 1024 × 768 пикселей, частотой вертикальной развертки 100 Гц. Для калибровки монитора применяли фотометр JETI. Яркость экрана была равна 40 кд/м².

Стимулы. В качестве тестов использовали стандартные кольца Ландольта низкого контраста с разрывом в четырех ориентациях (справа, слева, внизу и вверху, рис. 1). Толщина линий и величина разрыва равнялись 1/5 диаметра кольца, равного 1.5 угл. град. Дистракторами были или аналогичные кольца Ландольта, или сплошные кольца без разрыва такого же размера. Стимулы предъявлялись случайным образом справа или слева от точки фиксации (ТФ), находящейся в центре экрана. Расстояние от ТФ до тестов равнялось 13.2 угл. град. Дистракторы были расположены между тестом и точкой фиксации и предъявлялись одновременно с тестом. Минимальное расстояние между центрами тестов и дистракторов равнялось 2.2 угл. град., максимальное – 13.2 угл. град., шаг изменения расстояний был равен 2.2 угл. град. При расстоянии 13.2 угл. град. дистрактор находился в центре экрана.

Для выравнивания видимости тестов и дистракторов в предварительных экспериментах для всех наблюдателей определяли индивидуальную контрастную чувствительность для разных эксцентриситетов при фиксированном размере стимула величиной 1.5 угл. град. (см. (Бондарко и др., 2014)). Для измерения контрастных порогов применяли процедуру четырехальтернативного вынужденного выбора и метода лестницы 3:1, что соответствует уровню 79.4% правильных ответов на психометрической функции (Wetherill, Levitt, 1965). В основных сериях экспериментов контраст для каждого эксцентриситета на промежуточных расстояниях (где пороги не были измерены) находили, используя линейную аппроксимацию. Тест и дистракторы предъявлялись с контрастом в 1.2 раза выше порогового уровня, потому что в присутствии дистракторов при пороговых контрастах ответы наблюдателей были случайными.

Процедура. Наблюдателю была дана инструкция смотреть в центр экрана, где на 100 мс

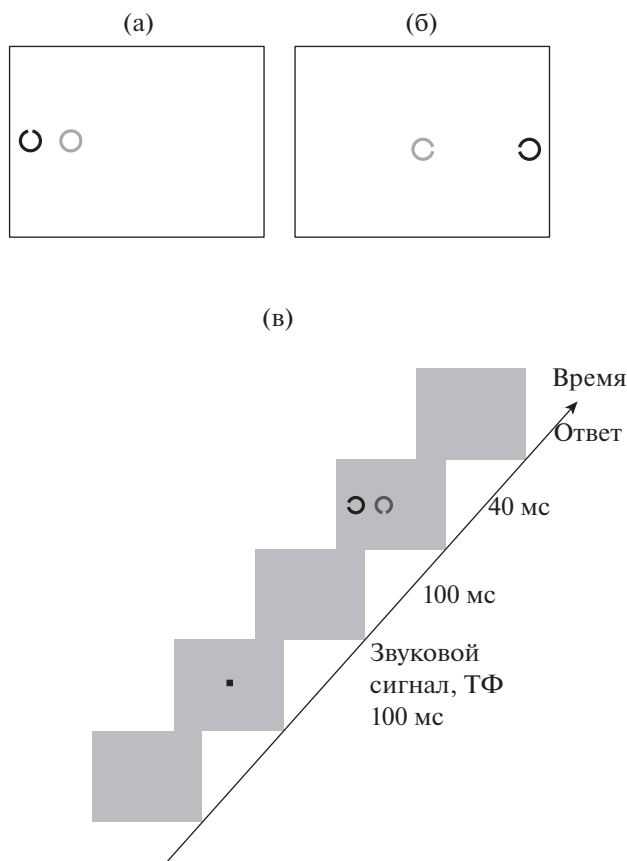


Рис. 1. Примеры изображений, использованных в исследовании. (а) – тестовое кольцо Ландольта расположено слева от точки фиксации (ТФ), правее него – дистрактор – кольцо без разрыва с более низким контрастом; (б) – тестовое кольцо Ландольта справа от ТФ, а в центре экрана – дистрактор в виде кольца Ландольта меньшего контраста. (в) – последовательность смены изображений во времени. На рисунках контрасты и размеры изображений показаны схематично.

Fig. 1. Examples of the stimuli used in study. (а) – The test Landolt C is located to the left from the fixation point (FP) with a flanking ring of the lower contrast. (б) – The test Landolt C is located to the right from fixation with a flanking Landolt C of the lower contrast. (в) – The time sequence of the stimuli presentation. In the figures, the contrasts and sizes of the images are shown schematically.

появлялась ТФ вместе со звуковым сигналом. Через 100 мс после исчезновения ТФ появлялись стимулы. Время предъявления стимулов составляло 40 мс. Движения глаз не контролировались, но при такой короткой экспозиции наблюдатели не успевали переводить взор на тест. Они не могли это сделать и заранее, поскольку тест появлялся случайным образом справа или слева от ТФ. Ритм появле-

ния изображений на экране задавал сам наблюдатель: после его ответа следующее предъявление осуществлялось через 1 с. Стимуляция была бинокулярной с расстояния 57 см до экрана. При таком расстоянии размер экрана был равен 39×29 угл. град.

Тесты и дистракторы в виде колец Ландольта предъявляли псевдослучайным образом, чтобы обеспечить одинаковое количество предъявлений в каждой из четырех ориентаций при разных шести расстояниях. В таком же количестве в качестве дистракторов появлялись и кольца без разрыва. Изолированное тестовое кольцо Ландольта предъявляли столько же раз, как и тестовое кольцо с дистракторами при фиксированных расстояниях. Таким образом, в одном опыте было $2 \times 2 \times 4 \times 4 \times 7 = 448$ предъявлений стимулов (2 полуполя зрения, 2 дистрактора, 4×4 пар ориентаций, 6 расстояний и изолированный тест).

Проведено две серии экспериментов, которые отличались инструкцией наблюдателю. Инструкция предназначалась для изменения распределения внимания в поле зрения во время выполнения основной задачи. В первой серии наблюдатель определял только ориентацию теста, для ответа нажимая на клавиатуре одну из четырех клавиш-стрелок. Во второй серии наблюдатель после ответа на тест давал также ответ на дистрактор: отмечал наличие или отсутствие в нем разрыва. Для ответа использовал клавиши “0” и “1” клавиатуры (отсутствует или присутствует разрыв). Применяли метод вынужденного выбора, ответ “не знаю” разрешен не был. Эксперименты первой и второй серий проводили в случайном порядке в один и тот же день.

Каждый наблюдатель выполнил не менее 20 повторений каждой серии в разные экспериментальные дни. В работе приведены суммарные данные по 20 экспериментам в каждой серии, что соответствует 640 ($20 \times 4 \times 4 \times 2$) предъявлениям теста без дистрактора и с дистрактором в каждом его положении справа или слева от ТФ.

Обработка результатов

Достоверность различий и влияние различных факторов на восприятие оценивали с помощью дисперсионного анализа (ANOVA) с использованием пакета SPSS. В статье будут приведены, главным образом, только те ре-

зультаты дисперсионного анализа, при которых наблюдались достоверные зависимости от параметров.

Зоны взаимодействия между тестом и дистракторами определяли несколькими способами, которые приняты в литературе для определения размеров зон.

(1) Размеры зон вычисляли посредством попарного сравнения вероятностей различения ориентации теста, предъявляемого без дистрактора и с дистрактором на разных расстояниях (Flom et al., 1963; Danilova, Bondarko, 2007; Ehrt, Hess, 2005, Siderov et al., 2013). За размер зоны брали максимальное расстояние до дистракторов, при котором было достоверное различие вероятности опознания по сравнению с вероятностью опознания изолированного теста, используя критерий Стьюдента в виде *post-hoc* анализа с поправкой Бонферрони.

(2) По экспериментальным данным строили нормированные психометрические функции, аппроксимировали их нормальным распределением и вычисляли аргумент функции на уровне вероятности 0.9 (Tripathy, Cavanagh, 2002; Tripathy et al., 2014). Нормировка производится посредством линейного преобразования вероятностей: за 1 берется вероятность опознания теста без дистрактора, а за 0 – случайный уровень правильных ответов, в нашем случае равный 0.25, т.е. пересчитанная вероятность p_{new} для каждого расстояния до дистрактора вычислялась как:

$$p_{new} = (p_{old} - 0.25)/(p_{is} - 0.25),$$

где p_{old} – старая вероятность, а p_{is} – вероятность правильных ответов на изолированный стимул.

(3) Экспериментально полученные вероятности аппроксимировали функциями Вейбулла (Strasburger, 2005; Albonico et al., 2018) вида:

$$W(x) = a + (1 - a - b)(1 - \exp(-(x/c)^d)),$$

где a – уровень случайного гадания (в нашем случае параметр был равен 0.25), b – уровень ошибочных ответов, не связанных со стимулом, c – значение порога на психометрической функции, d – наклон психометрической функции. Размер зоны определяли как расстояние, при котором вероятность соответствует уровню 0.9 вероятности опознания изолированного теста.

Ошибки смешиваемости. Кроме размера критических зон, в пределах которых дистракторы ухудшают опознание формы теста, также анализировали ошибки смешиваемости. Этот параметр показывает распределение ошибок опознания в зависимости от задачи и от расстояния между тестом и дистрактором. Для каждого расстояния были рассчитаны вероятности тех ошибок идентификации ориентации теста, при которой наблюдатель называл ориентацию дистрактора. Вероятности рассчитывали как отношение таких ошибок к общему количеству ошибок для данного расстояния при использовании в качестве дистракторов колец Ландольта. Для оценки достоверности применяли метод χ^2 . Такой анализ позволил высказать предположение о механизмах взаимодействия между объектами.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Для анализа данных использовали дисперсионный анализ ANOVA (SPSS) с факторами “полуполе зрения”, “тип дистрактора”, “тип задачи”, “расстояние между тестом и дистрактором”, “наблюдатель” с поправкой Greenhouse-Geisser. Поправка вводится при нарушении однородности ковариационной матрицы, что устанавливается при выполнении теста сферичности Маучли. В этом случае корректируется число степеней свободы при использовании стандартного F-теста. После введения поправки приведенные в результатах ANOVA степени свободы не всегда являются целыми числами. Фактор “полуполе” не был значимым у всех трех наблюдателей, и только у одного из них было выявлено взаимодействие между факторами “расстояние” и “полуполе зрения”. Поэтому мы усреднили данные для левого и правого полуполей и оперировали далее с усредненными данными. Сначала проанализируем одинарную и двойную задачи по отдельности.

Одинарная задача. Размер зоны взаимодействия. Дисперсионный анализ ANOVA с факторами “расстояние”, “дистрактор” и “наблюдатель” показал, что для всех наблюдателей фактор “расстояние” значим (S1: $F[5.085] = 20.628$, $p < 0.001$; S2: $F[5.226] = 38.74$, $p < 0.001$; S3: $F[4.533] = 217.373$, $p < 0.001$).

На рис. 2 (а) показана усредненная по всем наблюдателям вероятность правильных ответов при определении ориентации кольца Ландольта в зависимости от расстояния меж-

ду тестом и дистракторами суммарно для двух типов дистракторов. Мы не приводим отдельные кривые, так как они сильно пере-

крываются, что отражают незначительные стандартные ошибки средних значений. Отдельная точка слева – вероятность опознания изолированного кольца Ландольта. Максимальное ухудшение опознания у всех наблюдателей выявлено при наименьшем расстоянии, затем с увеличением расстояния опознание улучшается.

Размер зон взаимодействия определяли тремя способами (см. Методику).

Для суммарных ответов для двух типов дистракторов *post hoc* анализ, являющийся аналогом *t*-теста Стьюдента, при попарном сравнении вероятностей у всех наблюдателей на всех расстояниях показал достоверную разницу между вероятностями опознания теста в присутствии дистракторов и вероятностью опознания изолированного теста. Заметим, что мы использовали большое количество предъявлений (1280 на каждом расстоянии после суммации ответов на предъявление стимулов в правом и левом полуполях зрения), что делало разницу даже в 4–6% значимой на уровне $p = 0.05$. При использовании *t*-теста Стьюдента размер зон превышает эксцентриситет теста (13.2 угл. град.) у всех наблюдателей.

Вычисленные нормированные вероятности правильных ответов были использованы для построения психометрических функций, которые аппроксимировали функциями нормального распределения методом наименьших квадратов (рис. 2 (б)). Полученные приближения оказались приемлемыми (R^2 в пределах 0.91–0.98 у разных наблюдателей). Индивидуальные нормированные вероятности и приближение их функциями нормального распределения (рис. 2 (б)) отличаются у

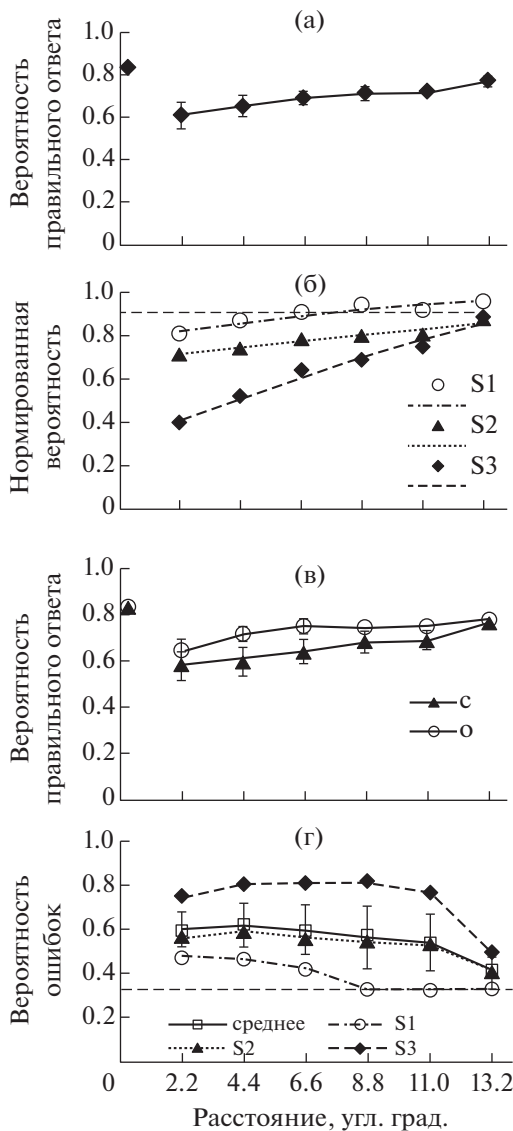


Рис. 2. Результаты выполнения одинарной задачи. Ось абсцисс – расстояние между центрами тестов и дистракторов. (а) – вероятность суммарных правильных ответов на тесты для обоих типов дистракторов. Левые точки – вероятность опознания изолированных тестов. (б) – нормированная вероятность правильных ответов и приближение зависимостей нормальными распределениями у наблюдателей S1, S2 и S3. Горизонтальная линия – уровень вероятности 0.9. (в) – вероятность правильных ответов отдельно при дистракторах – кольцах Ландольта (треугольники) или кольцах без разрыва (окружности). (г) – вероятность ошибок, когда наблюдатель (S1 – окружности, S2 – треугольники, S3 – ромбы) сообщал ориентацию дистрактора. Сплошная линия – усредненные ошибки. Штрихованная линия – уровень случайных ответов ($p = 0.33$). Вертикальные отрезки на графиках – стандартные ошибки средних значений.

Fig. 2. Results of the single task. The abscissa shows separation between the centers of the tests and the distractors. (а) – Probabilities of correct responses for both types of distractors. (б) – normalized probabilities of correct responses and fitting with normal distribution for observers S1, S2 and S3. Horizontal line – probability level 0.9. (в) – Probabilities of correct responses separately for Landolt Cs (triangles) or full rings (circles) distractors. The left points are probabilities of correct responses for isolated tests. (г) – Probabilities of nonrandom errors. Individual dash-dotted lines show individual performances: S1 (circles), S2 (triangles) and S3 (diamonds). The solid line represents the average data. The horizontal dashed line shows random level ($p = 0.33$). The error bars represent SEM based on intersubject variability.

разных наблюдателей, что связано с различием в вариабельности вероятностей правильного опознания теста у отдельных наблюдателей (см. ANOVA). В литературе принято определять размер зоны взаимодействия как расстояние между тестом и дистракторами, при котором уровень вероятности нормированного нормального распределения достигает величины 0.9, что соответствует снижению вероятности опознания на 10% по сравнению с изолированным тестом. В нашем случае уровень 0.9 достигается только у наблюдателя S1 при расстоянии 7.7 угл. град. У наблюдателей S2 и S3 функция не достигает этого уровня даже при максимальном расстоянии, равном эксцентриситету стимула.

При аппроксимации психометрических кривых функцией Вейбулла приближения также были хорошие (R^2 от 0.93 до 0.99), а размер зоны взаимодействия, как и в предыдущем случае, можно определить также только у одного наблюдателя S1, для которого зона составляет 3.96 угл. град. У остальных наблюдателей кривые не достигали величины 0.9 от уровня опознания изолированного теста.

Одинарная задача. Форма дистракторов. Отдельно были проанализированы данные для разных дистракторов. На рис. 2 (в) приведены усредненные вероятности правильных ответов трех наблюдателей в зависимости от расстояния для колец Ландольта (треугольники) и колец без разрыва (окружности). ANOVA показал, что для всех наблюдателей фактор “расстояние” значим для колец Ландольта (S1: $F[4.261] = 17.22, p < 0.001$; S2: $F[5.183] = 33.577, p < 0.001$; S3: $F[5.04] = 158.509, p < 0.001$) и для колец без разрыва (S1: $F[5.198] = 7.772, p < 0.001$; S2: $F[4.909] = 12.304, p < 0.001$; S3: $F[4.054] = 88.945, p < 0.001$). У всех наблюдателей были схожие зависимости: кольца Ландольта сильнее ухудшали опознание, чем кольца без разрыва, вероятности правильного опознания при этих дистракторах были меньше (рис. 2 (в)). Разница была достоверной у двух наблюдателей (S2: $F[1] = 96.733, p < 0.001$; S3: $F[1] = 296.846, p < 0.001$) и недостоверной у S1 ($F[1] = 3.252, p = 0.079$). Взаимодействие между факторами “расстояние” и “дистрактор” было значимым у всех наблюдателей (S1: $F[4.774, 1] = 2.482, p = 0.036$; S2: $F[4.268, 1] = 9.41, p < 0.001$; S3: $F[4.636, 1] = 19.84, p < 0.001$), что демонстрирует отличающийся наклон кривых для разных дистракторов (рис. 2 (в)). Таким образом, дистракторы той

же формы, что и тесты, оказывают более сильное влияние на опознание.

Post hoc анализ показал, что у двух наблюдателей (S2 и S3) наличие дистрактора независимо от его типа достоверно ухудшило опознание теста при всех расстояниях. У S1 для обоих типов дистракторов значимое ухудшение было обнаружено на расстояниях 11 угл. град.

Нормализованные психометрические функции для случаев присутствия разных дистракторов у каждого наблюдателя были практически параллельны функциям, приведенным на рис. 2 (б), с той лишь разницей, что если дистракторами были кольца Ландольта, то они шли ниже, чем в случае колец без разрыва. Нормализованные вероятности пересекли уровень 0.9 при дистракторах — кольцах Ландольта у наблюдателя S1 при аргументе 8.8 угл. град., а при сплошных кольцах — 6.6 угл. град., у наблюдателя S3 — при 12 угл. град. только для дистракторов — колец без разрыва. Во всех остальных случаях функции нормального распределения не достигали уровня 0.9 даже при максимальном расстоянии. Заметим, что средняя величина между 6.6 и 8.8 угл. град. равна 7.7 угл. град. — зона взаимодействия, выявленная при подсчете суммарных данных для обоих типов дистракторов у наблюдателя S1.

При использовании функции Вейбулла для дистракторов — колец Ландольта размер зоны возможно было определить только у наблюдателя S1: 5.17 угл. град. Для дистракторов — колец без разрыва размер зоны у наблюдателя S1 равен 2.77 угл. град., у S2 и S3 — 2.73 и 11.25 угл. град. соответственно. Существенное расхождение в размерах зон взаимодействия у наблюдателя S2 вызвано большой разницей в вероятностях правильных ответов в присутствии разных дистракторов и формой зависимости процента правильных ответов от расстояния: в случае колец без разрыва у этого наблюдателя кривая выходит на плато при малых расстояниях.

Таким образом, размер зоны взаимодействия зависит от применяемого метода анализа данных. При использовании нормального распределения для оценки размера зон при дистракторах в виде колец без разрыва размер зоны взаимодействия у наблюдателя S1 оказался равным ровно половине эксцентриситета. В случае аппроксимации данных распределением Вейбулла у этого же наблю-

дателя размер зоны был еще меньше. Для наблюдателя S2 при аппроксимации нормальным распределением размер зон определить невозможно для обоих типов дистракторов, тогда как при аппроксимации функцией Вейбулла зону определить невозможно только для дистракторов – колец Ландольта. Во всех остальных случаях полученный размер зоны взаимодействия превышает размер, определенный Боума (Booma, 1970) как половина эксцентриситета теста.

Хотя форма кольца без разрыва очень похожа на форму кольца Ландольта, тем не менее мы получили достоверные различия (рис. 2 (в)) в уровне опознания при использовании этих двух дистракторов, подтверждая предыдущие исследования (Bernard, Chung, 2011; Kooi et al., 1994; Treisman, 1991). Однако о разнице в размерах зон взаимодействия строго говорить невозможно, так как их размеры не всегда были определены, поскольку ухудшение опознания наблюдалось практически у всех наблюдателей для всего исследованного диапазона расстояний между тестом и дистрактором.

Одинарная задача. Ошибки опознания. В случае дистракторов в виде кольца Ландольта были проанализированы неправильные ответы. Для каждого расстояния мы рассчитали вероятность случаев, когда наблюдатели идентифицировали ориентацию теста как ориентацию дистрактора, как отношение таких ошибок к общему количеству ошибок. Результат показан на рис. 2 (г), на котором представлены индивидуальные данные и их среднее. Для кольца Ландольта с четырьмя возможными ориентациями вероятность случайной ошибки равна 1/3. Для двух наблюдателей, S2 и S3, кривые идут выше случайного уровня при всех расстояниях. Это подтвердил и критерий χ^2 на уровне $p = 0.05$. Наблюдатель S1 допускал такие ошибки только при небольших расстояниях до середины тестируемого диапазона. Бернанд и Чанг (Bernard, Chung, 2011) также обнаружили неслучайные ошибки, но они исследовали только одно небольшое расстояние. В отличие от вероятности правильных ответов, неслучайные ошибки более вариабельны. Однако все наблюдатели демонстрировали одинаковую тенденцию (рис. 2 (г)): число неслучайных ошибок уменьшалось с увеличением расстояния до дистракторов. Поэтому на рис. 2 (г) показана также и усредненная зависимость по данным отдельных наблюдате-

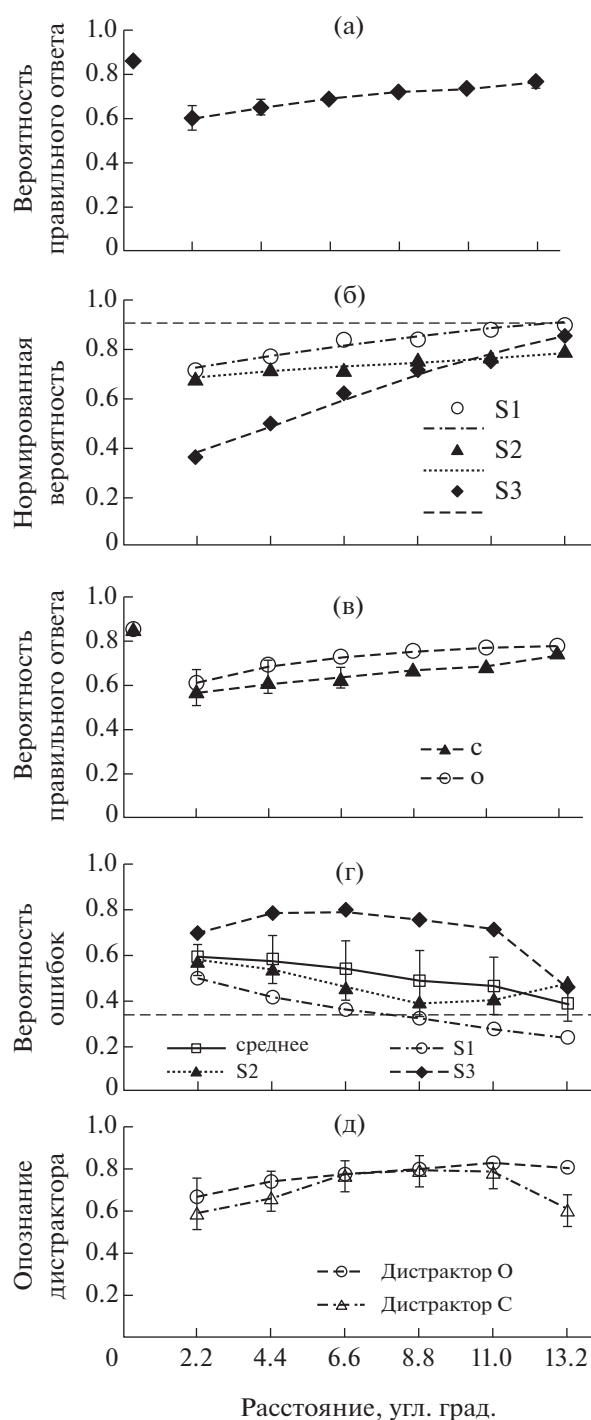
лей. Вариабельность может быть связана с тем, что в случае неопределенности наблюдатели использовали разные стратегии. Отметим, что неслучайных ошибок больше у наблюдателей S2 и S3, которые хуже опознают тест в присутствии дистракторов (ср. рис. 2 (б) и рис. 2 (г)).

Подведем итог для одинарной задачи. 1) При использовании трех разных способов определения размера зон взаимодействия (критерий Стьюдента, аппроксимация нормальным распределением и функцией Вейбулла) у наблюдателей было выявлено ухудшение практически на всех расстояниях до дистракторов, а критическая зона взаимодействия превышала 0.5 эксцентриситета стимула (Booma, 1970). 2) Дистрактор в виде кольца Ландольта имел более сильный тормозный эффект, чем кольцо без разрыва, что выражалось в меньшей вероятности опознания на одних и тех же расстояниях между тестом и дистрактором. 3) Ошибки опознания не были случайными на всех расстояниях у двух наблюдателей (S2 и S3) и только до половины диапазона у третьего наблюдателя.

Двойная задача. Размер зоны взаимодействия. На рис. 3 показаны результаты второй серии эксперимента, в которой наблюдатели должны были опознать не только тест, но и форму дистрактора: наличие или отсутствие в нем разрыва. Рисунок аналогичен рис. 2 за небольшим исключением: на рис. 3 (д) приведены дополнительные графики, показывающие вероятность правильной идентификации формы дистракторов – колец Ландольта или колец без разрыва.

В двойной задаче, как и в одинарной, вероятность правильных ответов возрастает с увеличением расстояния. ANOVA показал, что для всех наблюдателей фактор “расстояние” значим как для обоих дистракторов (S1: $F[5.147] = 44.17, p < 0.001$; S2: $F[4.759] = 56.825, p < 0.001$; S3: $F[4.987] = 322.432, p < 0.001$), так и отдельно для дистрактора – кольца Ландольта (S1: $F[4.853] = 21.199, p < 0.001$, S2: $F[5.223] = 43.274, p < 0.001$, S3: $F[4.83] = 196.687, p < 0.001$) и кольца без разрыва (S1: $F[4.909] = 26.878, p < 0.001$; S2: $F[5.113] = 20.164, p < 0.001$; S3: $F[4.844] = 154.086, p < 0.001$). Зависимости вероятностей правильных ответов на тест показаны на рис. 3 (а–в). Фактор “дистрактор”, как и в одинарной задаче, был значимым у двух наблюдателей из трех (S1: $F[1] = 0.86, p = 0.36$, S2: $F[1] = 98.423, p < 0.001$; S3: $F[1] = 318.305, p < 0.001$). Взаи-

модействие между факторами “расстояние” и “дистрактор” было значимым у наблюдателей S2 ($F[4.549, 1] = 6.716, p < 0.001$) и S3 ($F[4.179, 1] = 23.815, p < 0.001$) и не значимым у S1 ($F[4.612, 1] = 1.236, p = 0.296$). На рис. 3 (в) две кривые вероятностей не параллельны, что и отражает взаимодействие.



Двойная задача. Форма дистракторов. Применение трех способов определения размера критических зон, так же как и в случае одинарной задачи, привело к схожим результатам. Post hoc для парных сравнений показал, что различия в вероятностях правильной идентификации тестового кольца Ландольта практически такие же, как в одинарной задаче: при рассмотрении суммы ответов в присутствии обоих дистракторов ухудшение опознания достоверно для всех наблюдателей на всех расстояниях. Для дистракторов – колец без разрыва у S1 зона взаимодействия простирается до 11 угл. град., а у S2 и S3 при максимальном расстоянии разница в вероятностях достоверно ниже вероятности на изолированный стимул. Приближение данных нормальными распределениями (R^2 от 0.94 до 0.98) определило зоны взаимодействия только у наблюдателя S1 в случае обоих дистракторов – 12.6 угл. град. У остальных наблюдателей размер зон определить невозможно. При дистракторах – кольцах Ландольта у S1 зона равна 13.0 угл. град., у S2 и S3

Рис. 3. Результаты выполнения двойной задачи. (а) – вероятность правильных ответов для обоих типов дистракторов (усреднены данные трех наблюдателей). (б) – нормированная вероятность правильных ответов и приближение зависимостей нормальными распределениями у наблюдателей S1, S2 и S3. (в) – вероятность правильных ответов на тест при дистракторах в виде колец Ландольта (треугольники) и колец без разрыва (окружности). (г) – вероятность ошибок, когда наблюдатели сообщали об ориентации дистрактора. Индивидуальные неслучайные ошибки у S1 (окружности), S2 (треугольники) и у S3 (ромбы), усредненные ошибки – сплошная линия (квадраты). (д) – вероятность правильного ответа на дистракторы в виде колец Ландольта (треугольники) и колец без разрыва (окружности). Остальные обозначения те же, что и на рис. 2.

Fig. 3. Results of the dual task. (a) – Probabilities of correct responses for both types of distractors (average for data of three observers). (б) – normalized probability of correct responses and fitting with normal distributions for observers S1, S2 and S3. (в) – Probabilities of correct responses separately for distracting Landolt Cs (triangles) and rings (circles). (г) – Probabilities of nonrandom errors. Individual dash-dotted lines show individual performances: S1 (circles), S2 (triangles) and S3 (diamonds). The solid line represents the average data. (д) – Probability of correct responses separately for Cs (triangles) and rings (circles) distractors. The error bars represent SEM. The other symbols are the same as in Fig. 2.

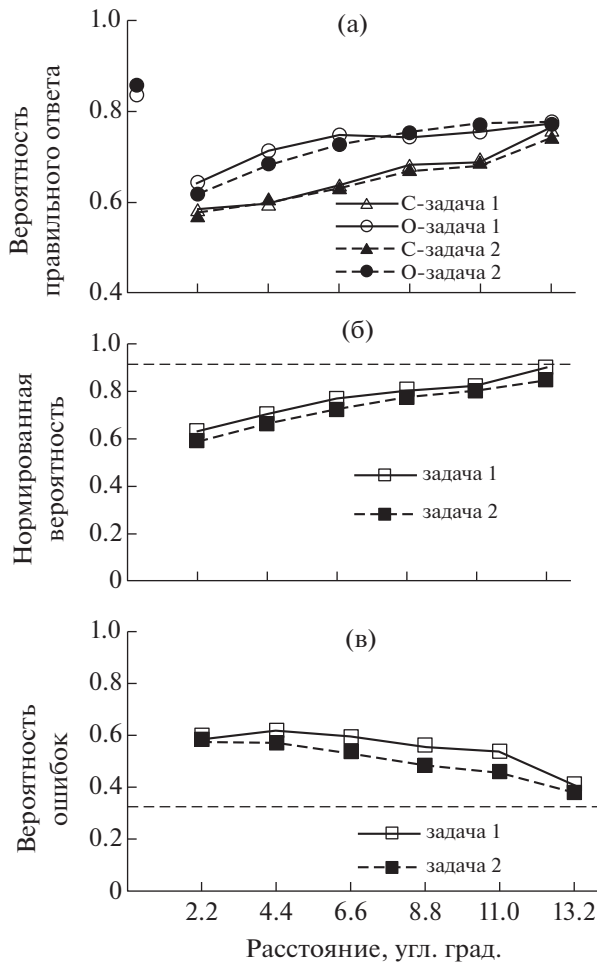


Рис. 4. Сравнение одинарной и двойной задач. Ось абсцисс – расстояние между центрами теста и дистрактора. (а) – вероятности правильных ответов в одинарной (сплошная линия) и двойной (штрихованная линия) задачах при предъявлении дистракторов – колец Ландольта (треугольники) и колец без разрыва (окружности). (б) – нормированная вероятность правильных ответов для обоих типов дистракторов в одинарной (сплошная линия) и двойной (штрихованная линия) задачах. (в) – вероятность неслучайных ошибок в одинарной (сплошная линия) и двойной (штрихованная линия) задачах. Горизонтальные штрихованные линии – уровни вероятностей, равные 0.9 (б) и 0.33 (в).

Fig. 4. Comparison of the single and dual tasks. The abscissa is the separation between the centers of the tests and the distractors. (a) – Probabilities of correct responses in the single (solid line) and the dual (dashed line) tasks for the Landolt Cs (triangles) and the ring (circles) distractors. (б) – normalized probability of correct responses in the single (solid line) and the dual (dashed line) tasks. (в) – Nonrandom errors in the single (solid line) and the dual (dashed line) tasks. Horizontal dashed lines are probability levels equal to 0.9 (б) and 0.33 (в).

больше 13.2 угл. град., при дистракторах – кольцах без разрыва у S1 и S3 зоны оказались равными 11 угл. град.

Аппроксимация функцией Вейбулла (R^2 от 0.95 до 0.98) показала размер зоны 8.8 угл. град. у наблюдателя S1 в случае присутствия обоих дистракторов. У других наблюдателей функции не достигали уровня 0.9. У наблюдателя S1 размер зоны для дистракторов – колец Ландольта составлял 9.5 угл. град., а для дистракторов – колец без разрыва – 8.36 угл. град. У наблюдателя S2 размер зон определить невозможно для обоих типов дистракторов, а у наблюдателя S3 размер зоны был определен только для дистракторов в виде колец без разрыва и составил 10.83 угл. град.

Двойная задача. Ошибки опознания. Как и в одинарной задаче, мы проанализировали ошибки, допущенные при наличии дистракторов – колец Ландольта в двойной задаче. Результат представлен на рис. 3 (г), где показана вероятность тех случаев, когда наблюдатели сообщили об ориентации дистрактора вместо ориентации теста. Горизонтальная пунктирная линия показывает уровень случайных ошибок, равный 1/3. Здесь приведены как индивидуальные данные, так и их среднее. Все наблюдатели делали меньше неслучайных ошибок в этом эксперименте. Как и в случае одинарной задачи, вероятности выше случайного уровня для наблюдателей S2 и S3. Для наблюдателя S1 ошибки не случайны только при самых малых расстояниях. Количество ошибок уменьшается с увеличением расстояния и достигает случайного уровня. Вариабельность между данными наблюдателей в одинарной и в двойной задаче аналогичная.

На рис. 3 (д) показаны усредненные вероятности правильной идентификации формы дистракторов отдельно для дистракторов – колец Ландольта (треугольники) и колец без разрыва (окружности). Вероятность опознания дистракторов – колец Ландольта ниже, чем колец без разрыва. Для дистракторов – колец Ландольта вероятности представляют инвертированную U-образную функцию, а для колец без разрыва вероятности увеличиваются с расстоянием и выходят на плато. Горизонтальная линия показывает уровень случайных ответов, равный 1/2. Для обоих типов дистракторов вероятность правильного опознания выше случайного уровня.

Проанализировав данные, полученные в двойной задаче, мы обнаружили их сходство с результатами одинарной задачи: 1) у всех наблюдателей ухудшение выявляется практически на всех расстояниях до дистракторов, 2) дистракторы в виде колец Ландольта имеют более сильный тормозный эффект, 3) ошибки опознания не случайны в большинстве случаев. Ниже проведено непосредственное сопоставление данных, полученных в одинарной и двойной задачах.

Сравнение одинарной и двойной задач. На рис. 4 сравниваются результаты двух экспериментов. На рис. 4 (а) показаны вероятности правильной идентификации теста в одинарной и двойной задачах отдельно для каждого типа дистракторов. Визуально различий в выполнении двух задач не заметно. ANOVA с факторами “наблюдатель”, “задача”, “расстояние” подтвердил отсутствие достоверной разницы между одинарной и двойной задачами: $F[1] = 0.1, p = 0.754$. Фактор “наблюдатель” был значимым ($F[1.411] = 24.486, p < 0.001$), как и фактор “расстояние” ($F[5.125] = 452.21, p < 0.001$). Кроме того, оказалось значимым взаимодействие между факторами “задача” и “расстояние”, что отражает факт несколько разных зависимостей от расстояния в двух задачах.

Для случаев, когда дистракторами были кольца Ландольта, на рис. 4 (в) сравнивается вероятность неправильных ответов, когда наблюдатель сообщал об ориентации дистрактора вместо ориентации теста. В двойной задаче частота таких ошибок ниже, чем в одинарной задаче. Результат неудивителен, поскольку в этой задаче наблюдатель был вынужден обращать внимание и на дистрактор. Парное сравнение вероятностей случайных ошибок (18 пар — трое наблюдателей и 6 расстояний) с помощью критерия знаков показало значимую разницу между вероятностями ошибок в двух задачах ($p < 0.01$). Таким образом, изменение распределения внимания не привело к большим различиям в опознании периферийного теста (рис. 4 (а)). Мы заключаем, что на периферии в условиях случайного предъявления теста слева или справа от ТФ дополнительная задача по опознанию дистрактора приводит, главным образом, только к уменьшению случайных ошибок (рис. 4 (в)).

При сравнении одинарной и двойной задач мы получили, что для обоих типов задач и обоих типов дистракторов: 1) Взаимодей-

ствия распространяются почти на все исследованные расстояния (до 11–13.2 угл. град.). Размер зоны взаимодействия зависит от применяемого метода анализа данных. 2) При аппроксимации данных нормальными распределениями и распределением Вейбулла зоны взаимодействия оказываются немного меньше в одинарной задаче. 3) Зоны взаимодействия различаются у разных наблюдателей. 4) Кольца без разрыва ухудшают опознание слабее, чем дистракторы — кольца Ландольта. 5) Дополнительная нагрузка на внимание в двойной задаче не оказала большого влияния на опознание теста. И в одинарной, и в двойной задачах наблюдатели должны контролировать все поле зрения, поскольку тестовый стимул мог появиться слева или справа от ТФ, и соответственно распределять внимание на всю область предъявления стимулов. 6) Неслучайных ошибок меньше в двойной задаче.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Сравнение одинарной и двойной задач

В работе исследовали влияние механизмов внимания на опознание периферийных изображений, предъявляемых на короткое время в присутствии дистракторов справа и слева от ТФ на расстоянии 13.2 угл. град. Распределение внимания изменяли, используя разные инструкции при предъявлении одних и тех же зрительных стимулов. В одном эксперименте наблюдатель должен был выполнить одинарную задачу — сообщить об ориентации тестового кольца Ландольта. Эта задача традиционно относится к краудинг-эффекту. В другом эксперименте надо было определить ориентацию тестового кольца и форму дистрактора. Предполагалось, что вторая задача приведет к перераспределению внимания в поле зрения. В качестве дистракторов взяли аналогичные кольца Ландольта и кольца без разрыва, предъявляемые одновременно с тестами на различном расстоянии от них. Были получены близкие зависимости вероятности опознания теста от расстояния до дистрактора в обеих задачах. Вероятность правильных ответов в двойной задаче была немного ниже, чем в одинарной, но статистика не подтвердила достоверность такого снижения. Это может быть связано с тем, что второе задание было довольно легким: наблюдатели должны были только обнаружить наличие разрыва в дистракторе. В предварительных экспери-

ментах в качестве дистракторов использовали только кольца Ландольта и вторым заданием было определение ориентации дистрактора. В этом варианте двойной задачи вероятность правильных ответов на тест была практически случайной в присутствии дистракторов. Поэтому эксперимент был модифицирован и в качестве дистракторов были добавлены кольца без разрывов, а вторая задача состояла только в обнаружении разрыва у кольца.

Treisman (1969) утверждает, что когда наблюдатели дают несколько отчетов, степень ухудшения зависит от того, какие признаки анализируются, и от количества этих признаков. Дополнительная нагрузка на внимание в нашем исследовании привела к снижению нормированных вероятностей правильных ответов в двойной задаче (рис. 4 (б)) потому, что опознание изолированного теста в ней было лучше по сравнению с одинарной задачей (рис. 4 (а)). Это может говорить о перераспределении ресурсов внимания в ходе выполнения задач: если лучше опознается изолированный стимул, то хуже стимул с дистрактором, и наоборот.

Близость зависимостей процента правильных ответов от расстояния между тестом и дистрактором в одинарной и двойной задачах позволила подтвердить гипотезу о существенной роли внимания в краудинг-эффекте. В рамках нашей методики даже при выполнении одинарной задачи наблюдатель не мог сконцентрировать внимание на какой-то определенной области поля зрения, так как изображения появлялись случайным образом справа и слева относительно центра экрана. Особенно это справедливо для двойной задачи. Видимо, фактор внимания оказал существенное влияние и на размер зон взаимодействия как при выполнении одинарной, так и двойной задач.

Зоны взаимодействия

Зоны взаимодействия в обеих задачах, если рассматривать суммарные данные при предъявлении обоих типов дистракторов, возможно было определить только при приближении психометрических функций либо нормальным распределением, либо распределением Вейбулла у наблюдателя S1. У остальных наблюдателей даже при максимальном расстоянии до дистракторов ухудшение было достоверным, что не позволяло измерить зоны. При

использовании *t*-теста Стьюдента размеры зон были определены только в отдельных случаях. Применение критериев Стьюдента и хи-квадрат в настоящее время во многих случаях подвергают критике (Wasserstein, Lazar, 2016; Nuzzo, 2014), так как их достоверность существенно зависит от числа испытаний. В нашей работе из-за большого количества предъявления стимулов различие в вероятностях правильных ответов всего на 4–6% оказалось значимым. Эти методы не принято использовать в исследованиях по краудинг-эффекту, где число предъявлений, как правило, ограничено. Поэтому в настоящем исследовании мы также применили часто используемую для оценки размера зон в краудинг-эффекте процедуру: построение психометрических функций и аппроксимация их нормальным распределением и распределением Вейбулла. Результаты сравнили с теми, которые получили при использовании методов хи-квадрат и Стьюдента. Для одного наблюдателя, S1, все три метода дали возможность определить размеры зон взаимодействия практически во всех случаях. Для двух других наблюдателей все методы также дали схожие результаты: размер зон было возможно определить только в случае дистракторов – колец без разрыва как в одинарной, так и в двойной задаче. Однако абсолютные значения размеров были разные при использовании разных методов.

Возможно, что разница в оценках размеров зон у разных авторов возникает из-за того, что во всех методах происходит сравнение вероятностей ответов в присутствии дистракторов с ответами на изолированный стимул, но при этом берется как разный критический уровень, так и разная форма аппроксимирующей функции. Психометрические функции принято приближать нормальным распределением. На этом основан Пробит-анализ (Урбах, 1975). Распределение Вейбулла часто используют в исследованиях по изучению внимания и краудинг-эффекта, поэтому мы также его применили при аппроксимации данных. В отличие от нормального распределения распределение Вейбулла имеет больше параметров, за счет этого можно точнее приблизить экспериментальные зависимости. Какой функцией лучше аппроксимировать данные – вопрос спорный. Четкого обоснования использования того или иного метода оценки в литературе мы не обнаружили. Некоторые исследователи также используют для ап-

проксимации психометрической функции экспоненту (Albonico et al., 2018; Scolari et al., 2007), поскольку при значительном изменении параметров психометрическая функция выходит на плато, которое соотносят с асимптотой экспоненты.

Выбор абсцисс нормального распределения и функции Вейбулла на уровне вероятности 0.9 как оценки размера зоны является довольно условным. (Заметим, что уровень 0.9 был применен не к экспериментально полученным, а к нормированным вероятностям.) При использовании критерия Стьюдента нами была взята стандартная доверительная вероятность 0.95. У одного наблюдателя, S1, зоны оказались меньше при приближении ответов нормальным распределением и распределением Вейбулла, но вероятность опознания изолированного стимула достоверно была выше вероятностей теста с дистракторами вплоть до предпоследнего расстояния, равного 11 угл. град. Поэтому мы полагаем, что полученный нами результат свидетельствует о том, что взаимодействие распространяется практически на весь диапазон предъявления дистракторов в обеих задачах. Необходимо отметить, что индивидуальные различия в размерах зон у отдельных наблюдателей выявлены и другими исследователями, занимающимися изучением краудинг-эффекта (Petrov, Meleshkevich, 2011; Kooi et al., 1994). Таким образом, можно заключить, что размер области взаимодействия в краудинг-эффекте в зависимости от условий эксперимента и метода анализа данных может быть существенно больше пределов, предложенных Боума (Booma, 1970) и принятых в современной литературе как половина эксцентриситета тестового стимула.

Полученные расхождения можно объяснить влиянием разных факторов. В отличие от других исследований мы использовали очень схожие тестовые и дополнительные изображения, малое время предъявления стимулов и выровненный по степени видимости в зависимости от эксцентриситета контраст изображений. Уменьшение времени экспозиции приводит к увеличению размеров зон взаимодействия (Lev, Polat, 2015; Tripathy, Cavanagh, 2002; Tripathy et al., 2014), а близкие по форме дистракторы сильнее ухудшают опознание теста (Bernard, Chung, 2011; Kooi et al., 1994; Manassi et al., 2012). На размер зон влияет и контраст изображений (Kooi, et al., 1994; Chung et al., 2001; Siderov et al., 2013).

Сопоставление полученных оценок показало, что разница в размерах зон может быть связана и с используемым критерием.

Ранее нами (Бондарко и др., 2014) были использованы аналогичные условия наблюдения для определения размеров зон взаимодействия посредством использования критерия хи-квадрат, но не проводился анализ как правильных, так и ошибочных ответов отдельно для дистракторов различной формы. Между тем такой анализ позволяет высказать предположения о механизмах взаимодействия между объектами.

Сравнение с механизмами краудинг-эффекта

В настоящем исследовании было выявлено более сильное ухудшение опознания теста при использовании аналогичных по форме дистракторов в обеих задачах. Кроме того, ошибки опознания в большинстве случаев не были случайными: наблюдатели при определении ориентации теста часто называли ориентацию дистрактора. Такой результат свидетельствует в пользу смешивания признаков между тестами и дистракторами. По полученным данным трудно отдать предпочтение какой-либо из перечисленных ранее гипотез. Пространственная замена теста дистракторами (Strasburger et al., 1991; 2011), усреднение признаков (Parkes, et al., 2001) и неадекватная интеграция признаков изображений (Pelli et al., 2004) приводят к тому, что наблюдатели могут путать тест с дистрактором. К аналогичному выводу пришли Freeman и соавт. (2012) и Hanus и Vul (2013), рассмотревшие модели, реализующие эти гипотезы. Более того, Agaoglu и Chung (2016) считают, что невозможно описать все результаты краудинг-эффекта одной моделью из-за большого разнообразия данных.

Недавно Harrison и Vex (Harrison, Vex, 2015, 2017) предложили модель, которая учитывает сумму ответов ориентированных рецептивных полей (РП) нейронов первичной зрительной коры. Вклад ответа отдельного нейрона берется с весом, уменьшающимся экспоненциально по мере удаления РП от теста. Экспоненциальное распределение характерно для избирательного внимания (Eckstein et al., 2004; Gandhi et al., 1999; Kelly et al., 2008).

Интеграционная модель избирательного внимания

Две самые распространенные модели краудинг-эффекта — замена теста дистракторами и усреднение признаков — неявно включают механизм избирательного внимания. Интеграционная модель избирательного внимания Treisman и Gelade (1980) также учитывает смешивание признаков тестов и дистракторов. Однако в этой модели признаки интегрируются в зависимости от внимания к объектам, а не от их пространственной близости. В наших экспериментах влияние дистракторов сказывается на всем промежутке их предъявления и дистракторы в виде кольца Ландольта сильнее ухудшают восприятие. Кроме того, в двойной задаче хуже опознается дистрактор — кольцо Ландольта, чем кольцо без разрыва (рис. 3 (д)). Кривая зависимости опознания дистрактора — кольца Ландольта от расстояния имеет колоколообразную форму, характерную для зависимостей распределения избирательного внимания (Muller et al., 2005). Вероятности опознания дистракторов выше случайного уровня на всем промежутке их предъявления. Таким образом, мы полагаем, что в наших условиях наблюдения область взаимодействия охватывает всю область предъявления стимулов, соответствующую области избирательного внимания, и не зависит от задачи, поскольку в одинарной и двойной задачах мы получили схожие результаты. Аналогичные данные были нами получены ранее (Бондарко и др., 2018) для тех же стимулов, когда дистракторы предъявляли на больших расстояниях — в том же или в противоположном полуполе зрения по отношению к тестам. Влияние дистракторов распространялось на все расстояния до них, диапазон которых составлял около двух эксцентриситетов, а дистракторы — кольца Ландольта сильнее ухудшали опознание. В двойной задаче кривая зависимости опознания дистрактора — кольца Ландольта от расстояния также была колоколообразной, как и в настоящем исследовании. При этом максимум вероятности опознания дистрактора — кольца Ландольта — также приходился на середину промежутка возможного расположения дистракторов, в данном случае на центр поля зрения. Тем самым результаты двух наших исследований удовлетворяют модели Treisman и Gelade (1980). Pöder и Wagemans (2007) также полагают, что их данные по изучению краудинг-эффекта хорошо описываются этой моделью.

Ограничения исследования

В настоящем исследовании рассмотрены данные только трех наблюдателей. При проведении длительных психофизических экспериментов это распространенная практика. В классической работе Боума (Booma, 1970), опубликованной в журнале *Nature*, приведены данные только самого автора. Поэтому сделанные нами обобщения не являются чем-то исключительным, тем более что они подтверждены данными наших предыдущих исследований. При проведении экспериментов мы не регистрировали движения глаз, поскольку при кратковременном предъявлении стимулов слева или справа от точки фиксации наблюдатель не мог перевести взор или направить свое внимание на определенную зону зрительного поля. Даже при предъявлении изображений в одном и том же участке поля зрения на периферии в экспериментах по изучению краудинг-эффекта одни исследователи регистрируют движения глаз, например, (Agaoglu, Chung, 2016; Chanceaux et al., 2014), а другие нет, даже при значительно больших длительностях предъявления стимулов (Tripathy et al., 2014). В недавнем исследовании (Raveendran et al., 2020) показано, что движения глаз при кратковременном предъявлении стимулов не сказываются на оценке размеров зон взаимодействия в краудинг-эффекте. Регистрация движений глаз и вызванных потенциалов — распространенные методики по изучению внимания (Бабенко и др., 2020; Бойцова и др., 2020; Константинова и др., 2018; Костандов и др., 2010; Мачинская, 2003; Сайфулина и др., 2019). При появлении стимула на периферии происходит сдвиг произвольного внимания по направлению к стимулу, может наблюдаться саккада. Мы предполагаем, что краудинг-эффект на периферии может возникать, в частности, из-за взаимодействия произвольного и произвольного внимания. Близкой точки зрения придерживаются и другие исследователи (Pöder, 2006, 2012). Некоторые авторы отмечают и связь краудинг-эффекта на периферии с возникновением саккад (Nandy, Tjan, 2012; Harrison et al., 2013).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В обеих задачах выявлено ухудшение восприятия периферийных стимулов на всех расстояниях между тестами и дистракторами в диапазоне, равном эксцентриситету теста.

Опознавание теста в двойной задаче оказалось аналогичным опознанию в одинарной задаче, что предполагает одинаковое распределение внимания в обеих задачах и подтверждает гипотезу о существенной роли внимания в краудинг-эффекте. Дистракторы одинаковой формы с тестом сильнее ухудшили восприятие. Более сильный эффект дистракторов одинаковой формы и не случайные ошибки в опознании свидетельствуют в пользу модели избирательного внимания и интеграции признаков Treisman и Gelade (1980), поскольку размер зоны взаимодействия охватывает всю область предъявления стимулов и в ней происходит смешивание признаков теста и дистракторов. На точную оценку размера зоны взаимодействия существенно влияет метод определения зоны, а также, возможно, условия проведения экспериментов.

Работа выполнена при финансовой поддержке Программы фундаментальных научных исследований государственных академий на 2013–2020 гг. (ГП-14, раздел 63).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Бабенко В.В., Явна Д.В., Родионов Е.Г. Вклад различных пространственных модуляций градиентов яркости в управление зрительным вниманием. Журнал высшей нервной деятельности им. И.П. Павлова. 2020. 70 (2): 182–192.
- Бойцова Ю.А., Данько С.Г., Соловьева М.Л. ЭЭГ-корреляты целенаправленного и нецеленаправленного ментального внимания при нестационарном режиме исследования. Физиол. чел. 2020. 46 (2): 5–12.
- Бондарко В.М., Данилова М.В., Солнушкин С.Д., Чихман В.Н. Оценка размера зоны краудинг-эффекта при периферийном предъявлении стимулов. Физиол. чел. 2014. 40М (3): 13–21.
- Бондарко В.М., Данилова М.В., Солнушкин С.Д., Чихман В.Н. Различение ориентации изображений в присутствии дистракторов. Физиол. чел. 2018. 44 (4): 1–10.
- Константинова М.В., Анисимов В.Н., Терещенко Л.В., Латанов А.В. Связь зрительного внимания и субъективного восприятия времени. Журнал высшей нервной деятельности им. И.П. Павлова. 2018. 68 (5): 582–588.
- Костандов Э.А., Фарбер Д.А., Мачинская Р.И., Черемушкин Е.А., Петренко Н.Е., Ашкинази М.Л. Пространственная синхронизация корковой электрической активности на отдельных стадиях зрительной установки у детей 8-летнего возраста с разным уровнем развития фронто-таламической системы избирательного внимания. Журнал высшей нервной деятельности им. И.П. Павлова. 2010. 60 (1): 3–11.
- Мачинская Р.И. Нейрофизиологические механизмы произвольного внимания (Аналитический обзор). Журнал высшей нервной деятельности им. И.П. Павлова. 2003. 53 (2): 133–150.
- Сайфулина К.Э., Лазарев И.Е., Чернышева Е.Г., Чернышев Б.В. Связывание признаков в зрительной модальности зависит от внимания: анализ негативности рассогласования. Журнал высшей нервной деятельности им. И.П. Павлова. 2019. 69 (1): 37–50.
- Урбах В.Ю. Статистический анализ в биологических и медицинских исследованиях. М.: Медицина, 1975. 297 с.
- Agaoglu M.N., Chung S.T.L. Can (should) theories of crowding be unified? *J. Vision*. 2016. 16 (15): 1–15.
- Albonico A., Martelli M., Bricolo E., Frasson E., Daini R. Focusing and orienting spatial attention differently modulate crowding in central and peripheral vision. *J. Vision*. 2018. 18 (3): 1–17.
- Bernard J.B., Chung S.T.L. The dependence of crowding on flanker complexity and target–flanker similarity. *J. Vision*. 2011. 11 (8): 1–16.
- Bouma H. Interaction effects in parafoveal letter recognition. *Nature*. 1970. 226 (5241): 177–178.
- Chanceaux M., Mathôt S., Grainger J. Effects of number, complexity, and familiarity of flankers on crowded letter identification. *J. Vision*. 2014. 14 (6): 1–17.
- Chung S.T.L., Levi D.M., Legge G.E. Spatial-frequency and contrast properties of crowding. *Vis. Res*. 2001. 41: 1833–1850.
- Danilova M.V., Bondarko V.M. Foveal contour interactions and crowding effects. *J. Vision*. 2007. 7 (2): 1–18.
- Eckstein M.P., Pham B., Shimozaki S.S. The footprints of visual attention during search with 100% valid and 100% invalid cues. *Vis. Res*. 2004. 44: 1193–1207.
- Ehrt O., Hess R. Foveal contour interaction: detection and discrimination. *J. Opt. Soc. Am. A*. 2005. 22 (2): 209–216.
- Flom M.C. Contour interaction and the crowding effect. *Problems in Optometry*. 1991. 3 (2): 237–257.
- Flom M.C., Weymouth F.W., Kahneman D. Visual resolution and contour interaction. *J. Opt. Soc. Am*. 1963. 53 (9): 1026–1032.
- Freeman J., Chakravarthi R., Pelli D.G. Substitution and pooling in crowding. *Atten. Percept. Psychophys*. 2012. 74: 379–396.
- Gandhi S.P., Heeger D.J., Boynton G.M. Spatial attention affects brain activity in human primary visual cortex. *Proc. NAS*. 1999. 96: 3314–3319.
- Hanus D., Vul E. Quantifying error distributions in crowding. *J. Vision*. 2013. 13 (4): 1–27.

- Harrison W.J., Bex P.J. A unifying model of orientation crowding in peripheral vision. *Current Biology*. 2015. 25: 3213–3219.
- Harrison W.J., Bex P.J. Visual crowding is a combination of an increase of positional uncertainty, source confusion, and featural averaging. *Sci. Rep.* 2017. 7 (45551): 1–9.
- Harrison W.J., Mattingley J.B., Remington R.W. Eye movement targets are released from visual crowding. *J. Neurosci.* 2013. 33: 2927–2933.
- He S., Cavanagh P., Intriligator J. Attentional resolution and the locus of visual awareness. *Nature*. 1996. 383 (6598): 334–337.
- Huckauf A., Heller D. Spatial selection in peripheral letter recognition: in search of boundary conditions. *Acta Psychologica*. 2002a. 111: 101–123.
- Huckauf A., Heller D. What various kinds of errors tell us about lateral masking effects. *Visual Cognition*. 2002b. 9: 889–910.
- Intriligator J., Cavanagh P. The spatial resolution of visual attention. *Cognitive Psychology*. 2001. 43 (3): 171–216.
- Kelly S. P., Gomez-Ramirez M., Foxe J. J. Spatial attention modulates initial afferent activity in human primary visual cortex. *Cerebral Cortex*. 2008. 18: 2629–2636.
- Kooi F. L., Toet A., Tripathy S.P., Levi D.M. The effect of similarity and duration on spatial interaction in peripheral vision. *Spatial Vision*. 1994. 8 (2): 255–279.
- Lev M., Polat U. Space and time in masking and crowding. *J. Vision*. 2015. 15 (13): 1–25.
- Levi D.M. Crowding—An essential bottleneck for object recognition: A mini-review. *Vis. Res.* 2008. 48: 635–654.
- Manassi M., Sayim B., Herzog M.H. Grouping, pooling, and when bigger is better in visual crowding. *J. Vision*. 2012. 12 (10): 1–15.
- Manassi M., Whitney D. Multi-level crowding and the paradox of object recognition in clutter. *Current Biology*. 2018. 28: R127–R133.
- Muller N.G., Mollenhauer M., Rosler A., Kleinschmidt A. The attentional field has a Mexican hat distribution. *Vis. Res.* 2005. 45: 1129–1137.
- Nandy A.S., Tjan B.S. Saccade-confounded image statistics explain visual crowding. *Nat. Neurosci.* 2012. 15: 463–469.
- Nuzzo R. Scientific method: Statistical errors. *Nature*. 2014. 506: 105–152.
- Parkes L., Lund J., Angelucci A., Solomon J.A., Morgan M.J. Compulsory averaging of crowded orientation signals in human vision. *Nature Neurosci.* 2001. 4 (7): 739–744.
- Pelli D.G., Palomares M., Majaj N.J. Crowding is unlike ordinary masking: distinguishing feature detection and integration. *J. Vision*. 2004. 4: 1136–1169.
- Pelli D.G., Tillman K.A. The uncrowded window of object recognition. *Nature Neurosci.* 2008. 11: 1129–1135.
- Petrov Y., Meleshkevich O. Asymmetries and idiosyncratic hot spots in crowding. *Vis. Res.* 2011. 51: 1117–1123.
- Pöder E. Crowding, feature integration, and two kinds of “attention”. *J. Vision*. 2006. 6 (2): 1–15.
- Pöder E. On the rules of integration of crowded orientation signals. *i-Perception*. 2012. 3: 440–454.
- Pöder E., Wagemans J. Crowding with conjunctions of simple features. *J. Vision*. 2007. 7 (2): 1–22.
- Popple A.V., Petrov Y., Levi D.M. Two sources of error in pop-out localization. *Vis. Res.* 2006. 46: 293–298.
- Sayim B., Wagemans J. Appearance changes and error characteristics in crowding revealed by drawings. *J. Vision*. 2017. 17 (11): 1–16.
- Scolari M., Kohnen A., Barton B., Awh E. Spatial attention, preview, and popout: Which factors influence critical spacing in crowded displays? *J. Vision*. 2007. 7 (2): 1–23.
- Siderov J., Waugh S.J., Bedell H. E. Foveal contour interaction for low contrast acuity targets. *Vis. Res.* 2013. 77: 10–13.
- Strasburger H. Unfocussed spatial attention underlies the crowding effect in indirect form vision. *J. Vision*. 2005. 5 (11): 1024–1037.
- Strasburger H. Seven myths on crowding. *Peer J Preprints*. 2019. e27353v4: 1–47.
- Strasburger H., Harvey L.O., Rentschler I. Contrast thresholds for identification of numeric characters in direct and eccentric view. *Percept. Psychophys.* 1991. 49 (6): 495–508.
- Strasburger H., Rentschler I., Jüttner M. Peripheral vision and pattern recognition: A review. *J. Vision*. 2011. 11 (5): 1–45.
- Raveendran R.N., Krishnan A.K., Thompson B. Reduced fixation stability induced by peripheral viewing does not contribute to crowding. *J. Vision*. 2020. 20 (10): 1–13.
- Treisman A.M. Strategies and models of selective attention. *Psychol. Rev.* 1969. 76, 282–299.
- Treisman A.M. Search, similarity, and integration of features between and within dimensions. *J. Exp. Psychol.: Human Percept. Perform.* 1991. 17: 652–676.
- Treisman A.M., Gelade G. A feature-integration theory of attention. *Cognitive Psychol.* 1980. 12: 97–136.
- Treisman A.M., Gormican S. Feature analysis in early vision: evidence from search asymmetries. *Psychol. Rev.* 1988. 95 (1): 15–48.
- Tripathy S.P., Cavanagh P. The extent of crowding in peripheral vision does not scale with target size. *Vis. Res.* 2002. 42 (20): 2357–2369.

- Tripathy S.P., Cavanagh P., Bedell H.E.* Large crowding zones in peripheral vision for briefly presented stimuli. *J. Vision.* 2014. 14 (6): 11, 1–11.
- Wasserstein R.L., Lazar N.A.* The ASA's statement on p-values: context, process, and purpose, *The American Statistician.* 2016. online.
- Wetherill G.B., Levitt H.* Sequential estimation of points on a psychometric function. *Br. J. Mathematical and Statistical Psychol.* 1965. 18: 1–10.
- Whitney D., Levi D.M.* Visual crowding: a fundamental limit on conscious perception and object recognition. *Trends in Cognitive Sci.* 2011. 15: 160–168.
- Wolford G.* Perturbation model for letter identification. *Psychol. Rev.* 1975. 82 (3): 184–199.
- Yildirim F.Z., Coates D.R., Sayim B.* Redundancy masking: The loss of repeated items in crowded peripheral vision. *J. Vision.* 2020. 20 (4): 1–20.

THE ROLE OF ATTENTION IN RECOGNITION OF PERIPHERAL STIMULI IN SINGLE AND DUAL TASKS

V. M. Bondarko^{a,#}, M. V. Danilova^a, S. D. Solnushkin^a, and V. N. Chikhman^a

^a *Pavlov Institute of Physiology, RAS, St. Petersburg, Russia*

[#] *e-mail: vmbond@gmail.com*

In two series of psychophysical experiments we studied how attention influences recognition of peripheral objects in the presence of distractors. The contribution of attention was estimated by comparing single and dual tasks. The tests were low contrast Landolt Cs (1.5 deg in diameter) in four orientations which were presented for 40 ms randomly to the left or to the right from fixation at the eccentricity of 13.2 deg. The distractors were either identical Landolt Cs or full rings of the same dimensions at different separations from the test. The distractors were placed between the fixation point and the peripheral test, spatial separation between their centers varied from 2.2 to 13.2 ang.deg. The same observers performed two tasks. In the single task the observer was required to report orientation of the test while in the dual task, in addition, the shape of distractor was also estimated. Compared to the isolated test, recognition performance was impaired at all separations in both tasks. Landolt C distractors had stronger influence than the ring distractors. The analysis of incorrect responses showed that in most cases the observers reported the orientation of the distractor. Further, but not significant, deterioration in the dual task compared to the single task provides evidence that similar spread of attention contributes to performance even in the single task. Non-random confusion errors and stronger influence of distractors having the same shape as tests favours hypothesis Treisman and Gelade (1980) about integration of features between tests and distractors in attention area.

Keywords: recognition, attention, periphery, dual task, crowding-effect, Landolt Cs, orientation discrimination