

61 коп.

ВЕРОЯТНОСТНОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В РЕЧИ

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В РЕЧИ

531



ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»

13

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
Институт языкознания

ВЕРОЯТНОСТНОЕ
ПРОГНОЗИРОВАНИЕ
В РЕЧИ



ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»
Москва 1971

Сборник посвящен изучению роли вероятностного прогнозирования в речевом поведении и содержит ряд экспериментальных исследований. Книга имеет методическую направленность, в ней приведен обширный справочный материал по статистике русских слов и буквосочетаний.

ОТВЕТСТВЕННЫЙ РЕДАКТОР

Р. М. ФРУМКИНА

ПРЕДИСЛОВИЕ

В настоящее время можно считать общепризнанным, что поведение человека существенным образом определяется его способностью использовать свой прошлый опыт для организации поведения в новых условиях (Анохин, 1968; Бернштейн, 1966; Узнадзе, 1961). Успех деятельности индивида, понимаемый как адекватность его реакций изменчивым условиям среды (в широком смысле слова), в значительной мере зависит от того, в какой мере субъективный прогноз относительно ожидаемых событий оказывается адекватным объективным условиям, в которых действует индивид. Субъективный прогноз рассматривается, тем самым, как существенный фактор в организации поведения (Миллер, Галантер, Прибрам, 1965; Фейгенберг, 1963).

Одним из аспектов изучения механизмов субъективного прогноза является исследование способности человека оценивать вероятностные характеристики предстоящих событий на основании накопленных в его прошлом опыте сведений о вероятностной структуре среды. Эта проблема изучается с помощью различных экспериментальных процедур, среди которых наиболее известны опыты по схеме вероятностного обучения (обзорные данные см. Аткинсон, 1969).

В самом общем виде принцип этих экспериментов состоит в том, что испытуемому предъявляется некоторая последовательность сигналов с определенной вероятностной структурой: сигналы появляются с разной частотой, одни сигналы появляются преимущественно после других и т. п. Задача испытуемого — оптимизировать свое поведение за счет усвоения вероятностных характеристик сигналов, т. е., например, научиться предсказывать появление того или иного сигнала с минимальным числом ошибок. В опытах

с вероятностным обучением «вероятностная структура среды» обычно моделируется последовательностью сигналов с вероятностными характеристиками, задаваемыми экспериментатором, а «прошлый опыт» индивида создается в рамках самого эксперимента с помощью обучения. После того, как обучение считается законченным, начинается основная часть эксперимента — исследование механизмов субъективного прогноза. Легко видеть, что опыты этого типа моделируют весьма широкий класс реальных жизненных ситуаций.

Логично думать, что речевое поведение, подобно другим видам поведения, также в значительной мере опирается на вероятностный прогноз. Впервые роль вероятностного прогноза в речевом поведении была отчетливо продемонстрирована в известных опытах Шеннона по угадыванию продолжения текста (Shannon, 1951). С тех пор накоплены многочисленные экспериментальные данные, подтверждающие представления о том, что человек владеет вероятностными закономерностями речи и использует имеющиеся у него сведения для оптимизации стратегии речевого поведения. Об этом говорят результаты исследований по распознаванию элементов речи в условиях помех (Howes and Solomon, 1951); идентификации слов в «сильных» и «слабых» контекстных окружениях (Miller, 1962; Pollack, 1967); исследований по запоминанию и воспроизведению вербального материала (Underwood & Schulz, 1960), а также данные экспериментов по получению субъективных оценочных суждений индивидов о вероятностных характеристиках элементов речи (Howes, 1954; Фрумкина, 1966; 1971; Василевич, 1968).

Мы хотели бы подчеркнуть, что речевое поведение человека представляет особый интерес для изучения механизмов субъективного прогноза в силу того, что взрослый индивид — носитель языка полностью обучен вероятностным закономерностям речи. Фигурально выражаясь, можно сказать, что эту часть эксперимента по вероятностному обучению в случае речевого поведения поставила сама природа. Вероятностная структура речевого опыта в основных своих чертах является общей для данной социально-культурной общности носителей языка и весьма стабильной во времени. В силу сказанного, исследование особенностей использования человеком вероятностной структуры речевого опыта для организации речевого поведения может,

как мы полагаем, пролить свет на некоторые более общие закономерности использования индивидом своего прошлого опыта для организации поведения в целом.

Публикуемые в настоящем сборнике работы делают для читателя доступными методики и результаты конкретных экспериментов, обобщенных в нашей монографии «Вероятность элементов текста и речевое поведение» (Фрумкина, 1971). Кроме того, сборник содержит ряд новых исследований, посвященных дальнейшей разработке проблемы субъективного прогноза.

В первом разделе сборника помещены работы, рассматривающие методику осуществления психометрических экспериментов по получению субъективных оценок частот слов и других элементов текста.

Статья Р. М. Фрумкиной и А. П. Василевича посвящена наиболее общим методическим проблемам и, в частности, вопросам построения шкалы употребительности, а также надежности субъективных оценок частот, получаемых при использовании этой шкалы.

В статье М. С. Мацковского рассматриваются некоторые теоретические проблемы, связанные со спецификой измерения субъективных ощущений.

Статья А. П. Василевича содержит обобщение результатов серии экспериментов по получению субъективных оценок частот слов, на основе которых автором составлен словарь субъективных оценок для 407 русских слов.

Второй раздел сборника включает работы по исследованию субъективного вероятностного прогноза, осуществляемого в процессе зрительного распознавания элементов текста. С этой целью применялась известная психофизическая методика — такхистоскопия.

Работа Р. М. Фрумкиной, А. П. Василевича и Е. Н. Герганова посвящена экспериментальной проверке гипотезы о том, что вероятностный прогноз при зрительном распознавании триграмм основывается не на частоте встречаемости этих триграмм в текстах, а на субъективных представлениях носителя языка о частоте употребительности соответствующих триграмм в его индивидуальном речевом опыте.

В статье Р. М. Фрумкиной и А. П. Василевича рассматриваются проблемы, связанные с тем, что при зрительном восприятии речевых элементов осуществляется их перекодирование с опорой на звуковой код. Произносительная трудность триграмм рассматривается при этом как фактор,

от которого зависит степень интеграции элементов буквосочетания в единое целое, что обеспечивает возможность укрупнения единиц кодирования.

Исследование Е. Н. Муравьевой посвящено анализу распознавания отдельных букв в тахистоскопических опытах с предъявлением буквенных последовательностей. Отсутствие таких данных для русской графики весьма затрудняет постановку опытов по зрительному распознаванию.

Работы, составляющие третий раздел сборника, связаны с проблемой получения оценок ассоциативной силы русских неосмысленных триграмм. Наряду с произносительной трудностью, ассоциативная сила триграмм относится к числу тех характеристик, которые могут существенно влиять на различные аспекты речевого поведения и потому с необходимостью должны быть учтены при проведении экспериментов с контролируемыми параметрами. В связи с этим авторы сочли целесообразным включить в состав сборника таблицы этих характеристик для 200 русских триграмм (см. Приложение), из числа которых отбирались стимулы для экспериментальных исследований. Кроме указанных характеристик, таблицы содержат также данные об объективной и субъективной частоте этих триграмм.

Четвертый раздел сборника посвящен исследованию расстройств использования вероятностной упорядоченности речевого опыта при патологических состояниях, в частности при шизофрении. Публикуемая здесь статья Р. М. Фрумкиной, А. П. Василевича и А. Б. Добровича содержит сопоставительный анализ субъективных оценок частот слов, полученных от здоровых лиц и от лиц, больных шизофренией. С этой целью в работе применительно к данной задаче вводится понятие «нормы», определяемое с помощью специального эксперимента.

Авторы выражают искреннюю благодарность Л. В. Бондарко, В. Д. Глезеру, Л. Р. Зиндеру, Л. И. Леушиной, А. А. Невской, И. М. Фейгенбергу и Л. А. Чистович за внимание, проявленное к их работе, и помощь, оказанную при обсуждении результатов.

Р. М. Фрумкина

I. ПСИХОМЕТРИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ ВЕРОЯТНОСТНОЙ СТРУКТУРЫ РЕЧЕВОГО ПОВЕДЕНИЯ

ПОЛУЧЕНИЕ ОЦЕНОК ВЕРОЯТНОСТЕЙ СЛОВ ПСИХОМЕТРИЧЕСКИМИ МЕТОДАМИ

Р. М. ФРУМКИНА и А. П. ВАСИЛЕВИЧ

I. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

При исследовании речевого поведения человека значительное место отводится изучению вероятностных характеристик элементов речи, влияние которых прослеживается в самых разных процессах функционирования речи.

В самом общем виде роль вероятностных факторов проявляется в том, что в экспериментах по изучению речевого поведения человека реакции испытуемых на частые стимулы (слова, слоги, буквосочетания и т. п.) отличаются от их реакций на редкие стимулы.

Эти наблюдения позволили выдвинуть гипотезу о том, что в речевых механизмах человека существует определенная иерархическая организация элементов речи в соответствии с частотой их встречаемости в речевой деятельности индивида (Фрумкина, 1967). В силу существования такой организации вероятностные характеристики элементов речи с большой определенностью прогнозируют результаты самых разных операций, связанных с переработкой речевой информации человеком. Было предложено несколько вариантов гипотезы об организации элементов речи по частоте; смысл их может быть обобщен следующим образом. Каждое слово имеет «индекс частоты», соответствующий

частоте встречаемости данного слова в опыте индивида. Способ хранения слова в памяти индивида (или способ его поиска) представляет собой функцию «индекса частоты».

При этом предполагается не просто существование определенной организации слов в речевых механизмах индивида, где слова как бы фигурируют вместе со своими «индексами» частоты, но и наличие общности данной организации для некоторой совокупности индивидов — носителей языка.

Следует подчеркнуть, что все наше рассуждение относительно существования «индекса частоты» слова, «записанного» в мозгу говорящего, ведется методом черного ящика: сам по себе феномен не доступен для непосредственного наблюдения. Поэтому пока ничего не говорится о том, как именно осуществляется запись слова в памяти соответственно его «индексу частоты»: в частности, идет ли речь о том, что единицы с одними индексами хранятся в долговременной памяти, а единицы с другими индексами — в кратковременной (оперативной) памяти; или от «индекса частоты» зависит способ поиска слова в памяти и т. п. Предполагая, что наша гипотеза о существовании такого упорядочения слов в памяти индивида разумна, мы формулируем возможные следствия из нее и рассматриваем, насколько согласуются с ними экспериментальные данные.

Существенным следствием из нашей общей гипотезы является то обстоятельство, что при наличии достаточно надежных оценок частот стимулов мы можем, в силу общности организации слов по частоте у разных индивидов, прогнозировать результаты экспериментов, в которых характер реакций испытуемых (ни.) на частые стимулы отличается от характера их реакций на редкие стимулы.

При этом, очевидно, прогноз будет тем точнее, чем более однородна обследуемая группа индивидов, и чем ближе оценки, на основании которых делается прогноз, к тем «индексам частоты», согласно которым слова упорядочены в речевых механизмах ни. Как правило в качестве оценок частот слов используются данные частотных словарей. В многочисленных экспериментах, осуществленных на материале английского языка, авторы основывались на данных частотного словаря Торндайка; в наших экспериментах мы пользовались словарем Штейнфельдт (1963).

В какой мере оценки, получаемые из частотных словарей (F_{00}) могут рассматриваться как приближение к тем

«индексам», соответственно которым (по нашей гипотезе) организованы слова в памяти индивида — носителя языка? Представляется, что поскольку частотные словари строятся на основе анализа только письменных текстов, то имеющиеся в них данные прежде всего отражают ту частоту, с которой индивид встречает соответствующее слово при чтении. Если какое-либо слово мало употребительно в письменных текстах, но весьма употребительно в разговорной речи, или наоборот, то, по-видимому, в этом случае прогноз, осуществленный на базе сведений частотного словаря, будет мало надежен: естественно думать, что организация слов по частоте в памяти индивида отражает весь его речевой опыт, а не только опыт, допустим, чтения или слушания. Тогда наилучшей оценкой в смысле приближения к «индексу» должна быть некая суммарная оценка, учитывающая и зрительное восприятие при чтении, и слуховое восприятие при слушании, и употребление слова самим индивидом. Какими данными можно было бы воспользоваться для получения подобной суммарной оценки? Мы практически не располагаем сведениями о частотах употребления слов в спонтанной устной речи, и поэтому нереально ставить вопрос о том, нельзя ли в качестве суммарной оценки взять усреднение по данным частотных словарей письменной речи, с одной стороны, и устной — с другой.

В данной работе делается попытка предложить другой способ решения этой задачи. С этой целью предлагается метод, позволяющий получать сведения о частотах элементов текста путем непосредственного обращения к суждениям индивидов—носителей языка — а именно к тем суждениям, которые отражают имеющиеся у носителей языка субъективные ощущения частоты встречаемости элементов речи в речевом опыте.

Заметим, что само по себе обращение к языковой интуиции носителя языка не является чем-то новым для методического арсенала лингвистики. По существу мы делаем то же самое, проводя диалектологические исследования в полевых условиях, изучая социальные и стилистические особенности функционирования речи с помощью лингвистических вопросников и т. д. В принципе мы с одинаковым доверием можем отнестись к ответам информанта на вопросы типа: «Какая форма Вам представляется более верной?» и «Какая форма представляется Вам более употребительной?». Единственное условие состоит в том, что мы должны

быть уверены, что интуиция испытуемого действительно распространяется на исследуемые факторы.

Можно считать установленным, что человек способен оценить частоты предъявленных ему элементов текста — слов, буквосочетаний, букв, если эта задача ставится перед ним в прямой форме. Например, в работе одного из авторов данной статьи было показано (Фрумкина, 1966), что если предъявить испытуемым (ин.) набор слов, различающихся по частоте (согласно данным словаря Штейнфельдт) и предложить упорядочить слова от частых к редким, то полученные оценки ($F_{\text{суб}}$) окажутся коррелированы с данными частотного словаря ($F_{\text{об}}$): слова, частые по словарю, большинством ин. оцениваются как наиболее частые в данном списке; слова, более редкие, по данным словаря, оцениваются ин. как редкие.

Представлялось не лишним основания предположить, что субъективные оценки частот слов, получаемые в результате непосредственного обращения к суждениям индивидов, являются суммарной оценкой частоты данного стимула в речевом опыте данного субъекта и в силу этого наилучшим приближением к «индексам частоты». Если бы это было действительно так, то прогноз, основанный на субъективных оценках, был бы, по-видимому, наиболее точным. Имеются некоторые экспериментальные исследования, результаты которых согласуются с этим предположением (Fraisse, 1964; Underwood and Schulz, 1960).

Существенные результаты, подтверждающие гипотезу об определяющей роли $F_{\text{суб}}$, изложены в работе Фрумкиной, Василевича и Герганова (наст. сб.). В этой работе на материале русских трехбуквенных сочетаний было показано, что пороги зрительного распознавания коррелированы с $F_{\text{суб}}$ стимулов и не коррелированы с их $F_{\text{об}}$.

Отсюда следует, что для решения определенного круга задач в экспериментальных исследованиях, по-видимому, целесообразно исходить именно из прямых субъективных оценок частот элементов текста, получаемых путем опроса носителей языка. Каким же образом на основе интуиции носителей языка можно получить сведения о частоте элементов текста? Проведение соответствующих экспериментов требует выработки определенной методики — точно так же, как определенной методики требует, скажем, н организация диалектологических анкет. Настоящая работа преследовала цель кратко описать методику, позволяю-

щую путем относительно простого эксперимента получать надежные сведения о частоте элементов текста, обращаясь непосредственно к суждениям информантов.

Существует целая область науки — психометрика, которая специально рассматривает методы проведения опытов, где экспериментатор обращается к интуиции испытуемого, и способы обработки получаемых в подобных опытах данных (например, Guilford, 1954; Stevens, 1946 и т. д.). Указанные методы в основе своей — статистические, однако они имеют ряд особенностей, связанных в первую очередь с тем, что объектом исследования является человек — точнее говоря, субъективное пространство его ощущений.

Обращаясь к суждениям информанта для выяснения вопроса о том, насколько употребительным представляется ему тот или иной элемент текста, мы тем самым пытаемся измерить субъективные расстояния между ощущениями частоты употребительности предъявленных ему стимулов. Таким образом, задача получения субъективных оценок частот элементов текста должна рассматриваться как типичная задача психометрики. Естественно поэтому, что при попытках ее решения возникает ряд проблем, характерных для психометрики вообще.

II. НЕКОТОРЫЕ СВЕДЕНИЯ О ПСИХОМЕТРИЧЕСКИХ МЕТОДАХ

Психометрические измерения имеют свою специфику, существенно отличающую их от измерений другого типа, — например, от различных измерений, производимых с помощью приборов.

Как известно, любое измерение есть приписывание чисел объектам по определенным правилам. Для того, чтобы осуществить операцию измерения, следует знать: 1) правила приписывания чисел объектам (правила шкалирования); 2) математические операции, разрешенные над приписанными числами. Соответственно (1) и (2) выделяют четыре уровня измерений (четыре типа шкал): шкала наименований, шкала порядка, шкала интервалов и шкала отношений. Принято считать, что измерения субъективных расстояний между ощущениями осуществляются в терминах шкалы порядка (Guilford, 1954). В силу этого представляется целесообразным привести некоторые сведения, касающие-

ся специфики осуществления измерений на уровне шкалы порядка, в частности: 1) указать операции, которые разрешено производить над числами, полученными на шкале порядка; 2) описать методы представления полученных в эксперименте результатов и методы их статистической обработки; 3) указать, какие критерии статистической проверки гипотез могут применяться при анализе результатов экспериментов данного типа.

Шкала порядка характеризуется тем, что на ней установлены отношения равенства и отношения «больше, чем...» («меньше, чем...»). Это означает, что для любых двух объектов, измеренных с помощью шкалы порядка, можно не только сказать, «равны» они или нет по интенсивности некоторого признака, но и указать, какой из них в большей (или меньшей) степени обладает данным признаком. Например, про слова *вода* и *путина* можно сказать, что частота их встречаемости весьма различна (они «не равны» по частоте), и при этом индивид — носитель русского языка может утверждать, что частота слова *вода* «больше», чем частота слова *путина*.

Важно, однако, подчеркнуть, что на порядковой шкале не определено равенство интервалов. Это означает, например, что если некоторый объект А относится по какому-либо признаку к разряду 2 шкалы, объект В — к разряду 4, а объект С — к разряду 6, то отсюда вовсе не следует, что С отстоит от В на столько же, на сколько В отстоит от А.

Учитывая установленные на шкале порядка отношения, порядковые числа можно умножать на константу (или прибавлять к ним константу), возводить в степень и логарифмировать, однако не допускается сложение или умножение порядковых чисел между собой. Поэтому, если требуется получить меру центральной тенденции распределения оценок ии., то с этой целью невозможно использовать среднее арифметическое. В качестве меры центральной тенденции следует выбрать величину, вычисление которой основано только на тех математических операциях, которые разрешены на порядковой шкале, а именно — медиану (*Me*). Соответственно в качестве меры рассеяния следует вычислять не дисперсию оценок, а полуинтерквартильный размах *Q* их распределения¹.

Обычно цель эксперимента не состоит только в получении

для некоторых стимулов определенных субъективных оценок. Во многих случаях на основе полученных оценок предполагается решить ряд содержательных задач типа: принадлежат ли стимулы А и В по определенному параметру к одной генеральной совокупности или к разным; является ли наблюдаемое в опыте различие в оценках стимулов А и В существенным или случайным и т. д. Известно, что вопросы такого рода решаются методами статистической проверки гипотез, с помощью применения различных статистических критериев. Учитывая ограничения, накладываемые на операции над порядковыми числами, следует использовать для проверки статистических гипотез так называемые порядковые, или непараметрические критерии (Siegel, 1956). Применение этих критериев предполагает использование не самих значений наблюдаемых величин, а лишь их упорядоченность (к числу таких критериев относится например, критерий Х Ван дер Вардена, критерий медиан).

В психометрике существует целый ряд различных методик измерения субъективных расстояний между ощущениями. Из них для измерения субъективных расстояний между ощущениями частоты применялись следующие три методики: метод парных сравнений (Underwood and Schulz, 1960); метод ранжирования (Howes, 1957; Фрумкина, 1966); метод последовательных интервалов (Noble, 1953).

В диссертации одного из авторов данной статьи (Василевич, 1968) было показано, что для измерения субъективных расстояний между ощущениями частоты встречаемости элементов текста наиболее удобен метод последовательных интервалов. В значительной мере это связано с тем, что, в отличие от метода ранжирования и метода парных сравнений, применение которых ограничено наборами стимулов порядка 15—30, метод последовательных интервалов дает возможность получать оценки частот для групп стимулов большого объема, порядка 100—150. Ниже мы более подробно остановимся на вопросах применения этого метода.

III. МЕТОДИКА ПРОВЕДЕНИЯ ЭКСПЕРИМЕНТОВ С ПРИМЕНЕНИЕМ МЕТОДА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНЫХ ИНТЕРВАЛОВ

Метод последовательных интервалов состоит в том, что ии. предъявляется набор стимулов и шкала из *K* категорий, упорядоченных по степени интенсивности некоторого при-

¹ Несколько подробнее о *Me* и *Q* мы будем говорить ниже, стр. 21, 22.

знака от наименьшей (1) к наибольшей (K). Задача ии.— разделить заданный набор стимулов на K классов, соответствующих K категориям шкалы. В нашем случае ии. предлагается набор элементов текста — слов или буквосочетаний, которые следует разделить по признаку частоты на несколько классов в соответствии с заданной шкалой употребительности. При этом к классу 1 (соответствующему категории № 1 шкалы употребительности) должны быть отнесены «самые редкие» стимулы, к классу 2 — стимулы, которые представляются более частыми и т. д.

При использовании метода последовательных интервалов ии. работают не со всем набором стимулов одновременно, а дают оценку каждому стимулу по отдельности, причем предполагается, что оценка каждого отдельного стимула не зависит от оценок, данных остальным стимулам набора. Данная методика позволяет ии. выразить как свои представления о различии между стимулами, так и представления о равенстве стимулов, поскольку имеется возможность поместить любое число стимулов в одну и ту же категорию. К недостаткам метода последовательных интервалов можно отнести то обстоятельство, что испытуемый не может выразить более тонкие различия между своими субъективными ощущениями (в нашем случае — ощущениями частоты встречаемости), чем те градации, которые заданы ему категориями шкалы.

Для того, чтобы читатель мог составить достаточно ясное представление о сущности применяемой методики, мы сочли целесообразным изложить процедуру построения шкалы употребительности, и описать основные способы обработки результатов опытов данного типа ².

Построение шкалы употребительности

В психометрике принято обозначать категории шкалы либо обычными числами, либо давать им какие-нибудь словесные наименования. В первом случае группировка стимулов в соответствии с категориями шкалы состоит в том, что и. приписывает стимулу число, соответствующее номеру категории, в которую он помещает данный стимул. В случае, если категории имеют словесные наименования (например, *очень тихо, тихо, громко, очень часто, часто* и

² Более подробные сведения о методике получения оценок $F_{\text{суб}}$ содержатся в упомянутой выше работе А. П. Василевича (1963).

т. п.), и. относит стимул к той или иной категории, опираясь на ее наименование, а экспериментатор в дальнейшем приписывает стимулу номер этой категории. Как следует из специально проведенных экспериментов (Психологические измерения, 1967), выбор той или иной системы обозначений категорий не влияет сколько-нибудь значимо на характер результатов. Применительно к нашей задаче это означает, что нет принципиальной разницы в том, обозначать ли категории частоты числами или словесными наименованиями типа *редко, часто* и т. п. Тем не менее полагают, что полезно сочетать словесное наименование каждой категории с числом, указывающим номер категории по порядку изменения интенсивности исследуемого признака.

Анализ литературных данных показал, что не существует общепринятой системы словесных наименований (типа *часто, редко, иногда* и т. п.) для обозначения разрядов шкалы употребительности. Мы сочли разумным осуществить отбор соответствующих наименований с помощью эксперимента, в котором испытуемым предлагалось выразить свое мнение относительно того, с какой степенью частоты ассоциируются у них те или иные слова. Эксперимент включал три этапа: отбор предварительного списка слов-кандидатов; опрос информантов и окончательный отбор названий на основе результатов опроса.

Всего для предварительного списка было отобрано 32 слова и словосочетания, представлявших весь диапазон обозначений употребительности от *никогда* до *каждый день, на каждом шагу*. При отборе стимулов мы старались, насколько это было возможно, иметь в списке симметричные пары (ср. *очень редко — очень часто, нередко — нечасто* и т. п., см. табл. 1).

Отобранные слова и словосочетания отпечатывались на отдельных карточках и предъявлялись ии. Ии. должны были разделить стимулы на 9 классов в соответствии со следующей инструкцией: «Вам предложены карточки со словами и словосочетаниями, которые употребляются в речи для обозначения частоты какого-либо события. Например, если Петров говорит, что он «ходит в кино очень часто», а Николаев — что он «ходит в кино время от времени», то мы полагаем, что Петров бывает в кино чаще, чем Николаев. Или, если Петров видит некоторый предмет «на каждом шагу», а Николаев — «изредка», то очевидно, что Петров видит его значительно чаще, чем Николаев.

Таблица 1

№	Слова и словосочетания	Распределение оценок									Медиана		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9			
1	никогда	30	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,50
2	практически никогда	17	13	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,88
3	едва ли когда-нибудь	10	17	2	1	—	—	—	—	—	—	—	1,52
4	почти никогда	5	21	4	—	—	—	—	—	—	—	—	1,85
5	чрезвычайно редко	4	23	3	—	—	—	—	—	—	—	—	1,85
6	крайне редко	—	26	4	—	—	—	—	—	—	—	—	2,08
7	очень редко	—	25	5	—	—	—	—	—	—	—	—	2,07
8	весьма редко	1	16	11	1	1	—	—	—	—	—	—	2,57
9	редко	—	2	23	4	1	—	—	—	—	—	—	3,59
10	бывает, что встречается	—	1	15	5	3	1	—	—	—	—	—	4,12
11	более или менее редко	—	—	11	15	3	1	—	—	—	—	—	4,47
12	эпизодически	1	3	9	7	5	—	—	—	—	—	—	4,49
13	изредка	—	1	12	7	6	4	—	—	—	—	—	4,49
14	скорее редко, чем часто	—	1	7	20	2	—	—	—	—	—	—	4,54
15	нечасто	—	—	6	17	7	—	—	—	—	—	—	4,72
16	иногда	—	—	12	4	8	2	—	—	—	—	—	4,92
17	не очень редко, но и не часто	—	—	1	5	24	—	—	—	—	—	—	5,52
18	не очень редко	—	—	—	13	5	10	2	—	—	—	—	5,55
19	время от времени	—	—	—	8	10	7	2	—	—	—	—	5,55
20	не очень часто, но и не редко	—	—	—	4	19	7	—	—	—	—	—	5,72

KB

Таблица 1 (окончание)

№	Слова и словосочетания	Распределение оценок									Медиана		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9			
21	ни часто, ни редко	—	—	—	1	24	5	—	—	—	—	—	5,72
22	не очень часто	—	—	3	8	4	10	5	—	—	—	—	6,13
23	нередко	—	—	—	1	7	15	6	1	—	—	—	6,72
24	скорее часто, чем редко	—	—	—	—	1	21	8	—	—	—	—	6,97
25	более или менее часто	—	—	—	—	2	16	10	2	—	—	—	7,15
26	довольно часто	—	—	—	—	—	6	13	11	—	—	—	8,37
27	часто	—	—	—	—	—	1	16	11	—	—	—	8,64
28	весьма часто	—	—	—	—	—	1	7	17	5	—	—	9,37
29	очень часто	—	—	—	—	—	—	1	15	14	—	—	10,10
30	каждый день	—	—	—	—	—	—	3	11	15	—	—	10,20
31	практически все время	—	—	—	—	—	—	2	7	21	—	—	10,49
32	на каждом шагу	—	—	—	—	—	—	—	6	24	—	—	10,58

Разложите данные карточки по ячейкам прилагаемой шкалы в соответствии с тем, какое представление о частоте вызывается у Вас тем или иным словом или словосочетанием. Слова, вызывающие у Вас представление о большей частоте, должны быть помещены в ячейки, расположенные ближе к правому концу шкалы: 9, 8 и т. д.; слова, вызывающие представление о меньшей частоте — в ячейки, расположенные ближе к левому концу шкалы: 1, 2 и т. д. Например, карточку «на каждом шагу» следует положить правее, чем карточку «изредка», а «очень часто» — правее, чем «время от времени».

Не задумывайтесь подолгу над каждым словом. Не бойтесь дать ему ту оценку, которая первой придет Вам в голову. Если Вам будет трудно дать оценку какому-нибудь слову, пропустите его и вернитесь к нему позже.

Если Вам покажется, что Вы ошибочно положили какое-то слово в определенную ячейку, можете переложить его в другую, которая, по Вашему мнению, более точно соответствует месту этого слова на шкале.

В эксперименте участвовало 30 чел., преимущественно лингвисты. Результаты эксперимента представлены в табл. 1, где для каждого стимула приведено распределение оценок и медиана распределения в единицах интервальной шкалы³. То, что медианы вычислены здесь в единицах интервальной шкалы, позволяет производить над полученными числами ряд операций, необходимых при дальнейшей обработке результатов опыта. При окончательном отборе слов и словосочетаний для наименований шкалы употребительности мы руководствовались следующими принципами.

1. В качестве наименований не следовало отбирать слова с большим разбросом оценок.

2. Желательно было, чтобы расстояние между отобранными словами по медиане было по возможности одинаковым: например, если расстояние между наименованиями 2-й и 3-й категорий равно 1,5, то расстояние между наименованиями 3-й и 4-й категорий должно быть примерно таким же.

3. Мы стремились к тому, чтобы шкала была симметричной по наименованиям категорий: так, если на шкале име-

ется категория *очень редко*, то ей должна была бы соответствовать категория *очень часто*.

Прежде, чем перейти к отбору наименований, следовало решить вопрос о том, из скольких категорий должна состоять шкала употребительности. Из многочисленных опытов, связанных с психометрическими измерениями, известно, что число делений шкалы не влияет кардинально на результаты эксперимента, в котором производится шкалирование субъективных ощущений (Психологические измерения, 1967).

Следует, однако, иметь в виду следующее. Шкала с небольшим числом разрядов позволяет получать довольно грубые оценки, поскольку ии. не имеют возможности производить более тонкой градации стимулов. В силу этого экспериментатор, который заинтересован в получении от ии. максимальной информации, естественно, стремится иметь шкалу с достаточно большим числом категорий. Однако известно, что ии. лишь до известного предела могут отмечать различия в предъявляемых им стимулах. Чрезмерно большое число категорий на шкале может привести к тому, что от ии. потребуется такое тонкое разбиение стимулов, на которое они просто не способны, в силу чего разбиение стимулов в пределах некоторых разрядов будет сделано произвольно, т. е. на случайном уровне.

Вопрос о том, до какого предела можно увеличить число категорий шкалы, т. е. какое число категорий следует считать оптимальным, является весьма сложным и требует специального исследования, которое не входило в нашу задачу. Мы сочли целесообразным следовать практике, установившейся в психометрических опытах, где обычно используются шкалы с нечетным числом категорий: 5, 7, 9 и 11.

Для наших задач мы попытались построить две шкалы употребительности — с 5 и 7 категориями. При отборе наименований для этих шкал 1-е требование было выполнено, поскольку в целом между ии. наблюдалось хорошее согласие в оценках. Что касается требований 2 и 3, то оказалось, что их очень трудно совместить: в пределах нашего набора трудно подобрать 7 и даже 5 наименований, которые одновременно удовлетворяли бы и требованию равенства интервалов, и требованию симметричности. При окончательном отборе наименований мы стремились выполнить прежде всего требование симметричности, считая его по существу

³ Процедура перехода к числам на интервальной шкале подробно описана в книге Гилфорда (Guilford, 1954).

более важным для достижения того, чтобы построенная нами шкала была адекватной поставленным задачам. Построенные таким образом шкалы представлены в табл. 2 и 3.

Таблица 2

Шкала с пятью категориями

№ п. п.	Наименование категорий	Медиана
1	никогда	0,50
2	редко	3,59
3	ни часто, ни редко	5,72
4	довольно часто	8,37
5	на каждом шагу	10,58

Таблица 3

Шкала с семью категориями

№ п. п.	Наименование категорий	Медиана
1	никогда	0,50
2	весьма редко	2,57
3	более или менее редко	4,47
4	ни часто, ни редко	5,72
5	более или менее часто	7,15
6	весьма часто	9,37
7	на каждом шагу	10,58

Следует отметить, что проведенные нами ранее эксперименты по получению $F_{\text{суб}}$ элементов текста были реализованы с помощью несколько иной шкалы употребительности (см. табл. 4). Наименования для нее были выбраны в эксперименте меньшего объема, чем описанный выше (Василевич, 1968). По сравнению со шкалой, представленной в табл. 3, в данной шкале в меньшей степени соблюдено требование симметричности и равенства расстояний между наименованиями категорий. Однако следует подчеркнуть, что при

Таблица 4

№ п. п.	Наименование категорий	Медиана	№ п. п.	Наименование категорий	Медиана
1	никогда	0,50	5	скорее часто, чем	6,97
2	очень редко	2,07		редко	
3	скорее редко, чем часто	4,54	6	весьма часто	9,37
4	не очень редко, но и не часто	5,52	7	на каждом шагу	10,58

сравнении экспериментов, проведенных по обеим шкалам, мы получили в целом однотипные результаты.

Описанная нами шкала употребительности, вообще говоря, является шкалой равнокажущихся интервалов, поскольку предполагается, что ее деления отстоят на психологическом континууме на равные интервалы. В силу этого медиана распределения оценок в опытах с применением этой шкалы может рассматриваться как число на интервальной шкале. Однако имеются соображения, по которым допущение о том, что шкалы этого типа являются интервальными, оказывается слишком сильным (Guilford, 1954). Во избежание возможных ошибок из-за слишком сильных допущений предпочтительнее рассматривать нашу шкалу употребительности как шкалу порядка. Излагаемая ниже процедура обработки результатов рассчитана именно на порядковую шкалу.

Основные способы обработки результатов

Обычная процедура обработки результатов в опытах, где используется метод последовательных интервалов, состоит в том, что стимулу, помещенному данным и. в некоторую категорию, приписывается число (оценка), соответствующее номеру этой категории. Например, если стимул А помещен испытуемым в категорию 3, а стимул В — в категорию 5, считается, что данный испытуемый приписал им оценки соответственно 3 и 5. Непосредственные результаты измерения обычно имеют вид матрицы, где на пересечении j -го столбца и i -й строки указано число n_{ij} , приписавших i -му стимулу оценку j . Распределение оценок группы n_i для стимула i определяется по i -й строке в таблице.

Как это обычно принято, для более сжатого представления полученных данных вычисляют меру центральной тенденции распределения оценок. В нашем случае, как мы говорили выше, в качестве такой меры выступает медиана распределения (Me). Медиана указывает точку на шкале возможных оценок, ниже которой помещено 50% оценок, приписанных данному стимулу. Подсчет величины медианы по распределению оценок для каждого стимула производится по формуле:

$$Me = L_i + k_i \frac{\frac{N}{2} - N_1}{N_2}, \quad (1)$$

где i — номер категории, содержащей искомую медиану; L_i — нижняя граница i -й категории; k_i — ее ширина⁴; N — общее число ин.; N_1 — число ин., поместивших данный стимул ниже L_i ; N_2 — число ин., поместивших данный стимул в категорию i .

В дальнейшем каждый стимул характеризуется его медианой, которая интерпретируется как усредненная субъективная оценка стимула по всей группе ин. Именно эти оценки и будут в дальнейшем предметом нашего исследования. Напомним, что вычисленные таким образом Me представляют собой числа на порядковой шкале, и потому все операции над ними определяются в соответствии с соображениями, изложенными выше.

Мы уже говорили, что в качестве характеристики меры рассеяния для порядковых чисел применяется полуинтерквартильный размах Q . Следует иметь в виду, что величина Q характеризует не отклонение от какой-либо определенной средней, а общую величину рассеяния. Q вычисляется по формуле:

$$Q = \frac{Q_3 - Q_1}{2}, \quad (2)$$

где Q_1 — первая квартиль, т. е. точка на шкале, ниже которой лежит 25% всех оценок, а Q_3 — третья квартиль, т. е. точка, ниже которой лежит 75% всех оценок. При этом:

$$Q_1 = L_i + \frac{\frac{N}{4} - N_1}{N_2} \quad \text{и} \quad Q_3 = L_i + \frac{\frac{3N}{4} - N_1}{N_2} \quad (3)$$

(обозначения в (3) те же, что в (1)).

Величина Q может быть содержательно интерпретирована как мера согласия ин. в их оценках. Действительно, если бы все N ин. оценивали стимул i абсолютно единодушно т. е. помещали бы его в одну и ту же категорию шкалы, то величина Q была бы минимальной ($Q = 0,25$), поскольку $N = N_2$, а $N_1 = 0$.

Рассмотрим теперь, что же означает полное «отсутствие согласия» между ин. Прежде всего заметим, что «отсутствие

⁴ При подсчете Me по сгруппированным данным, полученным на шкале порядка, обычно принимается, что все категории имеют равную ширину. В нашем случае для всех i $k = 1$ (ср. Guilford, 1954, стр. 120 и след.).

согласия» возникает в двух совершенно различных ситуациях:

а) когда ин. дают оценки стимулу S на случайном уровне, т. е. помещают его в ту или иную категорию шкалы более или менее произвольно. В этом случае распределение оценок при достаточно большом N будет близко к прямоугольному: при K категориях в каждую попадает N/K оценок;

б) когда в пределах обследованной группы ин. выделяется два подмножества лиц, каждое из которых дает оценки на неслучайном уровне, однако мнения ин. этих двух подмножеств резко расходятся: ин. одного подмножества единодушно помещают данный стимул в одну категорию, а ин. другого подмножества — в другую категорию, причем эти категории далеко отстоят друг от друга (в предельном случае они расположены на противоположных концах шкалы). Иначе говоря, имеет место бимодальное распределение оценок. В этом случае значение Q достигает максимума. Очевидно, что величина Q строится так, что меньшее численное значение Q соответствует большему согласию ин. Проанализируем теперь, какие значения может принимать Q для используемой нами шкалы в ситуациях а) и б).

Рассмотрим вначале шкалу из 7 категорий. При этом будем иметь в виду, что при использовании в экспериментах в качестве стимулов обычных слов попадание стимулов в категорию шкалы 1 (*никогда*), вообще говоря, исключается. Таким образом, шкала имеет по существу не 7, а 6 «рабочих» категорий, и потому максимальные расхождения оценок ин. могут быть охарактеризованы следующими распределениями:

$0 - \frac{N}{6} - \frac{N}{6} - \frac{N}{6} - \frac{N}{6} - \frac{N}{6} - \frac{N}{6}$ (ситуация а) и $0 - \frac{N}{2} - 0 - 0 - 0 - 0 - \frac{N}{2}$ (ситуация б).

Соответствующие максимальные значения Q равны 1,50 и 2,50.

Применительно к нашей задаче можно считать, что:

1) если значение Q близко к 0,25, то ин. проявили хорошее согласие в оценке стимула;

2) если значение Q приближается к 1,50, то ин. проявили плохое согласие в том смысле, что их оценки лежат на более или менее случайном уровне;

3) если значение Q лежит в пределах от 1,80 до 2,50, то имеет место тенденция к бимодальному распределению

оценок, выраженная тем отчетливее, чем ближе значение Q к 2,50.

Понятно, что для исследователя наименьшая информация содержится в распределениях оценок, для которых Q близко к 1,50, поскольку по существу это означает, что ин. не в состоянии дать соответствующему стимулу оценку на неслучайном уровне.

Для того, чтобы иметь возможность сравнивать отдельные стимулы по степени согласия оценок ин., условно разделим значения Q на шесть категорий, соотнеся каждую из них с определенной степенью согласия⁵:

- I. ($0,25 \leq Q \leq 0,60$) — «единодушные оценок»;
- II. ($0,61 \leq Q \leq 0,90$) — «хорошее согласие»;
- III. ($0,91 \leq Q \leq 1,10$) — «среднее согласие»;
- IV. ($1,11 \leq Q \leq 1,80$) — «плохое согласие»;
- V. ($1,81 \leq Q \leq 2,00$) — «плохое согласие с признаками бимодальности»;
- VI. ($2,01 \leq Q \leq 2,50$) — «бимодальное распределение оценок»

Аналогичным образом можно установить границы Q для определения степеней согласия при использовании шкалы из 5 категорий.

Итак, в результате опыта каждый стимул может быть охарактеризован с помощью двух параметров: Me — меры центральной тенденции распределения оценок данного стимула для данной группы ин., и Q — меры согласия ин. в своих оценках.

Некоторые замечания о надежности методики

Как известно, под «достаточно надежным» экспериментом принято понимать эксперимент, результаты которого воспроизводимы. Применительно к нашей задаче это означает следующее. Повторное предъявление определенного набора стимулов одному и тому же ин. в однотипных условиях приводит к «одинаковым» результатам — в том смысле, что разброс данных не выходит за пределы выборочных ошибок измерения. То же самое относится к группе ин. при условии,

что они представляют собой однородную совокупность. Для измерений на шкалах более высокого уровня, чем шкала порядка — шкалах интервалов и отношений — в статистике имеется весьма тонкий аппарат, позволяющий измерить надежность эксперимента или планировать его с заданной степенью надежности (например, коэффициент Спирмена — Брауна и пр.).

В доступной авторам литературе не удалось обнаружить аналогичных методов, позволяющих оценить надежность эксперимента, где результаты выражены в числах на шкале порядка. Поэтому нами было проведено специальное исследование с целью оценить надежность экспериментов по получению $F_{\text{суб}}$ слов. Использовался метод ретеста, т. е. повторение опыта с теми же испытуемыми через длительный промежуток времени. Было проведено две серии опытов с разными наборами стимулов и разными группами ин.⁶ В первой серии участвовало 6 ин., которым предъявлялся набор из 100 слов. Интервал между первым опытом и ретестом составлял от шести до девяти месяцев. Во второй серии участвовало 9 ин., которым предъявлялся набор из 40 слов; интервал между первым и повторным опытом составлял в среднем один месяц.

Результаты обеих серий опытов приведены в табл. 5, где для каждого ин. указано число слов, помещенных им при тесте и ретесте в одну и ту же категорию шкалы со сдвигом ± 1 категория, ± 2 категории и т. д. В последней графе таблицы указан средний сдвиг в оценках, приходящийся на одно слово у данного ин. Как видно из таблицы, оценки ин. весьма устойчивы: в точности в ту же категорию в первой серии помещалось около 40% слов, во второй 43% слов. Со сдвигом на 1 категорию было оценено соответственно 48% и 41% слов. Только 2,4% слов в первой серии и 4,2% слов во второй серии получили оценки со сдвигами более, чем на ± 2 категории. Отметим, что всего у одного ин. из 15 средний сдвиг превысил ± 1 категорию.

Представляло интерес выяснить, как соотносится устойчивость оценок слов с тем, насколько совпадают оценки разных ин., полученные для этих слов. Естественно было предположить, в частности, что если группа ин. оценила некоторое слово с малым разбросом, то и оценки этого слова,

⁵ Выбор границ основан на анализе результатов нескольких наших экспериментов, но, разумеется, не может рассматриваться как окончательный.

⁶ Опыты проводились с использованием шкалы употребительности, представленной в табл. 4.

Таблица 5

Серия	№ ин.	Сдвиги					Средний сдвиг
		0	± 1	± 2	± 3	± 4	
I	1	50	44	6	0	0	0,56
	2	47	50	3	0	0	0,56
	3	40	51	9	0	0	0,69
	4	42	42	10	6	0	0,80
	5	28	52	17	3	0	0,95
	6	29	47	19	4	1	1,01
Всего		236	286	64	13	1	0,76
Всего в %		39,2	47,7	10,7	2,2	0,2	
II	1	24	15	1	0	0	0,42
	2	22	14	4	0	0	0,55
	3	18	22	0	0	0	0,55
	4	22	14	3	1	0	0,57
	5	16	16	7	1	0	0,80
	6	18	13	6	3	0	0,85
	7	13	16	10	1	0	0,97
	8	11	22	4	3	0	0,97
	9	10	16	8	4	2	1,30
Всего		154	148	43	13	2	0,78
Всего в %		42,8	41,1	11,9	3,6	0,6	

полученные от одного и того же ин. при повторном тестировании, будут мало отличаться между собой. Для проверки данной гипотезы обратимся к результатам опытов серии I.

В первом опыте этой серии набор из 100 слов предъявлялся 30 ин., из которых для повторного тестирования было произвольно отобрано 6 чел. После первого предъявления стимулов для всех слов набора по показаниям 30 ин. было подсчитано их Q и выделены группы слов, оцененных с разной степенью согласия между ин. (см. выше). Далее, по результатам ретеста были подсчитаны сдвиги в оценках отдельно для слов с «единодушным» оценок, для слов с «хорошим согласием» и т. д. В табл. 6 указано, какая доля слов (в %) из данной группы была оценена со сдвигом на ± 1 категория и т. д. Как видно из таблицы, наиболее ус-

Таблица 6

Степень согласия	Число слов в группе	Сдвиги			Средний сдвиг
		0	± 1	± 2 и более	
«Единогодушные»	20	40,8%	50,8%	8,4%	0,69
«Хорошее согласие»	48	42,7%	44,8%	12,5%	0,71
«Среднее согласие»	23	34,7%	50,0%	15,3%	0,84
«Плохое согласие»	9	31,4%	48,2%	20,4%	0,98

тойчивы оценки тех слов, для которых в первом опыте было обнаружено наибольшее согласие в оценках между ин.

Можно считать в целом, что оценки $F_{\text{суб}}$, полученные с помощью описанной выше методики, весьма устойчивы.

Выводы

Описанная в данной работе методика получения $F_{\text{суб}}$ слов позволяет путем проведения простого эксперимента получать весьма надежные сведения о частотах для любого заданного набора стимулов. Объем набора, для которого можно получить такие оценки, достаточно велик, чтобы подобные эксперименты могли проводиться всякий раз, когда необходимо располагать сведениями о частоте заданного множества слов. Это обстоятельство делает исследователя независимым от наличия частотных словарей, что является особенно ценным для тех, кто работает на материале русского языка, поскольку в настоящее время мы не располагаем достаточно полным и надежным частотным словарем русского языка.

Сказанное относится не только к оценкам частоты слов, но и к оценкам частот различных элементов текста — как меньших, чем слово, так и больших — например, словосочетаний.

В заключение мы хотели бы подчеркнуть следующее. В данной работе метод измерения субъективных расстояний между ощущениями был применен для измерения субъективных расстояний между ощущениями частоты встречаемости. В принципе этот метод приложим и к измерению других субъективных характеристик речевых стимулов. В частности, этим методом можно исследовать, какие слово-

сочетания или формы представляются носителю языка более правильными (Ср. Орлов и Журавлев, 1967), какие буквосочетания или слоги представляются трудно или легко произносимыми (Фрумкина и Василевич, наст. сб.), какие слова кажутся более «приятными» (Johnson и др., 1960), какие звуки представляются более «похожими» (Галунов, 1967) и т. д.

ПРОБЛЕМЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ СУБЪЕКТИВНОЙ МЕТРИКИ ОЩУЩЕНИЙ

М. С. МАЦКОВСКИЙ

Исследователи, занимающиеся проблемами речевого поведения человека, обычно ставят своей задачей найти ряд основных характеристик элементов речи, которые бы наиболее полно описывали изучаемые процессы или явления. Эти характеристики можно условно разделить на две большие группы.

К первой группе относятся характеристики, объективно существующие вне воспринимающего их индивида. К таким характеристикам относятся, например, вероятность употребления речевых единиц в печатных материалах, амплитуда и частота подаваемого речевого сигнала, средняя длина слов в буквах или фонемах, среднее количество информации, приходящееся на букву, и т. д. Такие характеристики мы будем называть объективными характеристиками речи. Ко второй группе относятся характеристики, описывающие восприятие тех или иных элементов речи носителями языка и связанные не столько с объективными речевыми параметрами, сколько с особенностями их восприятия. Примером таких характеристик может служить «привычность» тех или иных речевых единиц для носителя языка (familiarity), абстрактность или конкретность используемых слов и выражений, произносительная трудность тех или иных сочетаний звуков, оценка слова по какой-либо из шкал семантического дифференциала Осгуда и т. п. Такие характеристики мы будем соответственно называть субъективными характеристиками речи.

При количественном подходе к описанию речевого поведения почти всегда появляется необходимость получения численных оценок изучаемых характеристик и анализ этих оценок с помощью различных статистических методов (корреляционного, факторного, дисперсионного анализа и т. д.). Численные оценки могут быть получены в результате измерения интересующих нас характеристик. Термин «измерение» мы, следуя традиции, принятой в науках о поведении человека, будем понимать как «приписывание чисел объектам согласно определенным правилам для обозначения количества объектов или степени выраженности свойств, которыми они обладают» (Torgerson, 1958).

Правила, по которым мы можем приписывать числа объектам, содержащим характеристики первого рода, достаточно привычны для нас, поскольку измерение подобных характеристик в принципе не отличается от измерения физических величин. В основном эти правила сводятся к тому, что мы принимаем некоторую однородную величину за единицу измерения, и затем определяем отношение измеряемой величины к выбранной нами единице измерения. Допустимость применения различных статистических процедур к получаемым численным оценкам обычно не вызывает никаких возражений. Однако достаточно часто для адекватного описания речевого поведения индивидов необходимо применение характеристик, входящих во вторую из выделенных нами групп. Эти характеристики, не существующие вне носителей языка, основаны на субъективных оценках, и их измерение сопряжено с целым рядом трудностей. В этом случае возможность применения правил, описанных выше, вызывает сомнение по двум причинам: совершенно не ясно, во-первых, каким образом выбрать единицу измерения для получения субъективных оценок; и, во-вторых, насколько законной является операция сопоставления измеряемой субъективной величины с выбранной тем или иным образом субъективной единицей измерения, т. е. в какой мере определено отношение двух субъективных величин.

Целью данной работы является рассмотрение некоторой системы правил, отличной от применяемой для измерения физических величин, которая позволила бы нам приписывать числа субъективным характеристикам вербальных стимулов. При этом восприятие вербальных стимулов мы будем рассматривать в рамках чисто психофизической проблемы,

т. е. при рассмотрении реакции организма на определенный вербальный стимул нас будет интересовать лишь то, насколько свойства самого стимула определяют эту реакцию. При этом предполагается, что можно абстрагироваться от переменных, связанных с внутренним состоянием воспринимающего организма и условиями воздействия данного стимула на данный организм (создавая, например, экспериментальный контроль над этими переменными). Введение субъективной метрики для характеристик, связанных с восприятием речи, становится, таким образом, частным вопросом более общей проблемы — количественного измерения интенсивности ощущения, являющейся, по словам Стивенса, «центральным пунктом в борьбе за превращение психологии в науку» (Stevens, 1959).

Прежде чем перейти к рассмотрению возможных решений данной проблемы, необходимо сделать несколько замечаний, касающихся логики и методики психофизического измерения. Условимся для простоты рассматривать одномерную модель восприятия стимулов, т. е. будем считать, что стимулы изменяются только по отношению к одному интересующему нас признаку, а остальные признаки имеют одинаковую степень выраженности для всех стимулов. Говоря о значении стимула, мы будем подразумевать степень выраженности в нем этого единственного признака. Для описания того, насколько данный признак объективно выражен в каждом из предлагаемых индивиду стимулов и каким образом индивид воспринимает объективные значения стимулов, обычно вводят в рассмотрение два континуума: физический континуум и параллельный ему психологический континуум.

Каждая из точек физического континуума соответствует некоторому изменению определенного физического свойства предъявляемого стимула. Примером такого континуума может служить совокупность точек, выражающих изменение частоты звуковой волны или амплитуды ее колебаний, ряд точек, соответствующий всевозможным весам или длинам линий и т. д.

Психологический континуум является одномерной моделью, отображающей всю совокупность реакций организма на определенные значения физических свойств объектов и изменения этих свойств. Изменению частоты звука на физическом континууме соответствует изменение высоты тона на психологическом континууме, а изменению длины

линии — изменение зрительного восприятия этой длины и т. д.

Ряд численных значений, приведенных во взаимно однозначное соответствие с точками того или иного континуума, образуют определенную шкалу измерения. Обычно различают четыре уровня измерения и в связи с этим рассматривают четыре типа шкал: шкалу наименований, порядковую шкалу, интервальную шкалу и шкалу отношений (порядок перечисления соответствует повышению уровня измерения). В самом общем виде каждую из этих шкал можно охарактеризовать следующим образом.

Числа или иные символы образуют шкалу наименований в том случае, если они используются просто для идентификации групп, к которым принадлежат различные объекты (ср. классификацию растений и т. п.).

Если между любой парой объектов, принадлежащих к различным категориям шкалы, можно установить отношение типа: «лучше», «выше», «труднее», т. е. для одного из таких объектов фиксируется большая степень выраженности признака, по которому сравниваются эти объекты, то числа или символы, приписываемые данным объектам, образуют порядковую шкалу. Таким образом, порядковая шкала — это шкала наименований с установленной упорядоченностью чисел или символов, образующих данную шкалу. Типичным примером использования такой шкалы является шкала школьных оценок или воинских званий.

Если шкала обладает всеми характеристиками порядковой шкалы и, кроме того, известно расстояние между любыми двумя числами на этой шкале, то мы можем говорить о шкале интервалов. Интервальная шкала характеризуется общепринятой и постоянной единицей измерения, благодаря которой при сравнении любой пары объектов упорядоченного ряда объектов мы можем использовать действительные числа. При измерении такого рода отношение любых двух интервалов не зависит от единицы измерения и расположения точки отсчета. Примером использования интервальной шкалы может служить измерение температуры с помощью любых известных шкал (Цельсия, Фаренгейта, Кельвина и т. д.).

Если на интервальной шкале имеется реальная точка отсчета, то эта шкала превращается в шкалу отношений¹.

¹ Более подробное описание уровней измерения и типов шкал можно найти в работах Стивенса (Стивенс, 1960; Stevens, 1959).

Чем выше уровень измерения, тем больше операций мы можем производить над числами. Обсуждая этот вопрос, Стивенс показал, что если природа объектов такова, что для их измерения необходимо применять шкалу наименований или порядковую шкалу, то мы не можем законным образом использовать такие важные статистические методы, как факторный и дисперсионный анализ, применять параметрические критерии различия, вычислять коэффициент корреляции моментов произведенный и среднее арифметическое (Стивенс, 1960).

Однако в силу специфики объектов исследования в психологии наиболее широко применяются именно порядковые шкалы, что в ряде случаев приводит к резкому противоречию между низким уровнем измерения и желательным высоким уровнем анализа данных. Поэтому становится понятным стремление психологов построить эксперимент таким образом, чтобы числа, приписываемые измеряемым объектам, образовывали по крайней мере интервальную шкалу измерения.

Итак, для того чтобы мы могли не только упорядочивать вербальные стимулы по степени выраженности в них интересующих нас субъективных речевых характеристик, но и выявлять более глубокие связи, существующие между ними, нам необходимо сформулировать такие правила приписывания чисел данным характеристикам, чтобы на основании этих правил можно было построить шкалу измерения не ниже интервальной. После установления этих правил, т. е. создания определенной модели измерения субъективных характеристик, мы должны установить экспериментальную ситуацию, в ходе которой была бы возможна реализация данной модели.

Рассмотрим теперь одну из моделей, позволяющую построить интервальную шкалу измерения субъективных характеристик стимулов. В основе этой модели, разработанной известным американским психологом Терстоуном, лежат следующие положения.

При предъявлении любого стимула в организме возникает некоторый «процесс различения», который определяется Терстоуном как «процесс, с помощью которого организм идентифицирует, различает, распознает стимулы или реагирует на них» (Thurstone, 1927). При этом в определении ничего не говорится о психической, физиологической или какой-либо другой природе этого процесса, так как для существа предлагаемой модели это не принципиально.

Предположим, что мы нашли некоторый способ измерения значений предъявляемых стимулов на психологическом континууме, т. е. сформулировали ряд правил, по которым мы можем приписывать числа процессам различения, связанным с тем или иным стимулом. При этом условии мы можем ввести в рассмотрение некоторую последовательность значений процессов различения, связанную с повторными предъявлениями одного и того же стимула определенному испытуемому в различные моменты времени².

Терстоун выдвинул два основных предположения относительно членов этой последовательности.

1. Из-за возможных мгновенных изменений состояния воспринимающего организма, значения предъявляемого стимула на психологическом континууме одного индивида могут отличаться друг от друга в зависимости от времени предъявления, т. е. следует говорить не о единственном значении, а о распределении значений. Терстоун тем самым вводит вероятностную модель восприятия стимулов. В его модели психологический континуум представляет собой гипотетическую прямую, выражающую совокупность всех возможных процессов различения всех возможных стимулов. Каждая точка этого континуума, соответствующая определенному значению процесса различения, теоретически может быть связана с любым стимулом из предлагаемого набора, но вероятность того, что она будет связана с каждым отдельным стимулом, различна. Каждый стимул характеризуется одним значением процесса различения, который наиболее часто возникает при предъявлении данного стимула. В качестве такого значения естественно выбрать моду распределения частоты значений процессов различения, связанных с повторным предъявлением данного стимула. Значение этой моды на психологическом континууме Терстоуном определяется как «модальный процесс различения» данного стимула.

2. Распределение значений процессов различения, связанных с повторным предъявлением стимула одному и тому же индивиду, является нормальным.

Вообще говоря, это предположение достаточно распространено в задачах такого рода. Оно представляется вполне

² Временной интервал между первым и последним предъявлениями стимула не должен превышать того интервала, за который в организме могут произойти существенные изменения. Существенность изменений определяется спецификой задачи.

правомерным еще и потому, что может быть подвергнуто экспериментальной проверке (Guilford, 1954), и тем самым приложение модели Терстоуна может быть ограничено теми последовательностями стимулов, где обоснованность этого предположения будет подтверждена. При обработке конкретных экспериментов можно во всех случаях предполагать нормальность распределения и в каждом отдельном случае подвергать это предположение экспериментальной проверке.

В рамках модели, предложенной Терстоуном, задача об измерении субъективных характеристик некоторого набора стимулов сводится к нахождению правил, по которым можно было бы приписать числа модальным процессам различения данных стимулов.

Рассмотрим, каким образом это можно сделать, основываясь на экспериментальных данных. Если мы будем просить индивида оценить значение какого-нибудь параметра стимула, например частоту встречаемости какого-либо русского слова, то этот вопрос вызовет у него затруднение прежде всего потому, что он не будет знать эталона измерения (т. е. ему будет неясно, с чем сравнивать эту частоту). Задача значительно упростится, если мы попросим и сравнить слова по частоте, предлагая ему, например, ответить на вопрос, какое из предъявленных ему слов чаще встречается в русском языке. Экспериментально установлено, что если на психологическом континууме измеряемой субъективной характеристики качества стимулы как-либо упорядочены, то индивиды с большой степенью уверенности отвечают на вопросы такого типа.

Разумно при этом предположить, что степень уверенности и. находится в прямой зависимости от того, насколько далеко расположены на психологическом континууме измеряемой характеристики оба сравниваемых стимула.

Степень уверенности индивида в том, что стимул А больше стимула В по отношению к какому-либо признаку, можно экспериментально обнаружить, предлагая ему многократно сравнивать эти два стимула относительно выраженности в них данного признака³. Частота смещения этих двух стимулов при такого рода сравнениях является единственной величиной, полученной из эксперимента, на ос-

³ При этом, конечно, необходимо создать такую экспериментальную ситуацию, при которой результаты последующего сравнения не зависят от предыдущих.

новании которой мы можем судить о близости сравниваемых стимулов на психологическом континууме. Рассмотрим два крайних случая: при частоте смещения, равной единице, в пятидесяти случаях из ста индивид считает, что стимул А больше стимула В, а в остальных пятидесяти—что стимул В больше стимула А относительно интересующего нас признака. Естественно интерпретировать этот результат как показатель того, что индивид не ощущает различия между двумя этими стимулами и расстояние между ними на психологическом континууме признака равно 0. В том случае, если частота смещения равна 0, т. е. в ста случаях из ста индивид считает, что стимул А больше стимула В или стимул В больше стимула А, мы можем сказать, что невозможность смещения этих двух стимулов свидетельствует об их максимальной удаленности на психологическом континууме признака.

Математическое выражение для зависимости между частотой смещения стимулов и их расстоянием на психологическом континууме можно получить следующим образом.

Рассмотрим некоторую гипотетическую прямую, отображающую психологический континуум любой пары сравниваемых стимулов, и введем на этой прямой некоторую числовую координату X . При многократном сравнении некоторой пары стимулов j и k на этом психологическом континууме создается частотное распределение процессов различения субъективного расстояния между этими стимулами, которое будет нормальным (частотные распределения стимулов j и k предполагаются нормальными, тогда распределение стимула $l = j - k$ будет также нормальным). Нахождение численного значения субъективного расстояния между стимулами j и k сводится к определению координаты моды частотного распределения стимула $l = j - k$ (X_{l_0}), т. е. расстояния между X_{l_0} и точкой 0. Отметим, что это расстояние мы можем рассматривать в иной системе отсчета, поместив начало координат в точку X_{l_0} , и считать, что значение нулевой точки по абсолютной величине равно значению X_{l_0} .

Для определения явного значения X_{l_0} необходимо ввести в рассмотрение так называемую функцию распределения, выражающую зависимость между некоторым наперед заданным значением случайной величины и вероятностью того, что все значения этой случайной величины будут мень-

ше этого фиксированного значения: $F(x) = P(X < x)$, где $F(x)$ — функция распределения, x — фиксированное значение случайной величины, X — определенная совокупность значений этой величины.

Для случая, когда случайная величина x нормально распределена с математическим ожиданием, равным 0, и средним квадратическим отклонением, равным 1 [функция распределения с такими параметрами называется нормальной функцией распределения $\Phi(x)$], зависимость между X и $\Phi(x)$ табулирована; тогда, зная вероятность того, что все значения случайной величины x будут меньше некоторого фиксированного значения, мы можем по таблице определить величину этого фиксированного значения.

Очевидно, что если бы среднее квадратическое отклонение распределения стимула $l = j - k$ (σ_{ik}) было бы равно единице, а начало координат было бы перенесено в точку, соответствующую моде этого распределения, то функция этого распределения была бы нормальной. Численное значение расстояния между стимулами j и k (величину X_{l_0}) можно определить по таблице значений нормальной функции распределения, зная вероятность того, что все значения субъективных расстояний между стимулами j и k меньше нуля (в старой системе отсчета). Для большого числа сравнений стимулов j и k можно считать, что эта вероятность равна получаемой из опыта частоте суждений $j - k > 0$, т. е. ($j > k$), и для определения X_{l_0} в таблицу подставлять значения этой частоты. Таким образом, наиболее вероятное значение расстояния между стимулами j и k на психологическом континууме ($S_j - S_k$) определяется по формуле

$$S_j - S_k = X_{l_0}. \quad (1)$$

В том случае, если $\sigma_{ik} \neq 1$, то соотношение (1) приводится к виду

$$S_j - S_k = X_{jk} \sigma_{jk}, \quad (2)$$

где X_{jk} равно значению X_{l_0} при $\sigma_{jk} = 1$.

Соотношение, связывающее расстояние на психологическом континууме индивида между двумя сравниваемыми им объектами и рядом явных суждений индивида о степени выраженности какого-либо признака в каждом из этих

объектов, Терстоун назвал «законом сравнительного суждения» и установил его в следующем виде:

$$S - S_k = X_{jk} \sqrt{\sigma_j^2 + \sigma_k^2 - 2r_{jk}\sigma_j\sigma_k}, \quad (3)$$

где σ_j и σ_k — значения средних квадратических отклонений распределений процессов различения, связанных со стимулами; r_{jk} — коэффициент корреляции, характеризующей зависимость между совместным появлением процессов различения стимулов j и k ⁴.

Однако очевидно, что в данной форме соотношение (3) неприменимо для практических приложений. В связи с этим Терстоун предложил рассматривать несколько видоизменений этого соотношения, в каждом из которых вводятся дополнительные предположения и упрощения. Три основных предположения, на основании которых соотношение (3) может быть приведено к виду, доступному для решения в явном виде, состоят в следующем.

Во-первых, предполагается, что соотношение (3) справедливо для ситуации, в которой каждый испытуемый, входящий в некоторую однородную группу, производит только одну оценку относительной величины сравниваемых стимулов. В этом случае нормальное распределение расстояний сравниваемых стимулов на психологическом континууме может быть получено за счет однократного сравнения каждой пары стимулов многими испытуемыми.

Второе предположение состоит в том, что корреляционный член в соотношении (3) равен 0. Терстоун считает, что это предположение особенно оправдано тогда, когда испытуемые оценивают сложные стимулы, так как эффект контраста сравниваемых стимулов оказывает значительно большее влияние при сравнении более простых стимулов, изменяющихся только по отношению к какому-нибудь одному качеству. На основании второго предположения соотношение (3) приводится к виду

$$S_j - S_k = X_{jk} \sqrt{\sigma_j^2 + \sigma_k^2}. \quad (4)$$

В работах (Torgerson, 1958 и Guilford, 1954) приводятся графический и аналитический методы решения этого уравнения относительно $S_j - S_k$.

⁴ Соотношение (3) автоматически получается при подстановке в соотношение (2) значения $\sigma_{jk} = \sqrt{\sigma_j^2 + \sigma_k^2 - 2r_{jk}\sigma_j\sigma_k}$.

И, наконец, в-третьих, предполагается, что дисперсии различения любых двух стимулов равны, т. е. сравниваемые стимулы с равной степенью определенности локализируются на шкале психологического континуума.

В результате соотношение (3) приводится к наиболее простому виду:

$$S_j - S_k = X_{jk}. \quad (5)$$

В статье Терстоуна (Thurstone, 1927) рассматривается экспериментальный способ определения значений $S_j - S_k$ для всех j и k . В работе Торгерсона (Torgerson, 1958) приводится также графический метод решения соотношения (5) относительно $S_j - S_k$.

При всех видоизменениях закона сравнительного суждения предполагается, что любой стимул должен быть сравнен с любым другим стимулом достаточно большое число раз и по отношению ко всему числу сравнений стимулов j и k должна быть получена частота суждений типа: «Стимул j больше стимула k по отношению к измеряемому признаку». Прямой метод для получения эмпирических значений таких пропорций носит название «метода парных сравнений».

Экспериментальная процедура при использовании этого метода состоит в следующем. Из n стимулов образуют $\frac{n(n-1)}{2}$ пар, в которых каждый стимул сочетается с каждым другим стимулом. Каждая пара стимулов предъявляется испытуемому, в чью задачу входит определить, в каком из данных стимулов больше выражено то или иное измеряемое качество (какой из стимулов красивее, ярче, громче и т. п.). Ответы типа «не знаю», «стимулы равны» запрещены.

Использование этого метода возможно только в лабораторных исследованиях, где количество сравниваемых стимулов невелико. При больших n процедура эксперимента становится для испытуемого чрезвычайно утомительной, поэтому метод парных сравнений обычно применяют в тех случаях, когда $n \leq 15$.

Для измерения субъективных характеристик большого количества стимулов Терстоун разработал метод последовательных категорий (интервалов). Этот метод входит в общий класс так называемых методов «сортировки».

Экспериментальная процедура при использовании методов «сортировки» состоит в том, что и. предлагают соотнести

каждый из предъявляемого ему набора стимулов с одной из категорий, описывающих степень выраженности некоторого признака в данном наборе стимулов. Для обозначения границ категорий обычно применяют целые числа или словесные наименования, характеризующие степень выраженности этого признака.

Так, например, произносительная трудность трехбуквенного сочетания может быть оценена по шкале из семи категорий и границы этих категорий могут обозначаться либо целым числом от 1 до 7, либо сочетаниями слов: «очень трудное», «трудное», «скорее трудное, чем легкое» и т. д.⁵

Цель методов сортировки состоит в том, чтобы на основании многократных суждений ин. относительно соотношения какого-либо стимула с набором предложенных категорий приписать данному стимулу некоторое число, характеризующее степень выраженности в нем изучаемого признака.

При применении этого класса методов необходимыми являются следующие допущения.

1. Психологический континуум субъекта может быть разделен на определенное число упорядоченных категорий или интервалов.

2. Отнесение индивидом стимула к данной категории свидетельствует о том, что на психологическом континууме индивида значение стимула меньше значения верхней границы данной категории.

Правила, по которым мы можем приписать число тому или иному стимулу, целиком зависят от предположений о механизме восприятия стимулов и связанной с ними модели шкалирования.

При использовании модели, основанной на законе сравнительных суждений (метод последовательных категорий), не делается предположений о равенстве интервалов между верхними границами смежных категорий на психологическом континууме индивида. Авторы этой модели считают, что величины этих интервалов могут быть произвольными, и ставят своей основной целью определить численные значения этих величин. В основе этой модели, кроме допущений, общих для всех методов сортировки, лежат еще два

⁵ Имеется в виду «трудное» («легкое») для произнесения.

предположения, аналогичных тем, на которых основан закон сравнительного суждения.

1. Из-за воздействия самых разнообразных факторов верхняя граница каждой категории не всегда локализована в определенной точке психологического континуума.

2. Частотное распределение значений каждой границы на психологическом континууме⁶ является нормальным.

Принимая эти предположения, мы можем рассматривать задачу о соотношении стимула с той или иной категорией в рамках модели, предложенной Терстоуном для описания ситуации сравнения двух стимулов.

Действительно, мы можем считать, что операция соотношения стимула с той или иной категорией есть результат более простых операций по последовательному сравнению величины стимула с величинами верхних границ всех категорий, на которые разбивается психологический континуум индивида.

При таком подходе каждый стимул, который соотносится с той или иной категорией, можно рассматривать как сравниваемый стимул, а границу между двумя категориями как стандартный стимул. Тогда расстояние между стандартным и сравниваемым стимулом на шкале психологического континуума можно выразить при помощи соотношения, аналогичного закону сравнительного суждения.

Это соотношение было впервые установлено Торгерсоном (Torgerson, 1958) и носит название «закона категоризального суждения». Оно имеет следующий вид:

$$t_g - S_j = X_{gj} \sqrt{\sigma_g^2 + \sigma_j^2 - 2r_{jg}\sigma_j\sigma_g}, \quad (6)$$

где t_g — среднее значение верхней границы g -й категории на психологическом континууме среднего представителя изучаемой группы; σ_g — дисперсия различения верхней границы g -й категории.

Смысл значений X_{gj} , S_j , σ_j , r_{jg} обсуждался при рассмотрении соотношения (3).

Соотношение (6) может быть решено только при введении целого ряда предположений, аналогичных тем, которые вводились при решении уравнения закона сравнительного суждения. Методы решения соотношения (6) при раз-

личного вида упрощениях описаны в работе (Torgerson, 1958).

Решая уравнение закона категоризального суждения, мы находим численные значения верхних границ категорий на психологическом континууме среднего представителя изучаемой группы. Для получения численного значения каждого стимула на этом психологическом континууме необходимо вычислить среднее значение (лучше всего медиану) всех верхних границ категорий, с которыми стимул был соотнесен всеми представителями исследуемой группы. Полученный ряд чисел образует субъективную шкалу выраженности признака в наборе стимулов, предлагаемых группе индивидов, причем данная шкала будет интервальной, так как численные значения границ категорий строго определены. Однако получение интервальной шкалы измерения при помощи метода последовательных категорий сопряжено с довольно сложной процедурой подсчета. Поэтому ряд исследователей предпочитает другую модель шкалирования, которая более практична и требует значительно меньших усилий при обработке данных.

При использовании этой модели предполагается, что индивид может классифицировать стимулы таким образом, что отношение разностей чисел, приписанных любым двум стимулам (т. е. разностей чисел, обозначающих верхние границы категорий, с которыми соотнесены любые два стимула), равно отношению расстояний, разделяющих соответствующие стимулы на психологическом континууме. С точки зрения авторов этой модели, испытуемый обладает способностью прямо осознавать положение каждого стимула на психологическом континууме. Имеется в виду, в частности, что если инструкция требует, чтобы n соотносил субъективную величину стимула с той или иной категорией таким образом, чтобы расстояния между верхними границами смежных категорий были субъективно равны, то n в состоянии придерживаться этой инструкции.

Типичные примеры инструкций, предлагаемых испытуемым:

1. «Поместите каждый стимул в одно из делений шкалы с 10 равноотстоящими категориями».

2. «Разделите стимулы на 11 групп так, чтобы интервалы между группами были субъективно равны».

Для определения значения стимула на психологическом континууме исследуемой группы индивидов нужно вычис-

⁶ Как и ранее, мы предполагаем, что можно получить численное значение этой границы на психологическом континууме.

лить среднее значение всех верхних границ категорий, с которыми был соотнесен данный стимул. Но, в отличие от метода последовательных категорий, при применении данного метода не нужно производить трудоемкой процедуры определения значений границ категорий на психологическом континууме. Здесь они считаются заданными инструкцией. Исходя из предположения о субъективном равенстве расстояний между верхними границами категорий, принято считать полученную шкалу интервальной. Метод сортировки, в основе которого лежит подобная модель шкалирования, носит название метода «равнокажущихся интервалов».

Однако в настоящее время накоплен достаточно обширный экспериментальный материал, выводы из которого явно не соответствуют постулируемому в этом методе представлению о субъективном равенстве интервалов, лежащих между границами соседних категорий.

Так, например, Торндайк (Thorndike, 1920) нашел, что данные, полученные при применении этого метода, не очень хорошо согласуются с данными, полученными при применении более точного лабораторного метода парных сравнений. Хевнер (Hevner, 1930) обнаружила, что одно и то же объективное различие между двумя стимулами может оказаться достаточно ощутимым при малых значениях стимулов и становится субъективно намного меньше при сравнительно больших значениях сравниваемых стимулов.

Стивенс и Галантер (Stevens and Galanter, 1957) на основании многочисленных экспериментов показали, что такая асимметрия в восприятии индивидов наблюдается для подавляющего большинства признаков, по отношению к которым измеряются стимулы, в то время как постулат о равенстве равнокажущихся интервалов справедлив лишь для некоторых признаков⁷. Там, где эта асимметрия проявляется, она создает довольно значительные смещения при вычислении шкальных значений стимулов на психологическом континууме. Это заставляет считать, что для подавляющего большинства субъективных характеристик числа, которые приписываются степени выраженности характеристик, образуют не интервальную, а порядковую шкалу измерения. Это обусловлено тем, что хотя индивид способен

⁷ Мы не будем обсуждать различий между теми признаками, для которых существует данная асимметрия, и теми, для которых она не существует. Отметим только, что для субъективных характеристик вербальных стимулов такая асимметрия, очевидно, имеет место.

установить, что значение стимула А на психологическом континууме больше значения стимула В, но при оценке величины этого различия он допускает значительные искажения.

Сравнивая методы последовательных категорий и равнокажущихся интервалов, можно сказать следующее.

При применении метода последовательных категорий мы можем получить (путем довольно трудоемкой процедуры обработки экспериментальных данных) численные оценки субъективных характеристик на интервальной шкале измерения. Это дает нам право подвергать полученные оценки достаточно сложной статистической обработке с применением корреляционного, дисперсионного и факторного анализа.

Применяя метод равнокажущихся интервалов, мы можем рассчитывать лишь на получение порядковой шкалы измерения субъективных характеристик, но зато выигрываем за счет значительного сокращения процедуры подсчета. Применение этого метода представляется предпочтительным в двух случаях:

1) во-первых, когда специфика задачи не требует применения сложных статистических методов для анализа результатов;

2) во-вторых, когда на основании предварительных исследований можно установить, что смещения, получаемые за счет предположения об объективном равенстве равнокажущихся интервалов, не оказывают значительного влияния на величину конечного результата.

В этом случае мы можем считать, что числа, приписанные степени выраженности субъективных характеристик, образуют интервальную шкалу измерения и для их дальнейшей обработки можно применять статистические операции, допустимые на интервальной шкале.

Существуют и другие методы, позволяющие получать субъективные оценки в числах на интервальной шкале. Однако их применение накладывает определенные ограничения на тип измеряемых объектов: необходимо, чтобы эти объекты имели точно локализованные значения исследуемого признака на физическом континууме, т. е. чтобы экспериментатор мог в принципе получить некоторые физические измерения стимула и контролировать эти измерения по ходу эксперимента. Вербальные стимулы как правило не обладают указанным свойством. Поэтому для

получения субъективных оценок их характеристик целесообразно использовать один из трех методов, описанных в настоящей работе: метод парных сравнений, метод последовательных категорий или метод равнокажущихся интервалов.

К ВОПРОСУ ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ СУБЪЕКТИВНЫХ ОЦЕНОК КАК ИСТОЧНИКА СВЕДЕНИЙ О ЧАСТОТЕ СЛОВ-СТИМУЛОВ

А. П. ВАСИЛЕВИЧ

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Многочисленные экспериментальные данные, накопленные к настоящему времени, свидетельствуют о том, что в речевых механизмах человека имеется вероятностная иерархия элементов текста. В самом общем виде это проявляется в том, что испытуемые (ин.) по-разному реагируют на частые и редкие вербальные стимулы в ряде экспериментальных условий: при распознавании элементов текста зрительно и на слух, в ассоциативном эксперименте и т. д. Отсюда следует, что исследователь, изучающий тот или иной аспект речевого поведения, независимо от узкой задачи исследования, должен с необходимостью принимать во внимание вероятностные характеристики тех элементов речи, которыми он оперирует в эксперименте: если в опыте, например, в качестве стимулов используются слова, необходимо располагать сведениями о частоте слов.

Можно представить себе два типа ситуаций, в которых возникает подобная необходимость.

А. Имеется набор слов, для которых ранее уже были получены те или иные характеристики (например, оценки слов по одной из шкал семантического дифференциала Осгуда). Требуется выяснить, коррелированы ли полученные характеристики с частотой данных слов.

Б. Планируется опыт, в котором должны быть использованы стимулы с заданными вероятностными характери-

стиками¹. Задача здесь чаще всего сводится к тому, что необходимо отобрать слова с одинаковой частотой, т. е. нейтрализовать фактор частоты. Например, исследуется, какие прилагательные, обозначающие цвет, порождают больше ассоциаций. Поскольку известно, что частые стимулы в среднем как правило всегда порождают больше ассоциаций, отбираемые для эксперимента прилагательные должны быть выравнены по частоте. Не менее типична другая задача — отбор слов, заведомо различающихся по частоте. Таким образом, если в ситуации А для заданного набора слов следует отыскать соответствующие вероятностные характеристики, то в ситуации Б исследователь, напротив, задается определенными вероятностными характеристиками и подбирает слова-стимулы, которые бы им соответствовали. Учитывая специфику ситуаций А и Б, рассмотрим вопрос о возможных источниках сведений о частоте слов для каждой из этих ситуаций в отдельности.

Ситуация А

Как видно из работ по речевому поведению, в ситуации А в качестве источника сведений о частоте обычно используются данные статистических подсчетов по текстам: сведения о частотах слов, в частности, берутся из частотных словарей. Шанс отыскать все слова заданного набора в частотном словаре, естественно, будет тем меньше, чем меньше объем данного словаря. Для русского языка эта задача разрешима практически только в том случае, если в рассматриваемом наборе все слова — частые, поскольку частотный словарь Штейнфельдт (1963), во-первых, весьма мал по объему (2,5 тыс. слов) и, во-вторых, содержит сведения только о наиболее употребительных словах русского языка. Специфика работы с частотным словарем состоит еще и в том, что как правило слова в словаре фиксируются в в так называемой «словарной форме» (инфинитив для глаголов и т. д.). Это ставит в трудное положение исследователя, которому необходимо, например, найти в словаре частоты существительных с уменьшительными суффиксами и т. п.

Есть, однако, соображения, позволяющие вообще усомниться в том, насколько целесообразно использование све-

¹ Разумеется, в большинстве случаев вероятность стимула не является единственной задаваемой характеристикой.

дений частотных словарей в экспериментальных исследованиях речевого поведения. Как мы уже указывали (Василевич, 1968), при использовании в исследованиях этого типа данных о частотах слов, полученных путем подсчетов по письменным текстам², возникает вопрос о том, в какой мере частота появления слов в письменной речи ($F_{об}$) может рассматриваться как приближение к тем вероятностным характеристикам («индексам частоты», Фрумкина, 1970) этих слов, которые сформировались в памяти индивида и в соответствии с которыми строится вероятностное прогнозирование речевого поведения. Есть основания полагать, что лучшим, чем $F_{об}$, приближением к «индексам частоты» являются субъективные оценки частот слов ($F_{суб}$), получаемые в результате психометрического эксперимента с группой индивидов — носителей языка. Отсюда следует, что прогноз речевого поведения, основанный на $F_{суб}$ слов, вообще говоря, будет более точным, чем прогноз, осуществляемый на основе данных $F_{об}$ ³. Таким образом, во многих случаях исследователю важнее знать именно $F_{суб}$ интересующих его слов, а не сведения о частоте этих слов по словарю.

Описанная нами методика получения субъективных оценок частот слов (Василевич, 1968) позволяет путем проведения простого эксперимента получить сведения о частоте для любого заданного набора стимулов. При этом стимулы могут быть строго упорядочены по частоте на основе этих сведений. Объем набора, для которого можно получить оценки $F_{суб}$, достаточно велик, чтобы подобный эксперимент мог проводиться практически всякий раз, когда по ходу того или иного исследования необходимо найти сведения о частотах некоторого заданного множества стимулов.

Таким образом, в ситуации А оптимальным способом получить сведения о частотах слов является проведение эксперимента с применением методики субъективных оценок. Заметим, что этот прием удобен еще и потому, что $F_{суб}$ слов могут быть получены для той группы ин., для которой ранее были получены результаты, связанные с исследованиями других характеристик тех же слов. Это обстоятель-

² Большинство частотных словарей составляется именно на основе подсчетов по выборкам из письменных источников.

³ В пользу этой гипотезы говорят некоторые экспериментальные результаты (Underwood and Schulz, 1960; Fraisse, 1963; Фрумкина, Василевич и Герганов, наст. сб.).

ство особенно важно для тех случаев, когда обследуемые ин. представляют собой в каком-то смысле специфическую группу (ср. больных шизофренией или афазией; резко обособленные социальные группы и т. п.).

Ситуация Б

Как мы говорили, ситуация Б характеризуется тем, что исследователю необходимо отобрать стимулы в соответствии с заданными вероятностными (и, возможно, некоторыми другими) характеристиками. Например, для исследования зависимости между результатами запоминания слов и их частотой требуется отобрать для эксперимента слова, различающиеся по частоте: группу частых и группу редких слов. Легко видеть, что ситуация Б накладывает на исследователя значительно меньше ограничений, чем ситуация А. Это относится прежде всего к тем ограничениям, которые связаны с использованием частотных словарей в качестве источника сведений о частотах слов. В самом деле, если частотный словарь достаточно велик по объему (ср. словарь английского языка Торндайка и Лорджа, включающий 30 тыс. слов), задача найти группы слов, надежно различающихся по частоте, вполне разрешима⁴.

Однако остаются в силе сделанные нами выше замечания, согласно которым правомерность использования оценок $F_{об}$ в экспериментальном исследовании весьма проблематична. Исходя из этого, в ситуации Б, как и в ситуации А, целесообразно прибегнуть к эксперименту по получению $F_{суб}$ слов. Примером такого способа получения сведений о частоте слов в ситуации Б может служить описанный в работе Фрумкиной и др. (1968) отбор стимулов для экспериментального исследования зависимости между частотой слов и порогами их зрительного распознавания. Примененная процедура состояла в том, что вначале для группы из 45 слов были получены оценки $F_{суб}$ (участвовало 30 ин.), а затем из этой группы были уже окончательно отобраны 12 частых и 12 редких слов для основного эксперимента по зрительному распознаванию.

Заметим, что группа из 45 слов, из которой отбирались стимулы, представляет собой своего рода частотный словарь в миниатюре — с той лишь особенностью, что каждое слово

⁴ Заметим, что объем словаря Штейнфельдт заведомо мал и для этой ситуации.

в нем снабжено оценкой $F_{\text{суб}}$, а не традиционной оценкой $F_{\text{об}}$. Условимся называть такого рода словарь «словарем субъ-ективных оценок частот» (далее — СубСл).

Как и любой частотный словарь, СубСл несовершенен в том смысле, что его объем ограничен. В приведенном выше примере для нас оказался достаточным даже СубСл объемом в 45 слов: мы сумели отобрать из него две достаточно большие группы стимулов так, чтобы слова одной группы были существенно чаще слов другой группы. Однако легко представить себе, что в СубСл, сконструированном подобным образом, не окажется нужного числа слов с заданными характеристиками. Недостаточность объема СубСл особенно ощутима в тех случаях, когда необходимо отобрать из него большую группу слов, одинаковых по частоте, т. е. при необходимости решить вторую из типичных задач ситуации Б.

Важно отметить, что в том случае, когда не удается найти в СубСл нужного числа слов с заданными вероятностными характеристиками, исследователь лишен возможности дополнить данный СубСл путем простого прибавления к нему нескольких новых слов, для которых отдельно были получены $F_{\text{суб}}$. Это означает, что проводя эксперимент по получению оценок $F_{\text{суб}}$ с целью последующего составления СубСл, исследователь должен стремиться максимально увеличить объем набора слов, включаемых в этот эксперимент. Если же учесть, что методика получения $F_{\text{суб}}$ накладывает определенные ограничения на объем набора (обычно он не превышает 100—150 стимулов), не исключено, что возникнет необходимость в проведении нескольких подобных экспериментов. Таким образом, в любом случае объем вспомогательного опыта оказывается весьма большим.

Учитывая сказанное, было бы, по-видимому, целесообразно предоставить в распоряжение исследователей достаточно обширный СубСл с тем, чтобы дать им возможность, не проводя предварительных экспериментов, непосредственно обращаться к нему за оценками $F_{\text{суб}}$.

В ходе ряда экспериментов, проведенных нами за последнее время, были накоплены данные о $F_{\text{суб}}$ большого числа русских существительных. Представлялось целесообразным свести полученные результаты в один СубСл. Правомерность подобного объединения основывается на том, что ин. как правило проявляют большое согласие в оценках $F_{\text{суб}}$; кроме того, оценки $F_{\text{суб}}$ довольно устойчивы:

при повторном тестировании одних и тех же лиц через длительный промежуток времени наблюдаемые сдвиги в оценках весьма незначительны (Василевич, 1968). Однако следует учесть, что глубокое обоснование процедуры объединения большого числа различных экспериментов требует решения целого ряда теоретических проблем. Так, например, известно, что $F_{\text{суб}}$ отдельного слова может меняться в зависимости от того, в составе какого набора это слово было предъявлено. С другой стороны, для некоторых слов различие в оценках $F_{\text{суб}}$ обуславливается составом ин. (ср. «профессиональные» слова) и т. д. Строго говоря, до решения указанных проблем с полным доверием можно относиться лишь к результатам, полученным в одном эксперименте, на одном наборе слов. Попытка составления СубСл в этом смысле может показаться несколько поспешной. Однако публикуя эти материалы, мы надеемся, что они уже сейчас могут оказать существенную помощь исследователям, которые испытывают ощутимую нехватку в сведениях такого рода. Вместе с тем, мы считали необходимым предпослать СубСл небольшое исследование, в котором сопоставлены данные разных экспериментов. На основании этого исследования были определены возможности СубСл и разработаны рекомендации к его практическому применению, которые будут описаны ниже. Переходя теперь к изложению материала, связанного собственно с построением СубСл, автор хотел бы еще раз предупредить, что хотя при соблюдении соответствующих рекомендаций СубСл может оказаться в ситуации Б весьма полезным, не следует думать, что обращение к СубСл в этой ситуации всегда является наилучшим выходом. В ряде случаев более надежным способом получить оценки $F_{\text{суб}}$ слов остается проведение специального эксперимента.

ЭКСПЕРИМЕНТЫ ПО ПОЛУЧЕНИЮ ОЦЕНОК $F_{\text{суб}}$ СЛОВ И АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

1. Проведение экспериментов

Всего нами в разное время было проведено 8 экспериментов по получению $F_{\text{суб}}$ русских слов. Все эксперименты проводились и обрабатывались строго по одной и той же методике, подробно описанной в нашей работе (Василевич, 1968). В табл. 1 приводятся сравнительные данные, указы-

Таблица 1

№ эксп.	Число слов	Количество ин.	Состав ин.
1	131	30	Лица разного уровня образования
2	106	30	Преимущественно студенты разных вузов и лица с высшим образованием
3	114	60	Преимущественно лица с высшим образованием, из них 30 лингвистов
4	45	30	Преимущественно студенты языкового вуза
5	15	30	Лица разного уровня образования
6	40	100	50 лиц со средним и неполным средним образованием; 50 лиц с высшим образованием (из них 30 лингвистов)
7	40	52	30 лиц со средним и неполным средним образованием; 22 чел. с высшим образованием
8	70	30	Преимущественно лица с высшим образованием

вающие число слов в наборе, число и состав ин. для каждого из 8 опытов. Эксперименты преследовали различные цели; в соответствии с этим отбор стимулов осуществлялся по разным принципам, а опыты проводились с разными группами ин. Например, в эксп. 1, 2, 4, 5 и 8 в наборах было примерно равное число частых, средних и редких слов; в эксп. 3 преобладали частые слова, в эксп. 7 были только слова, средние по частоте, а набор эксп. 6 включал только очень частые и очень редкие слова. Далее, в эксп. 4 были использованы исключительно трехбуквенные слова, в эксп. 5 — шестибуквенные, а во всех прочих экспериментах — слова разной длины и т. д.

2. Анализ результатов

При всем разнообразии использованных стимулов в каждом наборе имелось несколько слов, которые повторялись в одном или нескольких других наборах. Таким образом, мы имели в своем распоряжении определенное число слов (около 200), оценки которых были получены в нескольких экспериментах. Сравнение оценок, полученных в весьма различных условиях для одних и тех же слов, и дало нам основание обсудить возможность объединения результатов до решения многих более фундаментальных теоретических вопросов, связанных с таким объединением.

Прежде всего нас интересовало, насколько сохраняется общая взаимоупорядоченность по частоте одних и тех же

слов в разных экспериментах. С этой целью мы рассмотрели по отдельности каждую пару экспериментов, наборы которых имеют общую часть. Общая часть (она составляла в разных случаях от 3 до 24 слов) упорядочивалась в соответствии с оценками, приписанными данным словам в каждом из двух сравниваемых экспериментов; наличие корреляции полученных последовательностей рангов оценивалось с помощью коэффициента ранговой корреляции ρ Спирмена. В табл. 2 в качестве примера приведены последовательности рангов для 20 слов, составляющих общую часть наборов эксп. 3 и 6. В пределах этой группы по данным обоих опытов слово *книга* оказывается самым частым, а слово *камин* самым редким, и т. д. ρ Спирмена для выписанных последовательностей составляет 0,95 (существенно на более, чем 99,99% уровне). Коэффициенты ρ для остальных пар экспериментов также существенны (порядка 0,90). Таким образом, совершенно очевидно, что, несмотря на весьма различные условия экспериментов (набор стимулов, состав ин.), относительная частота слов-стимулов во всех опытах оценена практически одинаково.

Перейдем теперь к сравнению численных значений оценок $F_{суб}$, приписанных одним и тем же словам в разных

Таблица 2

Слово	M_e (эксп. 3)	M_e (эксп. 6)	Ранг (эксп. 3)	Ранг (эксп. 6)
книга	6,07	6,17	1	1
минута	5,73	6,12	2—3	2
газета	5,73	6,11	2—3	3
улица	5,63	5,65	4	7—8
спички	5,40	5,92	5	4
журнал	5,37	5,64	6	9
стол	5,32	5,68	7—8	6
ложка	5,32	5,58	7—8	11
сахар	5,30	5,65	9	7—8
девочка	5,22	5,76	10	5
вилка	5,21	5,62	11	10
авторучка	5,20	5,55	12	12—13
чашка	5,15	5,55	13	12—13
полотенце	5,06	5,52	14	14
письмо	4,94	5,46	15	15
сено	2,45	3,09	16	17
овца	2,38	2,96	17	18
канат	2,24	2,87	18	19
бинокль	2,20	3,17	19	16
камин	1,69	2,26	20	20

опытах. Рассмотрим прежде всего те случаи, где отмечены наибольшие расхождения в оценках. Как показывает анализ, большинство таких расхождений объясняется либо влиянием набора, либо составом ии.

Наибольшая разность в величине медианы (1,43) отмечена для слова *смета* (эксп. 2—3,00; эксп. 7—1,57). Отметим, что треть ии. в эксп. 7 составляла группа лиц с неполным средним образованием, для которых это слово было в ряде случаев неизвестно (они помещали его в категорию № 1 шкалы — «никогда»). Кроме того, набор эксп. 7, как мы говорили, включал только средние по частоте слова. Учтывая, что, как известно, ии. стремятся заполнять все категории шкалы равномерно, можно было ожидать, что некоторые слова из набора эксп. 7 получают более высокие оценки, а некоторые — более низкие (ии. как бы «растянуты» слова по шкале от середины к концам). Полученные результаты подтвердили это предположение: например, кроме слова *смета*, в эксп. 7 сильно занижены оценки слов: *мера* в эксп. 7—3,21; в эксп. 2—4,40; *возглас* (соответственно 3,21 и 4,00); *сорт* (3,79 и 5,03). Напротив, завышены оценки слов *палка* (5,00 и 3,60) и *палец* (5,55 и 4,18).

В эксп. 3, где было много частых слов, оценки в целом оказались заниженными по сравнению с оценками слов в любом другом эксперименте (ср. *Ме* слов в эксп. 3 и 6 в табл. 2; то же получаем для результатов эксп. 3 и 2: ср. *народ* — со значениями *Ме* в двух экспериментах 5,00 и 6,12 и *сорт* — 4,00 и 5,08). Число примеров такого рода можно было бы увеличить.

Посмотрим теперь, как велики в целом отмеченные сдвиги. Каждое слово получило несколько оценок $F_{суб}$ по числу опытов, в которых оно оценивалось. Например, слово *книга* было включено в наборы эксп. 1, 3, 6 и 8, т. е. получило четыре оценки $F_{суб}$. Сравнение *Ме* отдельных слов проводилось попарно по всем экспериментам. Всего такого рода пар по всем словам и всем опытам оказалось порядка 200. Анализ показал, что только в 13 случаях (6,5%) разность между оценками слова, полученными в двух разных экспериментах, составила более, чем $\pm 1,00$ категория (8 таких случаев перечислено нами выше). В 110 случаях (55%) эта разность не превысила $\pm 0,5$ (в том числе в 65 случаях, или 33%, не превысила 0,3). Приведенные данные показывают, что хотя мы и наблюдали систематические сдвиги в оценках, вызванные составом набора или группы

ии., величина этих сдвигов в целом не очень значительна. Представляется, что проведенное сравнение оценок позволяет объединить результаты наших экспериментов в один СубСл.

3. Методика составления СубСл и замечания о надежности полученных данных

Для получения СубСл на основе результатов восьми экспериментов было сделано следующее. Вначале был составлен общий алфавитный список слов-стимулов, которых оказалось 407. Далее для каждого слова выписывалось распределение оценок, полученное для него в каждом отдельном эксперименте, и соответствующая медиана. В тех случаях, когда слово предъявлялось в двух или более экспериментах, выписывались распределения оценок и *Ме* по каждому из экспериментов. Затем для всех слов, имевших по несколько распределений оценок, эти распределения объединялись, выписывалось общее распределение оценок и подсчитывалась *Ме* общего распределения, которая и принималась нами за $F_{суб}$ этого слова.

Далее все слова алфавитного списка были упорядочены по величине *Ме* от частых по $F_{суб}$ к редким. В тех случаях, когда слова имели одинаковую *Ме*, они располагались в алфавитном порядке. Полученная последовательность слов составила список СубСл, представленный в табл. 3. В табл. 3, кроме слова и его *Ме*, указана также частота слова по словарю Штейнфельдт (прочерк здесь означает, что слово у Штейнфельдт отсутствует).

Как мы уже говорили выше, если предъявить какое-нибудь из слов нашего СубСл в составе другого набора или провести эксперимент по получению $F_{суб}$ с другой группой ии., то существует определенная вероятность (в некоторых случаях — значительная) получить *Ме*, отличную от той, которая зафиксирована в СубСл. В доступной автору литературе не удалось обнаружить математического аппарата, позволяющего оценить разброс *Ме* на порядковой шкале — аналогично вычислению доверительного интервала для выборочной медианы на интервальной шкале (Ван дер Варден, 1960). В силу этого дальнейшие рассуждения о надежности *Ме* основаны лишь на эмпирических данных, полученных в наших экспериментах. Условимся считать, что колебания *Ме* слова от опыта к опыту в пределах $\pm 1,00$

категория является удовлетворительной точностью для субъективных оценок, и будем называть эти колебания «допустимым интервалом *Me*». Напомним, что в проведенных нами опытах *Me* слов превосходила допустимый интервал всего в 6% случаев. Таким образом, если слово *ваза*, например, имеет в СубСл *Me*, равную 4,00, то при проведении другого эксперимента *Me* этого слова может всякий раз меняться, но, в соответствии с нашими данными, можно с высокой степенью уверенности утверждать, что *Me* слова *ваза* останется в пределах 3,00—5,00.

Известно, что в соответствии с общими закономерностями выборочного исследования надежность данных в частотных словарях всегда уменьшается с уменьшением значения частоты слова, вследствие чего данные о частотах редких слов в любом частотном словаре являются наименее надежными. Оценки $F_{\text{суб}}$ в этом смысле обладают определенной особенностью: наиболее надежными оказываются оценки самых частых и самых редких слов; наименее же надежными являются данные о средних по частоте слова. Это соответствует общей закономерности, проявляющейся в большинстве психометрических опытов: как правило средняя по величине оценка стимула образуется не в результате помещения этого стимула большинством ии. в серединные категории шкалы, а в результате большого разброса суждений. В нашем случае «средние» оценки являются чаще всего следствием того, что одни ии. оценивают данное слово как частое, а другие — как сравнительно редкое (Василевич, 1968).

В соответствии со сказанным выше мы получим, что для самых частых слов нашего СубСл (с *Me* порядка 5,00 и выше) и для самых редких слов (с *Me* порядка 2,50 и ниже) колебания *Me* от опыта к опыту составляют в среднем не $\pm 1,00$, а $\pm 0,5$.

Итак, надежность наших данных такова: слова с № 1—103 и с № 354—407 по нашему СубСл оценены в среднем с допустимым интервалом $\pm 0,5$; все прочие слова оценены с допустимым интервалом $\pm 1,00$.

Известно, что надежность данных существенно зависит от объема выборки, по которой производились подсчеты. В нашем случае «объем выборки» есть число ии., чьи суждения были учтены в оценке $F_{\text{суб}}$ данного слова: чем больше было ии. в группе, тем более надежны получившиеся $F_{\text{суб}}$. Так, если слова *минута* и *рука* имеют почти одну и ту же медиану (соответственно 6,05 и 6,06), то более надежной

оценкой следует считать оценку слова *минута*, поскольку оно предъявлялось в общей сложности 220 ии., в то время как слова *рука* — только 30. Естественно, что наибольшие различия в *Me* слов наблюдались в тех случаях, когда сравнивались данные экспериментов, в которых участвовало всего по 30 ии. (например, эксп. 1 и 8, 2 и 8 и т. д.). Для того чтобы исследователи, пользующиеся СубСл, могли решить, какие слова, при прочих равных условиях, окажутся более предпочтительными в силу большей надежности оценок, в табл. 3 при каждом слове указано число ии., по показаниям которых получена соответствующая *Me*.

4. Рекомендации для практического использования СубСл

Покажем теперь, какие возможности представляет СубСл, если учесть, что *Me* слов в нем имеют допустимые интервалы в указанных выше пределах. Как мы уже говорили, в ситуации Б наиболее типичными задачами является отбор группы слов, одинаковых по частоте, и отбор слов, надежно различающихся по частоте. Рассмотрим возможности использования СубСл для решения каждой из этих задач в отдельности.

Отбор слов, одинаковых по частоте

Прежде всего следует определить, что означает в нашем случае «одинаковые по частоте» слова. Мы сочли разумным считать «одинаковыми по частоте» слова, *Me* которых в СубСл отличаются друг от друга не более, чем на 0,3. Разумеется, с учетом возможных сдвигов в оценках, наблюдаемых от опыта к опыту, выбранный размер интервала достаточно условен.

Если принять наше определение «равночастых» слов, то с помощью СубСл можно отобрать довольно представительные группы стимулов (порядка 15—30), не отличающихся по частоте. Следует, однако, помнить, что *Me* слов, стоящих ближе к середине СубСл, гораздо менее надежны, чем *Me* начальных и конечных слов. В силу этого, мы рекомендовали бы при отборе равночастых слов выбирать группу стимулов либо из числа частых слов (ср., например, слова с № 31—60, имеющие *Me* от 5,64 до 5,39), либо, наоборот, из числа редких слов (ср. слова с № 340—370, имеющие *Me* от 2,62 до 2,36).

«Разными по частоте» мы считаем слова, *Me* которых имеют непересекающиеся допустимые интервалы. Согласно принятым нами границам, для слов с $Me \geq 5,00$ и с $Me \leq 2,50$ допустимый интервал равен $\pm 0,5$, а для прочих слов он равен $\pm 1,0$. Тогда допустимые интервалы для *Me* слов *смета* ($Me = 1,84$), *бабочка* ($Me = 3,48$) и *улица* ($Me = 5,66$) составляют соответственно 1,34—2,34; 2,48—4,48; 5,16—6,16. Следовательно, слово *улица* чаще, чем *бабочка*, а *бабочка* чаще, чем *смета*.

В наиболее выгодном положении окажется исследователь, которому необходимо отобрать всего две группы слов, надежно различающихся по частоте. В этом случае, приняв, например, что «частыми» будут слова с $Me \geq 5,00$, а «редкими» — слова с $Me \leq 3,00$, он будет иметь в своем распоряжении более 100 кандидатов в каждую из групп.

СубСл дает, однако, возможность выделить и большее число групп по частоте, хотя при этом, естественно, резко сокращаются возможности выбора. Так, при необходимости выделить три группы («частые», «средние» и «редкие»), можно установить для этих групп такие границы: $Me \geq 5,58$; $4,09 \geq Me \geq 3,75$ и $Me \leq 2,25$. В этом случае для каждой группы можно отобрать по 35 кандидатов (слова с № 1—35, с № 184—213 и с № 373—407 в нашем СубСл).

Еще меньший выбор будет в том случае, когда необходимо отобрать четыре группы слов, различающихся по частоте, однако в принципе и эта задача разрешима. В табл. 4 приведены в качестве примера 4 группы по 10 слов, удовлетворяющие нашим требованиям различия по частоте. Дальнейшее увеличение числа групп уже невозможно: так, при попытке выделить 5 групп слов, различающихся по частоте, мы практически выделяем уже не группы, а отдельные слова: *работа*, *книга* (Me соответственно 6,44 и 6,18); *факт*, *чашка* (5,47, и 5,48); *поверхность*, *пакет* (4,08 и 4,08); *наследство*, *педали* (2,45 и 2,48); *путища*, *ланцет* (1,79 и 1,63). Хотя выписанные последовательности слов и не совсем удовлетворяют выдвинутому нами критериям различия по частоте, они все же могут быть использованы в эксперименте. Этим практически ограничиваются возможности отбора слов для числа групп более четырех.

Представляется, что публикуемый СубСл может оказать существенную помощь в отборе слов-стимулов для различных экспериментальных исследований.

Словарь субъективных оценок частот

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	<i>Me</i>	Количество ин.	№ эксп.
1	работа	657	6,44	30	8
2	так	1373	6,35	30	4
3	она	3019	6,28	30	4
4	часы	52	6,25	30	1
5	мир	152	6,21	30	4
6	книга	229	6,18	220	1, 3, 6, 8
7	дом	513	6,14	60	1, 4
8	вода	263	6,11	160	2, 6, 8
9	рука	746	6,06	30	1
10	минута	219	6,05	220	2, 3, 5, 6
11	газета	186	6,02	190	3, 6, 8
12	ключ	36	6,00	30	1
13	голова	293	5,90	30	1
14	стул	45	5,89	30	1
15	воздух	105	5,88	30	5
16	тарелка	25	5,88	30	1
17	жизнь	603	5,86	30	8
18	комната	309	5,86	130	2, 6
19	свет	95	5,86	30	8
20	звук	50	5,80	30	2
21	сумка	24	5,80	30	1
22	спички	—	5,79	190	3, 6, 8
23	лист (бумаги)	70	5,78	30	2
24	машинка	317	5,78	30	1
25	автобус	—	5,77	30	1
26	автомобиль	28	5,77	30	8
27	тетрадь	46	5,73	30	8
28	девочка	278	5,68	220	1, 2, 3, 6
29	ребенок	66	5,67	30	1
30	улица	232	5,66	160	3, 6
31	рубашка	27	5,64	60	1, 8
32	стол	290	5,62	190	1, 3, 6
33	чайник	—	5,60	30	1
34	сахар	—	5,59	190	3, 6, 8

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Кол-во ин.	№ эксл.
35	чай	57	5,58	30	4
36	лампа	49	5,57	30	1
37	бутылка	31	5,55	30	1
38	музыка	59	5,55	130	2, 6
39	вилка	—	5,53	190	1, 3, 6
40	журнал	64	5,53	160	3, 6
41	лицо	262	5,53	90	1, 3
42	авторучка	35	5,52	190	1, 3, 6
43	ложка	—	5,51	160	3, 6
44	смех	29	5,50	30	8
45	учитель	68	5,50	30	8
46	чашка	—	5,48	190	1, 3, 6
47	факт	45	5,47	30	2
48	событие	49	5,47	30	2
49	платье	44	5,47	30	5
50	возраст	31	5,46	30	2
51	туфли	—	5,46	130	2, 6
52	кровать	56	5,44	30	1
53	рисунок	57	5,43	30	2
54	земля	290	5,42	130	2, 6
55	окно	214	5,40	90	1, 3
56	портфель	24	5,40	60	1, 8
57	условие	54	5,40	30	2
58	цветок	107	5,40	30	1
59	народ	256	5,39	90	2, 3
60	полотенце	—	5,39	160	3, 6
61	буква	41	5,38	30	2
62	шляпа	—	5,36	30	8
63	фигура	29	5,35	30	2
64	помидор	—	5,33	30	8
65	сто	196	5,33	30	4
66	письмо	251	5,32	160	3, 6
67	щетка	—	5,31	30	8
68	диван	26	5,29	30	1
69	песок (сахарный)	43	5,27	30	2

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Кол-во ин.	№ эксл.
70	трамвай	32	5,27	30	1
71	участие	61	5,27	30	2
72	экзамен	45	5,27	30	2
73	век	54	5,25	30	4
74	дерево	132	5,25	30	1
75	лист	70	5,25	30	1
76	кресло	46	5,24	60	1, 2
77	кастрюля	—	5,23	172	1, 3, 7, 8
78	рост	53	5,23	30	2
79	замок	—	5,22	30	1
80	стакан	22	5,22	60	3
81	шаг	88	5,20	30	4
82	высота	37	5,19	30	2
83	снимок	30	5,18	30	2
84	туфля	—	5,17	30	1
85	шум	69	5,16	60	3
86	кофейник	—	5,14	30	1
87	кран	—	5,11	30	1
88	пример	68	5,10	60	3
89	морковь	—	5,08	30	8
90	кошка	—	5,07	30	1
91	карман	76	5,06	112	3, 7
92	ножницы	—	5,05	120	1, 3, 8
93	план	172	5,05	60	3
94	сила	245	5,02	120	2, 3, 8
95	зло	—	5,00	30	8
96	колесо	40	5,00	30	8
97	пол	69	5,00	30	4
98	результат	81	5,00	60	3
99	сад	132	5,00	30	4
100	собака	52	5,00	30	1
101	тема	66	5,00	60	3
102	утюг	—	5,00	60	1, 8
103	шарф	—	5,00	30	8
104	случай	148	4,97	90	3, 5

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество ин.	№ эксп.
105	ответ	90	4,95	60	3
106	сын	130	4,90	30	4
107	свитер	—	4,89	30	5
108	цель	66	4,89	60	3
109	брюки	—	4,87	60	3
110	нос	97	4,86	30	4
111	палец	67	4,86	112	3, 7
112	лес	200	4,85	112	3, 7
113	нога	199	4,79	60	3
114	том	—	4,77	30	4
115	расстояние	19	4,76	60	3
116	май	35	4,73	30	4
117	ряд	67	4,73	30	4
118	пионер	300	4,71	30	2
119	победа	70	4,71	30	8
120	роза	—	4,70	30	8
121	мастер	130	4,69	30	5
122	мотоцикл	—	4,69	60	1, 8
123	лист (дерева)	70	4,67	30	2
124	ухо	51	4,67	30	1
125	будильник	—	4,64	90	1, 3
126	размер	18	4,61	60	3
127	спина	75	4,61	112	3, 7
128	звезда	41	4,60	30	1
129	чемодан	43	4,59	60	1, 8
130	искусство	220	4,58	60	3
131	платок	63	4,58	60	3
132	закат	—	4,57	30	8
133	крышка	21	4,57	112	3, 7
134	скамейка	28	4,55	30	1
135	характер	64	4,55	60	3
136	принцип	19	4,54	112	3, 7
137	пуговица	—	4,53	60	3
138	вишня	—	4,50	30	8
139	груша	—	4,50	30	8

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество ин.	№ эксп.
140	зеркало	19	4,50	60	3
141	зонтик	—	4,50	30	2
142	птица	84	4,50	30	1
143	ход	88	4,50	30	4
144	чулки	—	4,50	60	3
145	куртка	18	4,46	60	3
146	художник	196	4,46	90	3, 8
147	перерыв	19	4,45	60	3
148	норма	—	4,43	90	2, 3
149	фотоаппарат	—	4,43	30	1
150	самолет	84	4,42	90	1, 3
151	игрушка	15	4,41	112	3, 7
152	ведро	—	4,40	30	1
153	грузовик	—	4,40	30	1
154	зонт	—	4,40	30	1
155	лопата	25	4,40	30	8
156	муха	—	4,40	30	1
157	повод	19	4,40	60	3
158	природа	73	4,39	60	3
159	кофта	—	4,38	60	3
160	смена	57	4,37	82	2, 7
161	энергия	—	4,36	60	3
162	здание	84	4,33	60	3
163	шина	—	4,33	30	8
164	развитие	77	4,32	60	3
165	сигнал	41	4,32	82	2, 7
166	лед	52	4,30	30	4
167	шар	42	4,28	30	4
168	пакет	—	4,27	82	2, 7
169	палка	21	4,27	112	3, 7
170	пояс	18	4,25	60	3
171	рыба	55	4,25	30	1
172	туча	19	4,25	112	3, 7
173	ящик	77	4,24	112	3, 7
174	грибы	—	4,21	82	2, 7
175	пакетик	—	4,20	30	1

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество ин.	№ экзп.
176	поезд	68	4,20	60	3
177	варежки	—	4,17	30	8
178	пианино	—	4,17	30	1
179	голубь	59	4,14	60	1, 8
180	мяч	44	4,14	30	4
181	ракета	31	4,14	30	1
182	село	54	4,13	82	2, 7
183	фонарь	33	4,13	30	1
184	период	17	4,09	112	3, 7
185	сорт	—	4,08	142	2, 3, 7
186	климат	—	4,08	172	2, 3, 5, 7
187	вагон	74	4,06	142	1, 3, 7
188	курица	—	4,06	60	1, 8
189	молоток	17	4,06	90	3, 8
190	поле	169	4,06	60	3
191	паркет	—	4,05	112	2, 5, 7
192	валенки	—	4,00	30	8
193	ваза	—	4,00	30	1
194	гриб	—	4,00	30	1
195	дыня	—	4,00	30	8
196	корпус	40	4,00	30	2
197	палатка	28	4,00	30	1
198	сапог	40	4,00	30	1
199	сапоги	40	4,00	30	2
200	чернильница	—	4,00	30	8
201	повар	—	3,92	30	8
202	корова	56	3,89	60	1, 8
203	столяр	—	3,88	30	8
204	жук	—	3,87	60	4, 8
205	гора	74	3,86	112	3, 7
206	поверхность	19	3,84	60	3
207	утка	—	3,81	60	1, 8
208	крыло	38	3,80	30	2
209	туман	40	3,80	82	2, 7
210	лодка	52	3,78	60	1, 8
211	струна	—	3,78	30	2

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество ин.	№ экзп.
212	гитара	—	3,77	30	1
213	предел	20	3,75	60	3
214	свинья	—	3,75	60	1, 8
215	блины	—	3,73	82	2, 7
216	парта	61	3,73	30	1
217	рюкзак	—	3,73	30	1
218	песок (почва)	43	3,71	30	2
219	плита	18	3,71	60	3
220	толщина	—	3,71	112	3, 7
221	договор	—	3,71	112	3, 7
222	флакон	—	3,70	30	2
223	флаг	22	3,67	30	1
224	режим	—	3,65	60	3
225	тон	42	3,64	30	4
226	суд	53	3,63	30	4
227	весы	—	3,58	30	1
228	зерно	50	3,57	82	2, 8
229	мера	50	3,57	82	2, 7
230	загадка	—	3,55	60	3
231	кулак	35	3,55	30	1
232	выгода	—	3,54	82	2, 7
233	футляр	—	3,54	30	2
234	путаница	—	3,52	112	3, 7
235	бок	37	3,50	30	4
236	индюк	—	3,50	30	8
237	корзина	—	3,50	30	1
238	оркестр	22	3,50	60	3
239	пунктир	—	3,50	30	2
240	бабочка	—	3,48	60	1, 8
241	рекорд	—	3,46	60	3
242	щипцы	—	3,43	30	8
243	бас	—	3,42	30	4
244	памятник	22	3,42	60	3
245	вертолет	—	3,40	30	1
246	возглас	—	3,38	82	2, 7
247	оттенок	—	3,38	60	3

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество во ин.	№ эксп.
248	подбородок	15	3,37	60	3
249	бидон	—	3,36	30	1
250	подкова	—	3,36	30	8
251	бак	—	3,33	30	4
252	гранит	—	3,33	30	2
253	летчик	21	3,33	60	3
254	хвост	71	3,33	60	3
255	цыпленок	—	3,33	30	1
256	бал	—	3,30	30	4
257	гимнаст	—	3,30	30	2
258	глобус	—	3,30	60	2, 8
259	контур	—	3,30	30	2
260	паровоз	—	3,25	30	1
261	пожарник	—	3,25	30	8
262	фон	—	3,25	30	4
263	значок	22	3,22	60	3
264	лошадь	69	3,21	90	1, 3
265	магнит	—	3,20	30	2
266	клуба	—	3,18	82	2, 7
267	пила	—	3,18	90	3, 8
268	банкет	—	3,17	30	2
269	трубка	60	3,16	90	2, 3
270	бегемот	—	3,15	30	8
271	примета	—	3,15	60	3
272	русло	—	3,15	30	2
273	бедняк	—	3,14	30	8
274	куб	—	3,14	30	4
275	попугай	—	3,14	30	8
276	мышь	—	3,10	30	1
277	рояль	—	3,10	60	3
278	пауза	85	3,07	60	3
279	белка	—	3,06	60	1, 3
280	лягушка	—	3,04	90	1, 3
281	желуди	—	3,00	30	8
282	лай	—	3,00	30	4
283	мускат	—	3,00	30	5

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество во ин.	№ эксп.
284	облик	21	3,00	60	3
285	пломба	—	3,00	30	2
286	санки	—	3,00	30	1
287	сев	—	3,00	30	4
288	топор	—	3,00	30	1
289	чердак	—	3,00	112	2, 5, 7
290	кора	—	2,96	82	2, 7
291	комбинат	68	2,94	60	3
292	лак	—	2,92	30	4
293	вал	—	2,92	30	4
294	рак	—	2,92	30	1
295	трактор	74	2,91	90	1, 3
296	бронза	—	2,91	82	2, 7
297	гул	—	2,90	30	4
298	лов	—	2,90	30	4
299	стрела	—	2,90	82	2, 7
300	штаб	54	2,90	30	2
301	пух	—	2,89	30	4
302	рябина	—	2,89	142	2, 3, 7
303	пуля	—	2,87	30	2
304	петух	—	2,86	30	1
305	трубка (курительная)	60	2,86	30	1
306	фуражка	—	2,86	30	1
307	сено	22	2,85	160	3, 6
308	глина	—	2,83	30	2
309	заяц	—	2,83	90	1, 3
310	пастух	—	2,83	30	2
311	занавес	21	2,82	60	3
312	лиса	—	2,82	30	1
313	обезьяна	—	2,81	90	1, 3
314	вымпел	—	2,80	30	2
315	раб	—	2,80	30	4
316	макет	—	2,79	82	2, 7
317	отблеск	—	2,79	82	2, 7
318	упор	—	2,78	30	2

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество во ин.	№ эксп.
319	крона (дерева)	—	2,77	30	2
320	залп	—	2,75	30	2
321	лебедь	—	2,75	30	1
322	бинокль	—	2,74	190	1, 3, 6
323	гусь	—	2,73	30	1
324	осел	—	2,73	30	1
325	паук	—	2,72	30	1
326	лоскут	—	2,71	130	2, 6
327	уголь	21	2,71	60	3
328	лейка	—	2,70	30	1
329	медведь	—	2,69	30	1
330	слон	—	2,69	90	1, 3
331	тундра	—	2,68	130	2, 6
332	бочка	—	2,67	30	1
333	брикет	—	2,67	30	2
334	бугор	—	2,67	30	2
335	гиря	—	2,67	30	1
336	танк	—	2,67	30	1
337	слепота	—	2,66	130	2, 6
338	овца	—	2,64	190	1, 3, 6
339	лев	—	2,63	30	1
340	сом	—	2,62	30	4
341	ком	—	2,61	30	4
342	метла	—	2,61	60	3
343	коза	—	2,58	30	1
344	призма	—	2,58	30	2
345	канат	—	2,58	160	3, 6
346	рубанок	—	2,57	160	2, 6, 8
347	клещи	—	2,55	30	1
348	кол	—	2,55	30	4
349	меч	—	2,55	30	4
350	самовар	—	2,55	30	1
351	ден	—	2,54	30	1
352	ширма	—	2,54	30	2
353	трос	—	2,51	130	2, 6

Таблица 3 (продолжение)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Ме	Количество во ин.	№ эксп.
354	барабан	—	2,50	30	1
355	лось	—	2,50	30	1
356	нора	—	2,50	30	2
357	педадь	—	2,48	60	3
358	жираф	—	2,47	60	1, 8
359	кочегар	—	2,45	130	2, 6
360	парашют	—	2,44	30	1
361	наследство	—	2,43	60	3
362	олень	—	2,43	30	1
363	матрешка	—	2,42	30	1
364	раскол	—	2,42	30	2
365	рота	—	2,42	30	2
366	крот	—	2,41	130	2, 6
367	колокол	—	2,40	30	1
368	матрос	74	2,40	60	3
369	укрытие	—	2,37	30	2
370	ров	—	2,36	30	4
371	мох	—	2,28	30	4
372	кит	—	2,27	30	1
373	комбайн	60	2,25	60	3
374	обелиск	—	2,25	90	2, 3
375	фляга	—	2,25	30	2
376	черепаха	—	2,23	30	1
377	тачка	—	2,20	30	1
378	пингвин	—	2,17	30	1
379	выкуп	—	2,16	130	2, 6
380	камин	—	2,14	190	3, 6, 8
381	патефон	—	2,13	130	2, 6
382	блесна	—	2,10	160	2, 5, 6
383	леска	—	2,10	30	2
384	початок	—	2,10	130	2, 6
385	сова	—	2,09	30	1
386	мельница	—	2,08	30	1
387	корт	—	2,04	160	2, 6, 8
388	крокодил	—	2,00	30	1

Таблица 3 (окончание)

№ п/п	Слово	Частота по Шт.	Me	Количество во шл.	№ эксп.
389	улей	—	2,00	30	1
390	улитка	—	2,00	30	1
391	челнок	—	2,00	160	2, 6, 8
392	ящерица	—	2,00	30	1
393	флюгер	—	1,95	160	2, 6, 8
394	носорог	—	1,94	30	1
395	якорь	—	1,94	30	1
396	мыс	—	1,93	30	4
397	бра	—	1,88	30	4
398	гречиха	—	1,87	30	2
399	смета	—	1,84	82	2, 7
400	кенгуру	—	1,83	30	1
401	морж	—	1,83	30	1
402	путина	—	1,79	160	2, 6, 8
403	заступ	—	1,73	30	5
404	гудрон	—	1,69	30	5
405	ланцет	—	1,64	30	5
406	шалфей	—	1,63	30	5
407	крона (монета)	—	1,62	30	2

Таблица 4

Группа	Слова	Значение Me для слов данной группы	Допустимые интервалы Me
I	работа, так, она, часы, мир, книга, дом, вода, рука, минута	от 6,05 до 6,44	5,55÷6,94
II	план, сила, карман, пол, результат, сад, собака, тема, шарф, случай	от 4,97 до 5,06	4,47÷5,56
III	щипцы, бас, памятник, вертолет, возглас, оттенок, подбородок, бидон, подкова, бак	от 3,33 до 3,43	2,33÷4,43
IV	гречиха, смета, кенгуру, морж, заступ, путина, гудрон, ланцет, шалфей, бра	от 1,63 до 1,88	1,13÷2,38

Примечание. В некоторых опытах слова с полисемией включались в наборы с указанием на конкретные значения: *песок* (сахарный) и *песок* (почва); *лист* (бумаги) и *лист* (дерева); *крона* (дерева) и *крона* (монета); *трубка* и *трубка* (журительная) и т. п. В словаре Штейнфельдт такого расчленения слов нет; в силу этого частота слова по словарю приписывалась нами каждому из значений слова. Например, *песок* имеет частоту по словарю 40. Эта частота приписана и стимулу *песок* (сахарный) и стимулу *песок* (почва) и т. д.

II. ИЗУЧЕНИЕ ПРОЦЕССОВ ВЕРОЯТНОСТНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПРИ ЗРИТЕЛЬНОМ РАСПОЗНАВАНИИ ЭЛЕМЕНТОВ ТЕКСТА

СУБЪЕКТИВНЫЕ ОЦЕНКИ ЧАСТОТ ЭЛЕМЕНТОВ ТЕКСТА КАК ПРОГНОЗИРУЮЩИЙ ФАКТОР

Р. М. ФРУМКИНА, А. П. ВАСИЛЕВИЧ и Е. Н. ГЕРГАНОВ¹

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

К настоящему времени накоплены многочисленные экспериментальные данные, свидетельствующие о том, что в речевых механизмах человека существует определенная иерархическая организация элементов текста в соответствии с частотой их встречаемости в речевом опыте индивида. Применительно к словам, для которых экспериментальные данные наиболее обширны и бесспорны, была предложена модель (Фрумкина, 1970), согласно которой каждое слово, хранящееся в памяти индивида, имеет «индекс частоты», отражающий суммарный речевой опыт индивида относительно частоты встречаемости данного слова. Приближенную оценку «индексов частоты» мы получаем в психометрических опытах, в которых индивиды — носители языка дают свои суждения о частоте встречаемости предъявленных им слов. Оценки, получаемые в таких опытах, мы называем «субъективными оценками частот слов» (далее — $F_{суб}$ слов).

До недавнего времени единственным источником сведе-

ний о частоте слов при проведении различных экспериментов по изучению речевого поведения, памяти и т. п. служили данные, получаемые путем статистических подсчетов по текстам. Такие данные мы будем называть «объективными оценками» частот слов (далее — $F_{об}$ слов). При этом молчаливо предполагалось, что $F_{об}$ дают оценку частот элементов текста достаточно адекватную для того, чтобы на ее основе прогнозировать результаты опытов, где реакции испытуемых (далее — ии.) на частые стимулы отличаются от их реакций на редкие стимулы. Так, если в опытах исследовались пороги зрительного распознавания слов или пороги их распознавания при предъявлении на слух в условиях шума, то гипотеза о зависимости между порогом и частотами слов проверялась на основе сопоставления порогов слов и сведениями об их частоте, взятыми из частотного словаря (Ср., например, Howes and Solomon, 1951).

Одним из первых исследователей, которые поставили вопрос о том, являются ли $F_{об}$ оценкой, достаточно хорошо прогнозирующей поведение индивида в опытах указанного типа, был П. Фресс. Проведя опыты по получению $F_{суб}$ слов для двух различных социальных групп носителей французского языка и сопоставив оценки $F_{суб}$ каждой из групп между собой и с оценками $F_{об}$, он обнаружил, что оценки $F_{суб}$ более тесно коррелированы между собой, чем с $F_{об}$. Это послужило основанием для предположения о том, что оценки $F_{об}$ как бы лежат в плоскости «langue» (в сосюрловском смысле термина), тогда как оценки $F_{суб}$ — в плоскости «langage», т. е. в аспекте речевого поведения (Fraisse и др., 1963). Развивая эту гипотезу, Фресс сопоставил пороги зрительного распознавания некоторой группы слов, $F_{суб}$ слов той же группы и их $F_{об}$. По данным Фресса, пороги оказались более тесно коррелированы с оценками $F_{суб}$, чем с оценками $F_{об}$. (Fraisse, 1964).

Если согласиться с тем, что $F_{суб}$ отражают суммарный речевой опыт индивида, в то время как $F_{об}$, по-видимому, опыт в чтении (ср. Василевич, 1968), то можно предположить, что оценки $F_{суб}$ должны быть лучшим приближением к индексам частоты, чем оценки $F_{об}$. Тогда естественно было выдвинуть гипотезу о том, что $F_{суб}$ вообще должны лучше прогнозировать речевое поведение индивида, чем $F_{об}$ (Фрумкина, 1970). Эта гипотеза, имеющая некоторое подтверждение в приведенных выше данных Фресса, нуждается в последовательной экспериментальной проверке.

¹ В подготовке и проведении экспериментов, положенных в основу данной работы, участвовали также Е. Н. Муравьева и А. В. Ярхо.

Для того, чтобы в опыте можно было рассматривать вопрос о том, какие оценки — $F_{об}$ или $F_{суб}$ — больше коррелированы с порогами распознавания, надо, очевидно, выбрать для исследования такие стимулы, для которых бы оценки $F_{суб}$ и $F_{об}$ расходились, т. е. слова, частые по $F_{об}$ и редкие по $F_{суб}$, и наоборот, слова, редкие по $F_{об}$, но частые по $F_{суб}$. Нам известен один случай систематических расхождений в оценках $F_{об}$ и $F_{суб}$ слов — это оценки так называемых «обиходных» слов. Как было показано (Василевич, 1968), такие слова обычно оцениваются по $F_{суб}$ как частые, хотя по $F_{об}$ являются редкими. Если $F_{суб}$ являются лучшим приближением к «индексам частоты», чем $F_{об}$, и обиходные слова действительно имеют более высокий индекс частоты, чем это можно было бы заключить, исходя из их $F_{об}$, то пороги зрительного распознавания обиходных слов должны были бы быть сопоставимы с порогами частых по $F_{об}$ слов.

Однако выбор обиходных слов в качестве стимулов для планируемого нами исследования крайне усложнил бы и без того сложную задачу. Во-первых как мы уже сказали, расхождения в оценках $F_{об}$ и $F_{суб}$ для обиходных слов имеют направленный характер: эти слова являются по $F_{об}$ редкими, а по $F_{суб}$ оцениваются как частые. Следовательно, оперируя такими стимулами, мы можем рассматривать только одну ситуацию — исследовать пороги стимулов, частых по $F_{суб}$ и редких по $F_{об}$, но не наоборот. Во-вторых, методика тахистоскопического исследования предъявляет специфические требования к подбору стимулов, связанные с особенностями зрительного восприятия слов (слова должны быть равной длины, эмоционально нейтральными и т. п.). Обиходные слова представляют собой настолько ограниченную группу, что отобрать из нее достаточное число стимулов, удовлетворяющих всем этим требованиям, весьма затруднительно.

Мы попытались поэтому пойти по другому пути. Мы предположили, что в качестве стимулов для проведения опыта, где бы проверялась гипотеза о том, что оценки $F_{суб}$ лучше коррелированы с порогами распознавания, чем $F_{об}$, следует выбрать не слова, а бессмысленные трехбуквенные сочетания (триграммы). Со времен Эббингауза этот тип стимулов традиционно используется в исследованиях восприятия, памяти и ассоциативных процессов. Выбор триграмм в качестве стимулов дает широкие возможности для кон-

струирования групп стимулов с заданными свойствами: триграммы могут быть отобраны и с учетом указанных выше требований тахистоскопического опыта, и с учетом необходимости выровнять их по всем параметрам, которые предположительно могут оказывать влияние на пороги.

Однако поскольку объектом нашего исследования являются процессы вероятностного прогнозирования при зрительном восприятии элементов текста, возникает вопрос о том, насколько правомерен выбор триграмм в качестве единиц, относительно которых осуществляется вероятностный прогноз. Вероятностное прогнозирование в речевом поведении основано на накоплении в памяти субъекта сведений о вероятностях речевых фрагментов, встретившихся в прошлом речевом опыте индивида.

Для того, чтобы в памяти индивида могли фиксироваться частоты тех или иных фрагментов речи, очевидно, необходимо, чтобы эти фрагменты выделялись как единицы, относительно которых в процессе восприятия формируются гипотезы и принимаются решения. Не вызывает сомнения, что слово является самостоятельной единицей такого рода (ср. Miller, 1962; Чистович, 1965). Поэтому естественно было предположить, что частоты слов накапливаются и хранятся в памяти носителей языка. Характерно, что наиболее бесспорными являются те экспериментальные данные, которые касаются процессов вероятностного прогнозирования применительно к словам.

Имеется ли в речевых механизмах человека организация по частоте элементов, меньших, чем слово? Фиксируются ли в памяти частоты встречаемости не только слов, но и, допустим, слогов — биграмм и триграмм? Обсудим этот вопрос подробнее, сопоставив известные нам литературные данные и материалы наших экспериментов.

Андервуд и Шульц (Underwood and Schulz, 1960), пользуясь двумя различными психометрическими методиками, получили оценки $F_{суб}$ английских триграмм. Корреляция между $F_{об}$ триграмм и их $F_{суб}$ была статистически значимой. Таким образом, было показано, что ин. дают оценки частот триграмм на заведомо неслучайном уровне. Аналогичные данные на материале русского языка были получены одним из авторов настоящей работы (Василевич, 1968). Итак, очевидно, что ин. отчетливо различают частые и редкие триграммы в ситуации, когда соответствующая задача ставится перед ними в прямой форме. Таким обра-

зом, по видимому, можно считать, что частоты триграмм фиксируются в речевых механизмах ни.

Рассмотрим теперь эксперименты другого типа, где мы получаем косвенные оценки частот. Сюда относятся те опыты, в которых мы заключаем, что и. различает по частоте предъявленные ему триграммы на основании того, что основную задачу опыта он решает для частых триграмм иначе, чем для редких. Корреляция между частотой триграмм и порогами их зрительного распознавания исследовалась в опыте Постмана и Конжера (Postman and Conger, 1954). Авторы получили, что пороги распознавания частых триграмм статистически несущественно отличаются от порогов распознавания редких триграмм. При этом в качестве оценок частоты триграмм рассматривались оценки F_{06} .

Аналогичные результаты были получены нами в эксперименте, проведенном на материале русского языка (Фрумкина и др., 1968).

Сопоставление результатов упомянутых опытов, осуществленных с помощью тахистоскопической методики, с данными психометрических опытов, приводит нас к противоречивому заключению. С одной стороны, согласно данным психометрических экспериментов, мы получаем, что частоты триграмм зафиксированы в речевых механизмах индивида. С другой стороны, по данным тахистоскопических опытов мы получаем, что различие в частотах триграмм не прогнозирует различия в порогах зрительного распознавания триграмм, что, по-видимому, свидетельствует об отсутствии у индивида иерархической организации триграмм по частоте. Заметим, однако, что, в качестве оценок частот в описанных тахистоскопических опытах использовались оценки F_{06} . Тем самым обнаруженное в этих опытах отсутствие корреляции между частотой триграмм и порогами их зрительного распознавания свидетельствует по существу только о том, что оценки F_{06} не прогнозируют порогов распознавания; отсюда еще не следует, что прогнозирующим фактором не могут являться оценки $F_{суб}$.

Кроме того, в силу ряда соображений, излагаемых ниже, результаты нашего опыта 1968 г. не следует рассматривать как окончательные даже в той части, которая касается связи между F_{06} триграмм и их порогами.

Во-первых, анализ результатов этого опыта показывает, что хотя различие между средними порогами частых и редких триграмм не достигало статистической существен-

ности ($t = 1,41$ при критическом $t = 2,18$ для 95% уровня значимости), пороги частых триграмм были в целом несколько ниже порогов редких триграмм. Отметим, что исключение из числа частых всего одного стимула (порог которого резко отличался от порогов остальных стимулов этой же группы), приводит к тому, что различие между средними порогами групп достигает значимости ($t = 2,27$).

Во-вторых, кроме частоты встречаемости, существуют и другие характеристики триграмм, которые так или иначе могут влиять на результаты некоторых операций по переработке речевой информации человеком. Например, в экспериментах по парно-ассоциативному обучению результаты запоминания триграмм прогнозируются такими характеристиками, как произносимость (Pr) и ассоциативная сила (m)². Имеются литературные данные, свидетельствующие о том, что Pr может прогнозировать также и пороги распознавания триграмм в тахистоскопе (Gibson и др., 1964). Это подтверждается и результатами наших собственных экспериментов (Фрумкина и Василевич, наст. сб.).

Данные относительно влияния m на пороги весьма разноречивы (ср., например, Taylor, 1958). Отчасти это связано с различием в толковании смысла самого понятия ассоциативной силы и соответственно в процедурах его измерения. Поскольку тот факт, что m не влияет на пороги распознавания, нельзя считать доказанным, при исследовании зависимости между частотой и порогами желательно было бы фактор m нивелировать. В упомянутом опыте авторов фактор m не был принят во внимание, а по фактору Pr триграммы были выравнены недостаточно тщательно. Не исключено, что именно этими обстоятельствами следует объяснить большой разброс порогов распознавания отдельных триграмм в пределах каждой из сравниваемых групп, что и могло привести к статистически несущественному различию между группами.

Аналогичные недостатки, насколько можно судить по опубликованному материалу, присущи и эксперименту Постмана и Конжера.

Изложенные соображения не позволяют считать данные описанных тахистоскопических экспериментов достаточно убедительными. Вопрос о том, прогнозирует ли частота три-

² Эти характеристики более подробно исследуются в других статьях настоящего сборника.

грамм пороги их зрительного распознавания, остается нерешенным. Таким образом, если ставится задача выяснить, какие оценки — $F_{об}$ или $F_{суб}$ — лучше прогнозируют пороги зрительного распознавания, и в качестве стимулов используются триграммы, то прежде всего следует установить, что частоты триграмм вообще могут прогнозировать пороги.

Итак, задача настоящего эксперимента может быть сформулирована следующим образом:

1. Проверяется гипотеза о том, что пороги распознавания неосмысленных триграмм прогнозируются их частотами (будь то оценки $F_{об}$ или $F_{суб}$ или те и другие оценки).

2. Если гипотеза о том, что пороги распознавания триграмм прогнозируются их частотами, не отвергается, то какие оценки лучше коррелированы с порогами — $F_{суб}$ или $F_{об}$?

ПЛАН ЭКСПЕРИМЕНТА

Для проверки (1) следовало отобрать две группы стимулов, надежно различающихся по частоте как по оценкам $F_{об}$, так и по оценкам $F_{суб}$. Если гипотеза (1) не отвергается, т. е. пороги распознавания частых триграмм значительно отличаются от порогов распознавания редких триграмм, то мы переходим к проверке гипотезы (2). С этой целью необходимо сконструировать группы триграмм, где оценки по $F_{об}$ и оценки по $F_{суб}$ были бы разведены, т. е. составить группы, где бы частые по $F_{об}$ триграммы оказывались редкими по $F_{суб}$, и наоборот. Имеющиеся в нашем распоряжении данные позволяют выделить только два класса триграмм, надежно различающихся по частоте: класс редких триграмм и класс частых триграмм. Это относится и к оценкам $F_{об}$, и к оценкам $F_{суб}$ (подробнее об этом будет сказано ниже). Таким образом, опыт должен был проводиться с четырьмя группами стимулов: гр. 1 — триграммы, частые и по $F_{об}$, и по $F_{суб}$; гр. 2 — триграммы, редкие и по $F_{об}$, и по $F_{суб}$; гр. 3 — триграммы, редкие по $F_{об}$, но частые по $F_{суб}$; гр. 4 — триграммы, частые по $F_{об}$, но редкие по $F_{суб}$.

ОТБОР СТИМУЛОВ.

ПОЛУЧЕНИЕ НЕОБХОДИМЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ТРИГРАММ

Из сказанного выше следует, что для отбора стимулов необходимо было располагать следующими характеристиками триграмм: $F_{об}$; $F_{суб}$; Pr и m .

Для получения оценок $F_{об}$ была предпринята процедура подсчета по текстам, подробно описанная в работе Фрумкиной и др. (1968). Эта процедура дает возможность выделить класс частых триграмм в отличие от класса редких. Далее оценки $F_{об}$ данных триграмм были уточнены на основе словаря Штейнфельдт. При этом использовался вариант методики, примененной Андервудом и Шульцем (1960) для аналогичной задачи. 2500 слов словаря просматривались подряд и сопоставлялись с каждой из 117 триграмм. Если какое-либо слово содержало данную триграмму, то триграмме приписывалась помета — частота данного слова. Если отыскивались еще слова, содержащие данную триграмму, то в качестве пометы триграмме приписывалась суммарная частота этих слов. Такая процедура производилась для всех триграмм, в результате чего каждая триграмма оказывалась снабженной двумя характеристиками — оценкой $F_{об}$, полученной в результате подсчетов по текстам в виде отнесения триграммы к классу частых (знак +) или классу редких (знак —), и числом, полученным путем анализа словаря. Далее производилось сопоставление этих характеристик; все триграммы были упорядочены от частых к редким в соответствии с их характеристикой по словарю и было проверено, как соотносится это упорядочение и деление триграмм на два класса. Было получено, что все триграммы со знаком (—) оказались не только заведомо реже и по данным словаря, но большинство из них вообще ни разу не встретилось в составе слов, включенных в словарь (учитывались только исходные формы слов). Исключение составили триграммы *жно*, *взя*, *нав* и *олг*.

Это дает нам все основания считать, что произведенное нами деление триграмм по оценкам $F_{об}$ на два класса является вполне надежным.

Оценки $F_{суб}$, Pr и m были получены в экспериментах, описанных в соответствующих статьях настоящего сборника [см. Фрумкина и Василевич (стр. 7;94); Василевич и др. (стр. 134)].

В процессе обработки результатов эксперимента по получению оценок ассоциативной силы триграмм выявилось, что традиционная характеристика ассоциативной силы — число m — не является наилучшей оценкой способности триграммы порождать те или иные ассоциации³. Как из-

³ Более подробно об этом см.: Василевич и др. (наст. сб.).

Вестно, m — это доля ин., давших в ответ на предъявление данной триграммы хотя бы одну ассоциацию. Рассмотрим триграммы *пин*, *зеб*, *нав* и *олн*. Все они в проведенном нами опыте получили примерно одинаковые оценки m : *пин*, *нав* и *олн* имеют $m = 95,7$; для *зеб* $m = 98,5$. Однако, анализируя ответы ин., мы обнаруживаем существенное различие в структуре множества ассоциатов, выданных на данные стимулы. Так, в ответ на триграмму *зеб* почти все ин. (89%) дают один и тот же ответ *зебра*; а в ответ на триграмму *нав* мы получаем большое количество самых разнообразных ответов. При этом среди множества ответов на *нав* также можно выделить преобладающий ответ *навык* — так называемую доминанту, но на нее приходится всего 25% ответов. Различие в структуре ассоциативных ответов на триграммы типа *зеб* и *нав* было предложено измерять величиной H' — энтропией распределения ответов на данную триграмму. Для триграмм *зеб* и *нав* величина H' соответственно равна 0,132 и 0,581. Таким образом, хотя эти триграммы не различаются по значению m , но весьма определенно различаются по H' . Сравним, далее, множество ответов, полученных на триграммы *пин*. и *олн*. Подавляющее большинство слов-ассоциатов, полученных в ответ на *пин*, — это слова, начинающиеся с данной триграммы (*пингвин*, *пинок* и т. п.). Среди ответов на *олн*, напротив, нет ни одного слова, начинающегося с данной триграммы. В то же время *пин* и *олн* не только не различаются по m , но имеют и примерно одинаковое H' . Чтобы отразить эту особенность распределения ассоциативных ответов, была предложена характеристика I — доля ассоциатов, начинающихся с данной триграммы, от общего числа слов-ответов. Таким образом, в результате ассоциативного эксперимента каждая триграмма получила три характеристики: m , H' и I . Данные по этим трем характеристикам для 200 русских триграмм содержатся в таблице VI Приложения, стр. 182 наст. сб.; там же приведены их оценки по $F_{суб}$ и Pr . Указанная таблица и послужила источником отбора стимулов для описываемого тахистоскопического эксперимента.

При подборе стимулов на основе характеристики $F_{суб}$ было решено в целях обеспечения большей надежности ограничиться выделением двух классов стимулов — частых по $F_{суб}$ и редких по $F_{суб}$. Частыми по $F_{суб}$ мы считали триграммы с $F_{суб} \geq 4,50$, редкими по $F_{суб}$ — триграммы с $F_{суб} \leq 3,70$.

При подборе стимулов по характеристикам m , H' и I мы руководствовались следующими соображениями. Поскольку имеются триграммы, одинаковые по m , но разные по H' , а также одинаковые по H' , но разные по I , то желательно учесть все три характеристики. С другой стороны, анализ значений трех характеристик по 200 триграммам показывает, что все эти характеристики коррелированы между собой: как правило, триграммы с большим m имеют большое I и малое H' . Какая из характеристик является наиболее важной, т. е. в принципе может оказать наиболее сильное влияние на пороги, мы не знаем. Более того, мы не вполне представляем себе возможное направление этого влияния. Ясно только то, что все участвующие в опыте стимулы должны быть одинаковыми по этим параметрам. Исходя из этого, характеристики m , H' и I были объединены в одну характеристику, условно названную *Лек*, и было принято следующее решение: считать триграммами с положительной характеристикой *Лек* (+) триграммы со следующими показателями: $m \geq 85\%$; $H' \leq 0,495$; $I \geq 1,920$ и триграммами с отрицательной характеристикой *Лек* (—) триграммы со следующими показателями: $m \leq 66\%$; $H' \geq 0,560\%$; $I \leq 1,810$. В опыте должны были участвовать стимулы, уравненные по *Лек*, т. е. все стимулы должны были иметь или *Лек* (+) или *Лек* (—).

Подбор стимулов по характеристике *Pr* производился по тем же принципам, что и подбор по *Лек*: стимулы должны были быть уравнены по *Pr*. Поскольку среди 200 обследованных триграмм большинство оказалось хорошо произносимым, то представлялось удобным отбирать стимулы именно из этой группы, т. е. все стимулы по *Pr* должны были иметь положительную характеристику (+): $Pr \geq 4,00$. По аналогичной причине для опыта отбирались триграммы с положительной характеристикой по *Лек*.

Итак, в соответствии с указанными значениями описанных выше параметров $F_{суб}$, *Pr* и *Лек* предстояло отобрать четыре группы стимулов, различающихся по частоте $F_{об}$ и $F_{суб}$ в соответствии с планом опыта, и не различающихся по *Лек* и *Pr*. Анализ таблицы 200 триграмм показал, что это далеко не простая задача. Основная трудность состояла в том, что не удается подобрать хорошо произносимые триграммы, которые бы явились частыми по $F_{об}$ и редкими по $F_{суб}$, т. е. не удается подобрать триграмм в группу 4 (см. выше, план эксперимента). Это приводит нас к необхо-

Характеристики триграмм-стимулов

Группа	Триграмма	$F_{об}$	Pr	$F_{суб}$	J	m	H'
1	ска	+	5,16	5,68	1,951	90,7	0,468
	кри		5,11	5,20	1,991	97,8	0,240
	сте		5,12	5,55	1,972	96,4	0,563
	сти		5,21	5,53	1,963	98,5	0,446
	зво		4,86	4,81	1,977	98,5	0,107
	мен		5,40	4,78	1,958	92,8	0,296
	спу		4,86	4,54	1,972	95,7	0,348
	ист		4,40	4,52	1,970	97,8	0,413
	тар		5,40	4,49	1,926	94,2	0,491
	дес		5,26	4,28	1,976	90,7	0,355
Среднее			5,08	4,94	1,966	95,3	0,373
2	нзр	—	3,00	3,87	1,958	92,1	0,391
	вса		5,40	3,83	1,939	85,0	0,344
	гле		5,12	3,80	1,927	90,7	0,253
	емк		3,75	3,69	1,966	88,6	0,172
	сив		5,40	3,67	1,937	87,7	0,410
	сур		5,40	3,62	1,963	97,8	0,388
	баг		5,38	3,54	1,959	94,2	0,446
	ске		4,82	3,31	1,959	88,5	0,299
	пин		5,38	3,00	1,960	95,7	0,356
	зев		5,25	2,21	1,978	98,5	0,132
Среднее			4,89	3,45	1,955	91,9	0,319
3	вла	—	5,14	5,00	1,963	95,7	0,473
	гло		5,29	5,00	1,962	95,7	0,414
	сва		5,16	5,00	1,970	97,8	0,421
	сро		5,00	4,71	1,912	85,0	0,363
	гре		5,24	4,70	1,988	97,8	0,495
	бре		5,06	4,61	1,970	98,5	0,446
	впи		3,72	4,33	1,951	85,7	0,305
	нив		5,38	4,30	1,954	95,7	0,185
	гри		5,27	4,17	1,962	98,5	0,397
	вро		5,16	4,13	1,864	80,0	0,591
Среднее			5,04	4,60	1,949	93,0	0,409

димости изменить принятый нами план эксперимента и ограничиться тремя группами стимулов, из которых только одна — третья — включает триграммы, где оценки $F_{об}$ и $F_{суб}$ разведены. Подчеркнем, однако, что такое изменение плана опыта не лишает нас возможности проверить основные гипотезы эксперимента.

Что касается подбора стимулов по $F_{суб}$, Pr и $Лек$, то жесткое соблюдение указанных выше границ значений выбранных параметров приводит к тому, что число стимулов в группах оказывается слишком малым — порядка 6—7. Поэтому мы несколько расширили границы, в которых производился отбор триграмм, что дало возможность составить группы с числом стимулов по 10 в каждой (см. гр. 1—3 в табл. 1). Проверка показала, что по всем интересующим нас характеристикам между группами сохраняется значимое различие.

Из литературных данных известно, что помимо факторов Pr и $Лек$ на пороги распознавания триграмм могут также влиять особенности начертания букв, входящих в состав триграмм (фактор графики). К настоящему времени мы не располагаем данными, которые позволили бы нам выровнять триграммы по фактору графики прежде всего потому, что, хотя известно, что фактор графики играет существенную роль при зрительном распознавании, очень мало исследован вопрос о том, какие именно графические особенности букв затрудняют или, наоборот, облегчают распознавание. Таким образом, мы имели возможность выровнять наши триграммы лишь по факторам Pr и $Лек$.

После того, как был осуществлен отбор триграмм в три основные группы, мы сочли целесообразным попытаться проверить в нашем опыте еще одну, дополнительную гипотезу, а именно, что $Лек$ влияет на пороги распознавания (гипотеза 3). Для проверки гипотезы 3 следовало отобрать группу триграмм, которая совпадала бы с какой-либо из трех отобранных групп по значениям всех параметров, кроме $Лек$. Как показал анализ наших данных, с этой целью проще всего было отобрать хорошо произносимые триграммы, редкие по $F_{об}$ и по $F_{суб}$ и с отрицательной характеристикой по $Лек$ (см. табл. 1, группа 4.).

Как мы уже говорили, для проверки основных гипотез мы вынуждены были ограничиться всего тремя группами стимулов. Кроме того, мы выдвинули гипотезу 3, для проверки которой была сконструирована еще одна группа сти-

Таблица 1 (окончание)

Группа	Триграмма	$F_{об}$	Pr	$F_{суб}$	J	m	H'
4	вде	—	4,30	3,54	1,808	79,2	0,566
	зит		5,12	3,09	0,000	67,8	0,536
	вте		4,07	3,06	1,862	65,7	0,726
	тев		5,25	2,86	1,461	65,0	0,565
	вта		4,28	2,83	1,800	62,8	0,642
	моп		5,29	2,76	1,874	75,7	0,511
	дас		5,34	2,71	1,255	52,8	0,562
	кво		5,00	2,50	1,768	65,0	0,644
	вур		5,32	2,14	1,595	34,2	0,718
	бнг		5,40	1,89	1,588	63,5	0,614
Среднее		4,94	2,73	1,501	63,2	0,608	

мулов. Таким образом, первоначальный план эксперимента несколько изменился. В табл. 2 приведены данные, характеризующие триграммы отобранных четырех групп. В табл. 3 представлены все возможные логически непротиворечивые исходы планируемого эксперимента по проверке гипотез 1 и 2 (напомним, что для этого нам достаточно использовать только группы 1, 2 и 3). Знак (+) в таблице соответствует ситуации, когда в результате опыта между порогами триграмм данных групп обнаружено статистически существенное различие; знак (—) соответствует отсутствию значимого различия. Заметим, что прочие возможные исходы являются логически противоречивыми в рамках сформулированных нами гипотез: например, исход [— — +] означал бы, что с одной стороны, пороги не прогнозируются ни $F_{об}$, ни $F_{суб}$ (ср. (—) в графе 1—2); а с другой стороны, пороги прогнозируются $F_{суб}$ (ср. (+) в графе 2—3). Вывод, тем самым, логически противоречив.

Таблица 2

Группа	Pr	$F_{об}$	$F_{суб}$	Лек.	Группа	Pr	$F_{об}$	$F_{суб}$	Лек.
1	+	+	+	+	3	+	—	+	+
2	+	—	—	+	4	+	—	—	—

Возможные исходы опыта

№ исходов	Сравнимые группы			Интерпретация
	1-2	1-3	2-3	
1	—	—	—	Пороги не прогнозируются ни $F_{об}$, ни $F_{суб}$
2	+	+	+	Пороги прогнозируются как оценками $F_{об}$, так и оценками $F_{суб}$
3	+	—	+	Пороги прогнозируются $F_{суб}$ и не прогнозируются $F_{об}$
4	+	+	—	Пороги прогнозируются $F_{об}$ и не прогнозируются $F_{суб}$

Для проверки гипотезы 3 следует сопоставить пороги триграмм групп 2 и 4. В случае, если между ними будет обнаружено значимое различие, его следует отнести за счет влияния фактора *Лек.*

ПРОВЕДЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА

1. **Испытуемые.** В опыте участвовало 34 ин., мужчин и женщин, в возрасте от 17 до 30 лет. Большинство ин. не принимало ранее участия в тахистоскопических экспериментах.

2. **Процедура.** Опыт был проведен на установке Лаборатории зрения Института физиологии им. Павлова.⁴

Стимулы предъявлялись на просвет в виде диапозитивов. Размер экспонируемого кадра — 24×18 мм. Стимулы были написаны шрифтом «рубленая гарнитура» черными буквами на белом фоне. Размер буквы на кадре — 3×2 мм. Применялись только прописные буквы.

Опыт проводился с применением дежурного изображения (Глезер, 1966), которое было составлено из элементов букв и отдельных букв, беспорядочно разбросанных в кадре.

3. **Инструкция.** Ин. устно сообщалась следующая инструкция: «Вам будут показаны русские слоги из трех букв. Изображение будет появляться на очень короткое время, так что вначале Вы, возможно, ничего не успеете

⁴ Описание прибора см. Невская, 1963.

увидеть. Ваша задача — постараться прочитать то, что было показано, и сообщить экспериментатору ответ. Нас интересуют все Ваши ответы, в том числе и те, в правильности которых Вы не уверены».

4. Схема предъявления стимулов. Опыт начинался показом так называемых тренировочных стимулов, после чего в случайном порядке предъявлялся тестовый набор стимулов (1-я серия показа). Далее весь тестовый набор последовательно предъявлялся на возрастающих длительностях (2-я, 3-я и т. д. серии показа), причем для каждой следующей серии порядок предъявления тестовых стимулов менялся. Опыт прекращался тогда, когда и было распознано не менее 80% стимулов, но при этом последняя серия показа никогда не прерывалась, так что все триграммы были показаны равное число раз.

5. Способ оценки результатов эксперимента. В соответствии с поставленной задачей в результате опыта каждому из стимулов следовало приписать порог его распознавания, усредненный по всем исследованным ии. При этом надо иметь в виду, что нас интересовали не абсолютные, а относительные значения порогов: пороги распознавания частых триграмм сравнительно с порогами распознавания редких триграмм и т. п., и поэтому полученные в опыте значения порогов не следует рассматривать с точки зрения их абсолютных численных величин.

Как известно (Глезер, 1966), наблюдатели, особенно нетренированные, резко различаются между собой по порогам распознавания одних и тех же стимулов. Поскольку мы поставили себе задачу изучить не абсолютные значения порогов, а разницу между порогами распознавания групп стимулов, различающихся по заданным характеристикам, нами была проведена нормировка полученных данных. Цель нормировки заключалась в том, чтобы при оценке результатов нивелировать различия, возникающие за счет разницы в пропускной способности зрительной системы у разных ии. Для каждого и. отыскивалась наименьшая экспозиция, которая была пороговой хотя бы для одной триграммы. Всем стимулам, для которых отобранна наименьшая экспозиция была пороговой, приписывался порог, равный одной нормированной единице (1 н. е.). Тем самым, для каждого и. вводилась своя условная точка отсчета: реальное время распознавания стимулов, получивших порог 1 н. е., для разных ии. было весьма различным. Пороги триграмм,

распознанных данным и. на больших экспозициях (т. е. в последующих сериях показов) определялись в н. е. в зависимости от их расстояния (числа серий) от условной точки отсчета, принятой для этого и.

РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТА И ОБСУЖДЕНИЕ

Пороги триграмм⁵ в н. е. представлены в табл. 4. Обращает на себя внимание значительный разброс порогов триграмм в пределах каждой группы. Мы предполагали, что тщательное выравнивание стимулов по факторам *Пр* и *Лек*, а также по $F_{0.5}$ и $F_{суб}$ внутри групп, приведет к тому, что значения порогов отдельных триграмм внутри групп будут иметь не слишком большой разброс. Проведенный нами двухфакторный дисперсионный анализ для каждой группы в отдельности (исследовался фактор «испытываемые» и фактор «триграммы») показал, что значимый разброс наблюдается по обоим этим факторам. Таким образом, внутри каждой группы имеется значимая неоднородность триграмм. Это заставляет считать, что существует еще какой-то неучтенный фактор, оказывающий влияние на пороги триграмм. Естественно было предположить, что таким фактором являются графические особенности букв, входящих в данную триграмму, поскольку, как отмечалось выше, мы были лишены возможности учесть фактор графики при подборе стимулов. Была, таким образом, поставлена задача — отыскать такие графические признаки, по которым можно было бы в пределах каждой группы выделить подгруппы, внутри которых триграммы можно было бы считать более однородными.

Анализируя пороги распознавания триграмм внутри каждой группы, мы заметили, что пороги триграмм, содержащих буквы *Е*, *В*, *Б* в среднем выше, чем пороги остальных триграмм. Можно было предположить, что данные буквы каким-то образом затрудняют распознавание. Если сравнить конфигурации этих трех букв, то можно заметить, что они обладают общим признаком: вертикаль слева и три перпендикулярных к ней линии. Этот признак был условно назван *Е*-фактор: он фигурирует только в указанных трех буквах русского алфавита.

⁵ В процессе эксперимента диапозитив с триграммой *bre* был поврежден, и данная триграмма исключена из опыта.

Таблица 4

Результаты распознавания триграмм
(пороги в н. ед. осредненные данные по 34 ин.)

Группа	Триграмма	Порог (в н. ед.)	Группа	Триграмма	Порог (в н. ед.)
I	СКА	2,88	III	ГЛО	3,11
	КРИ	2,94		ВПИ	3,41
	ТАР	3,29		ГРЕ	3,44
	ЗВО	3,58		ВРО	3,47
	СТИ	3,67		ГРИ	3,52
	МЕН	3,79		СРО	3,55
	ИСТ	3,82		НИВ	3,73
	ДЕС	4,00		СВА	3,91
	СПУ	4,38		ВЛА	5,26
СТЕ	4,73				
Средний порог		3,39	Средний порог		3,71
II	СУР	3,35	IV	ДАС	3,29
	ИЗР	3,64		ЗИТ	3,52
	ЕМК	3,94		ВТА	3,64
	СИБ	3,97		ВДЕ	3,79
	ВСА	4,23		ВУР	3,97
	БАГ	4,41		МОП	4,17
	ПИН	4,41		БИГ	4,44
	СКЕ	4,58		КВО	4,55
	ЗЕБ	4,79		ВТЕ	4,73
ТЛЕ	4,88	ТЕВ	4,82		
Средний порог		4,22	Средний порог		4,09

В этой связи интересно обратиться к результатам, полученным Кюннапасом (Künnapas, 1966) в его исследовании сходства букв по начертанию. Кюннапас предложил ин. оценить степень сходства по начертанию 10 букв английского алфавита. Опыт проводился методом парных сравнений. Результаты опыта были обработаны с помощью факторного анализа (центроидный метод). Были выделены три графических фактора, на которые опираются ин. при оценке сходства букв по начертанию: *I*-фактор (в терминологии Кюннапаса — «вертикальность»), *O*-фактор («округлость») и *E*-фактор («перпендикулярность»). Это означает, что ин. оценивают как «похожие» буквы *O* и *C*, *B* и *E*; а как непохожие — *O* и *E*, *B* и *I*.

Итак, было выдвинуто предположение, что если в каждой группе триграмм выделить две подгруппы — содержащих *E*-фактор и не содержащих *E*-фактор, то внутри этих подгрупп будет наблюдаться большая однородность.

Таким образом, мы выделили три фактора, которые предположительно могут определять разброс порогов триграмм: фактор «группа», фактор «испытываемые» и фактор «графика». В силу этого полученные результаты были подвергнуты трехфакторному дисперсионному анализу. Анализ проводился для каждой пары групп по отдельности; тем самым фактор «группа» всякий раз выступал в двух качественных градациях. Фактор «испытываемые» имел 34 градации (по числу ин.), фактор «графика» — две качественные градации (триграммы с *E*-фактором; триграммы без *E*-фактора). Расчеты производились по схеме, предложенной Плохинским (1961). В качестве примера расчетов мы приводим таблицу сравнения данных по группам № 1 и 2 (табл. 5), где отражены основные этапы расчетов.

Результаты дисперсионного анализа для всех пар групп приведены в табл. 6, где даны только значения дисперсионного отношения *F*. В последней строке табл. 6 указаны критические значения *F* для 95%, 99%, и 99,99% уровней.

Начнем анализ с результатов, относящихся к проверке основных гипотез опыта — гипотез 1 и 2.

Фактор группы (графа 1 табл. 6) Для проверки гипотезы 1 следовало установить, существует ли значимое различие между пороговыми значениями триграмм групп 1 и 2. В нашем случае это означает, что фактор принадлежности триграммы к группе 1 и 2 является существенным. Как

Таблица 5

№ п.п.	Группа графика	V	ΣV	n _x	(ΣV) ²	$h = \frac{(\Sigma V)^2}{n_x}$	ΣV ²	$M_x = \frac{\Sigma V}{n_x}$	$M_x^2 = \frac{\Sigma V^2}{n_x}$
1	I	E 4, -1, 1	4	3	16	5,33	18	1,33	1,769
	e	0, -1, -1, 4, -3, -1	-2	6	4	0,67	28	-0,33	0,109
	II	E -1, 0, 2, 1, 4, 4, 1	11	7	121	17,29	39	1,57	2,465
	e	1, 0, -1	0	3	0	0	2	0	0
2	I	E 0, -1, -1	-2	3	4	1,33	2	-0,67	0,449
	e	-2, -1, -1, 1, -1, 1	-3	6	9	1,50	9	-0,50	0,250
	II	E 1, 0, 0, -3, 0, 0, 4	2	7	4	0,57	26	0,29	0,084
	e	0, -1, 1	0	3	0	0	2	0	0
34	I	E 0, 0, 0, 1	1	4	1	0,25	1	0,25	0,062
	e	0, 1, -2, -2, -1, 0	-4	6	16	2,67	10	-0,67	0,449
	II	E -3, 4, 1, -1, 0, 0, 2	3	7	9	1,29	31	0,43	0,185
	e	-1, -2, 1	-2	3	4	1,33	6	-0,67	0,449
Итого									
			-29	673		1264,17	2845	-9,30	258,401

Примечание. V — варианты, — в нашем случае — пороги в н. ед. (для удобства расчетов все пороги уменьшены на 4 н. ед.); n_x — число триграмм в группе; E, e — качественные градации E-фактора, где E — наличие данного фактора, e — отсутствие.

Таблица 6

№ строки	Сравниваемые группы	Факторы							Общая дисперсия без ост.	F _d
		Группа	Графика	Ин.	Ин.Х группа	ГруппаХ графика	Ин.Х графика	Ин.Хгр.Х грф.		
1	1-2	5,40	17,32	9,17	0,69	2,70	1,26	1,09	3,18	14,80
2	1-3	1,18	15,30	7,77	0,46	0,09	1,76	1,23	2,92	0,006
3	2-3	13,26	17,44	7,96	1,07	0,28	1,73	0,73	3,04	14,07
4	2-4	1,01	22,30	9,38	1,19	0	1,39	1,02	3,36	0,86
5	1-4	2,36	20,24	9,76	0,92	0,05	1,62	0,81	3,37	9,30
6	3-4	7,90	14,65	9,06	1,24	6,56	1,97	0,76	3,10	8,71
7	Критич. знач.									
	95%	3,9	3,9	1,5	1,5	3,9	1,5	1,5	1,3	3,9
	99%	6,7	6,7	1,5	1,7	6,7	1,7	1,7	1,4	6,7
	99,99%	11,0	11,0	2,1	2,1	11,0	2,1	2,1	1,6	11,0

видно из таблицы, значение F в строке 1 графы 1 существенно на 95% уровне. Тем самым гипотеза 1 не отвергается. Содержательно это означает, что частота триграмм прогнозирует пороги их распознавания.

Для проверки гипотезы 2 следовало выяснить, имеется ли значимое различие между порогами распознавания для групп 2 и 3, с одной стороны, — 1 и 3 — с другой. Гипотеза о преимущественном влиянии $F_{\text{суб}}$ принимается в том случае, если фактор принадлежности к группе 2 или 3 окажется существенным, а фактор принадлежности к группе 1 или 3 — несущественным. Из табл. 6 следует, что значение F в строке 3 (сравнение 2-й и 3-й групп) существенно на более, чем 99,99% уровне, а значение F в строке 2 (сравнение 1-й и 3-й групп) — несущественно. Тем самым мы получили исход 3 (см. табл. 3). Таким образом, гипотеза 2 не отвергается. Это означает, что пороги распознавания триграмм прогнозируются оценками $F_{\text{суб}}$ и не прогнозируются оценками $F_{\text{об}}$.

Для проверки гипотезы 3 — о влиянии фактора *Лек* на пороги распознавания — следовало показать, что пороги триграмм 2-й группы существенно отличаются от порогов распознавания триграмм 4-й группы. Из данных 4-й строки табл. 6 следует, что значение F по фактору группы оказалось равным 1,01 (статистически несущественное различие) Этот результат позволяет отвергнуть гипотезу 3 о влиянии фактора *Лек* на пороги распознавания триграмм.

Поскольку, как мы показали, *Лек* не влияет на пороги, результаты, полученные для гр. 4 могут быть использованы для проверки гипотезы 2. В самом деле, если гипотеза 2 верна (а об этом говорят результаты, полученные в группах 1, 2 и 3), то пороги триграмм гр. 4 должны существенно отличаться от порогов триграмм гр. 1 и 3. Как видно из строки 6 табл. 6, для групп 3 и 4 действительно наблюдается значимое различие (существенность не более, чем 99% уровне). Однако для групп 1 и 4 (строка 5 табл. 6) мы получили другой результат — отсутствие значимого различия. Этот результат противоречив по следующим причинам: мы уже получили, путем сравнения групп 1 и 2, что гипотеза 1 не отвергается, т. е. что частота триграмм прогнозирует их пороги. С другой стороны, мы получили на материале сравнения групп 1 и 3, 2 и 3, 3 и 4, 2 и 4, что гипотеза 2 также не отвергается, т. е. что пороги прогнозируются именно оценками $F_{\text{суб}}$. На основе этого следовало ожидать,

что между группами 1 и 4 будет наблюдаться существенное различие, однако, мы этого не получили. Дальнейшая интерпретация данных в рамках дисперсионного анализа становится невозможной, что побуждает нас обратиться к иному способу анализа результатов, который явился бы контролем для полученных ранее результатов сопоставления пар групп. Мы использовали метод оценки достоверности разности между средними показателями любых двух групп, составляющих дисперсионный комплекс (Плохинский, 1961). Критерий достоверности разности вычисляется по формуле:

$$F_d = \frac{d^2}{\sigma_z^2} \cdot \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} \text{ при } \nu_1 = 1, \nu_2 = \nu_z$$

Здесь d — разность между любыми двумя средними из данного дисперсионного комплекса; σ_z^2 — остаточная дисперсия по всем неорганизованным факторам; ν_z — число степеней свободы для остаточной дисперсии; n_1 и n_2 — численность сравниваемых групп.

Результаты проверки по критерию достоверности разности приведены в последнем столбце табл. 6. Из приведенных данных следует, что разность средних порогов групп существенна для пар 1—2, 1—4, 2—3, 3—4 (везде на 99% уровне). Для пар 1—3, 2—4 разность несущественна. Эти результаты внутренне не противоречивы. Таким образом, вывод о том, что гипотезы 1 и 2 не отвергаются, остается в силе.

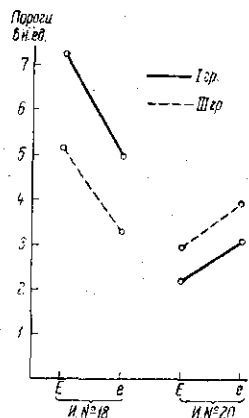
Перейдем теперь к интерпретации остальных результатов дисперсионного анализа (столбцы 2—8 табл. 6).

Фактор «графика» оказывается существенным для всех сравниваемых пар групп: это значит, что триграммы, содержащие E -фактор, независимо от всех других характеристик, распознаются в среднем хуже, чем триграммы без E -фактора.

Фактор «испытываемые» также существен для всех пар.

Естественным представляется отсутствие взаимодействия факторов *ин. × группа* (несущественные значения F для всех пар в столбце 4) и *ин. × группа × графика* (столбец 7). Взаимодействие факторов *графика × группа* оказывается несущественным для всех пар, кроме пары 3—4 (столбец 5). Этот результат свидетельствует о том, что влияние фактора *графика* прослеживается примерно одинаково во всех группах.

Неожиданной оказалась существенность взаимодействия ии. X графика для большинства сравниваемых пар (столбец 6). Этот результат свидетельствует о том, что E -фактор может по-разному влиять на распознавание стимулов у разных ии. Хотя, как мы указали выше, в среднем E -фактор ухудшает распознавание, это, по-видимому, не относится в равной мере ко всем ии. : у одних ии. это ухудшение может быть выражено сильнее, у других оно не столь велико; не исключено, что у некоторых ии. влияние E -фактора вообще



имеет противоположную направленность. Анализ протоколов показал, что изложенные выше соображения справедливы. В качестве примера сравним средние пороги распознавания для триграмм с E -фактором и без него для двух ии., у которых влияние E -фактора разнонаправлено (рисунок). Как видно из рис. 1, у и. № 18 триграммы с E -фактором распознаются в среднем хуже, причем это прослеживается как на триграммах первой группы, так и на триграммах третьей группы. У и. № 20, напротив, триграммы с E -фактором в среднем распознаются лучше — также независимо от принадлежности стимула к гр. 1 или к гр. 3. Отметим, что среди наших ии. оказалось всего 3 человека, для которых влияние E -фактора имело ту же направленность, что и для и. № 20. Большинство ии. относится к тому же типу, что и. № 18.

Данные о суммарном влиянии всех организованных факторов приведены в столбце 8. Все приведенные здесь дисперсионные отношения статистически существенны.

Таким образом, результаты описанного эксперимента позволяют сделать следующие выводы:

1. Пороги распознавания неосмысленных триграмм прогнозируются их частотами. Это, по-видимому, означает, что частоты триграмм фиксируются в речевых механизмах индивида, т. е. что так же, как и для слов, можно говорить о вероятностной организации в памяти человека элементов текста, меньших, чем слово.

2. Пороги распознавания триграмм прогнозируются их оценками $F_{суб}$ и не прогнозируются их оценками $F_{об}$. Рассмотрим этот результат в рамках сконструированной нами модели, согласно которой элементы речи (текста) хранятся в памяти вместе с «индексами частоты» этих элементов. Естественно считать, что данные «индексы» складываются у индивида по мере накопления им речевого опыта, который включает в себя чтение, слушание и употребление тех или иных элементов речи самим индивидом. Далее, следует полагать, что существование вероятностного прогнозирования в поведении индивида обуславливается имеющимися именно у него «индексами», т. е. теми вероятностями элементов речи, которые отражены в его памяти. Поскольку речевые механизмы человека недоступны для непосредственного изучения, мы можем лишь косвенным образом представить себе, какие именно «индексы» соответствуют тем или иным элементам текста. От степени приближения нашей оценки будет зависеть и точность прогноза поведения индивида. Результаты описанного выше опыта подтверждают гипотезу о том, что наилучшим приближением к индексам частоты являются оценки $F_{суб}$, а не оценки $F_{об}$. С позиций теории вероятностного прогнозирования этот результат следует считать естественным: решающую роль в процессах взаимодействия индивида и среды играет не частота появления тех или иных событий как таковая, а те следы, которые являются результатом учета частоты этих событий индивидом, т. е. вероятностная организация его прошлого опыта. Прогноз поведения в новой, предстоящей ситуации основывается на субъективной вероятности появления элементов этой ситуации. Отсюда следует, что если в экспериментах по изучению речевого поведения требуется учесть вероятностные характеристики используемых стимулов, экспериментатор должен исходить из оценок $F_{суб}$ соответствующих стимулов, а не из оценок $F_{об}$.

ПРОИЗНОСИТЕЛЬНАЯ ТРУДНОСТЬ БУКВОСОЧЕТАНИЙ И ЕЕ СВЯЗЬ С ПОРОГАМИ ЗРИТЕЛЬНОГО РАСПОЗНАВАНИЯ

Р. М. ФРУМКИНА и А. П. ВАСИЛЕВИЧ

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Имеется ряд литературных данных, согласно которым при зрительном восприятии элементов текста (букв и буквосочетаний) происходит перекодирование информации, поступающей через зрительный анализатор, в информацию с опорой на звуковой код (Sperling, 1963; Conrad and Rush, 1965). Оставляя в стороне вопрос о физиологической реализации механизма перекодирования (т. е. не обсуждая, например, проблему наличия скрытого или явного проговаривания), мы можем считать, что поскольку существует перекодирование, то результаты действий воспринимающего субъекта должны определяться не только структурой зрительных признаков стимула, но и структурой его звуковых признаков. Отсюда, в частности, следует, что представление о сходстве или различии зрительно воспринимаемых речевых стимулов основывается не только на пространстве графических, но также и на пространстве звуковых (акустико-артикуляторных) характеристик этих стимулов.

Как известно, процесс переработки информации характеризуется тем, что человек стремится к оптимизации кодирования и декодирования путем укрупнения единиц кодирования (*chunking*, по терминологии Миллера). Операция «укрупнения» базируется на том, что человек использует взаимосвязи между элементами предъявленной ему последовательности сигналов, объединяя в блок элементы с наиболее сильными взаимосвязями. Наличие взаимосвязей между элементами мы будем называть интеграцией элементов (Underwood and Schulz, 1960). Возможность укрупнения в значительной мере обусловлена наличием в воспринимаемой последовательности групп элементов с большой степенью интеграции.

Выделение группы элементов с большой степенью интеграции может быть основано на различных типах взаимосвязей между элементами. Наиболее сильным основанием для интеграции является осмысленность: так, еще в опытах Кэттелла (Cattell, 1885) было показано, что пороги распозна-

вания неосмысленных последовательностей из трех-четырёх букв сравнимы с порогами распознавания вдвое более длинных слов. Среди неосмысленных последовательностей букв также можно выделить фрагменты с разной степенью интеграции: например, по данным Андервуда и Шульца, в тех случаях, когда в неосмысленной последовательности букв удается выделить «алфавитные последовательности» типа ABC, они рассматриваются воспринимающим субъектом как более интегрированные.

Поскольку, как уже говорилось выше, при зрительном восприятии речевых элементов происходит их перекодирование с опорой на звуковой код, интеграция элементов может быть основана на их соотношении в пространстве акустико-артикуляторных характеристик. Так, более интегрированными можно считать элементы, составляющие слог.

Относительно исследована еще одна характеристика буквосочетания, позволяющая судить о степени его интегрированности в пространстве акустико-артикуляторных признаков — это произносительная трудность, или произносимость. Не будем пока определять это понятие, а попытаемся пояснить его содержание примером. Предложим человеку, для которого русский язык — родной, два буквосочетания: *йцх* и *ств*, и попросим его указать, какое из них ему представляется более трудным для произнесения вслух. В подавляющем большинстве случаев первая триграмма будет названа более трудной. Если предложить пару *нок* и *нко*, в качестве более трудного сочетания, будет выбрано второе. Когда же выбор надо сделать между *йцх* и *чхш* испытуемый (и.) затрудняется, так как обе триграммы представляются ему одинаково трудными. Если же дать группе ин. набор триграмм, включающий приведенные примеры, и предложить распределить их согласно тому, насколько возрастает их «произносительная трудность», то мнения ин. в значительной степени совпадут.

Итак, можно полагать, что поскольку носитель языка может оценить одни сочетания как «легко произносимые», другие как «трудно произносимые», то имеется какой-то набор полезных признаков, используемых для принятия подобного решения. Эти признаки, по-видимому, являются общими (неясно пока, в какой мере) для разных лиц — носителей данного языка. Будем называть «произносимостью» (сокращенно *Пр*) данного буквосочетания (или слова) некоторую совокупность свойств, интуитивное знание которых

позволяет носителям языка оценивать элементы текста как «более произносимые» или «менее произносимые».

Естественно ожидать, что если *Пр* является фактором, определяющим степень интеграции буквосочетания, то *Пр* должна влиять на результаты зрительного распознавания. Так, можно предположить, что легко произносимые буквосочетания, как обладающие большей степенью интеграции, должны распознаваться лучше, чем трудно произносимые сочетания. Имеется ряд экспериментальных исследований, в которых это предположение подтверждается на материале английских триграмм (Gibson и др., 1964; Cohen, 1969). Вместе с тем можно указать работы, где эти результаты подвергаются сомнению (Thomas, 1968). Одной из задач настоящего исследования была проверка гипотезы о том, что *Пр* неосмысленных буквосочетаний существенно влияет на пороги их зрительного распознавания. Исследование проводилось на материале русских неосмысленных триграмм.

Исследование фактора *Пр* представляет интерес не только в связи с проблемами зрительного распознавания речевых образцов, но также и в связи с другими проблемами речевого поведения. Например, в многочисленных работах было показано, что *Пр* существенно влияет на результаты запоминания при парно-ассоциативном обучении (Underwood and Schulz, 1960). Есть основания полагать, что *Пр* оказывает влияние на субъективные оценки частот буквосочетаний, получаемые в психометрических опытах (Фрумкина, Василевич и Ярхо, 1969). Тем самым, значение этой характеристики выходит за рамки исследования собственно проблем зрительного восприятия. Характерно, что число статей по проблеме *Пр* и связи *Пр* с различными аспектами речевого поведения в американской научной литературе измеряется многими десятками. В связи с этим представлялось весьма важным получить данные о *Пр* буквосочетаний на русском материале. Получение таких данных составило вторую задачу настоящей работы.

Принято считать, что наиболее удобным видом стимулов для проведения экспериментов с контролируруемыми параметрами являются трехбуквенные сочетания. Поэтому мы поставили своей задачей получить данные о *Пр* на материале русских триграмм.

II. ЭКСПЕРИМЕНТЫ ПО ПОЛУЧЕНИЮ ОЦЕНОК *Пр*

1. Методика эксперимента

Для получения оценок *Пр* триграмм мы применяли метод последовательных интервалов¹. Для более подробного ознакомления с методикой проведения подобных экспериментов, приведем полный текст инструкции, использованной в наших опытах:

«Вам предстоит оценить данные трехбуквенные сочетания (триграммы) с точки зрения того, какие из них произносить «легче», а какие «труднее». Например, многие полагают (и мы с ними согласны), что сочетание *рхо* произносить труднее, чем *хро*, а сочетание *зоа* — труднее, чем *оа* и т. п.

Вам будет дан лист бумаги, разделенный на ячейки. Чтобы Вы представили себе, что такое «трудно произносимые» триграммы, мы поместили в ячейку № 1 два примера таких буквосочетаний: *йцх* и *шфж*. В оставшиеся пять ячеек Вы должны положить предложенные Вам триграммы так, чтобы в ячейку № 2 попали наиболее трудно произносимые из них (но более «легкие», чем *йцх* и *шфж*); в ячейку № 3 — триграммы, которые произносятся легче, чем те, которые попали в ячейку № 2, и т. д. В последнюю справа ячейку попадут, таким образом, те буквосочетания, которые, с Вашей точки зрения, в пределах данного списка произносятся легче всего.

Для того, чтобы решить, насколько трудно или легко произнести данную триграмму, прочтите несколько разных триграмм про себя и сравните их между собой. После этого приступайте к работе».

Экспериментатор зачитывал инструкцию, после чего ин. приступали к работе. Время работы с карточками не ограничивалось.

Всего нами в разное время было проведено 4 эксперимента по получению оценок *Пр* русских триграмм². В каждом опыте участвовало не менее 28 ин. Наборы включали в себя от 30 до 90 стимулов.

При отборе триграмм в наборы мы следовали двум основным принципам: 1) в каждом наборе должны были быть представлены триграммы пяти основных типов сочетаний

¹ О применении этого метода см. нашу статью в наст. сб.

² Авторы выражают искреннюю благодарность А. В. Ярхо и А. И. Полторацкому за помощь в проведении экспериментов.

гласных и согласных графем — СГС, ГСГ, ССГ, ГСС и ССС³; 2) часть триграмм одного набора включалась в какой-либо другой набор с тем, чтобы иметь возможность в дальнейшем сопоставить оценки, получаемые для одних и тех же триграмм в составе разных наборов и при предъявлении разным группам ин. В качестве «якорных» стимулов во всех опытах использовались не встречающиеся в русском языке трехбуквенные сочетания *шфт*, *стх* и *оуа*.

2. Результаты экспериментов и обсуждение

В результате эксперимента для каждого стимула набора строилось распределение оценок *Пр*, полученных в этом эксперименте. Затем подсчитывалась медиана распределения оценок (*Ме*), которая и рассматривалась как усредненная оценка *Пр* триграммы в данном опыте.

В большинстве случаев распределение оценок ин. для данной триграммы имело выраженный максимум в одной точке, т. е. было одномодальным, а разброс оценок вокруг максимума был незначителен.

Как мы говорили выше, наборы, использованные нами, пересекались. Анализ полученных результатов показывает, что оценки *Пр*, полученные для одних и тех же триграмм в разных экспериментальных условиях (различные наборы; разные группы ин.), весьма близки: коэффициент ранговой корреляции во всех случаях составлял величину порядка 0,8—0,9. Все триграммы оцениваются с высокой степенью согласия между ин.

Аналогичные данные об устойчивости оценок *Пр* были получены ранее на материале английских триграмм Андервудом и Шульцем (Underwood and Schulz, 1960). Эти авторы получили оценки *Пр* для 239 триграмм, опросив 181 ин. Несколько позже для другого набора триграмм (на этот раз их было 95) были также получены оценки *Пр* — от другой группы ин. (35 чел.). Общая часть двух наборов составила 31 триграмму. Коэффициент корреляции моментов произведе-

³ Здесь и далее авторы пользуются терминологией В. Н. Топорова (Топоров, 1966). Авторы обращают внимание читателя на то, что в рамках получения оценок *Пр* они не используют понятие фонетического или фонологического слога и не рассматривают вопрос о правилах чтения данного буквосочетания. В частности, ин. не сообщается место ударения в триграммах типа *ооо*, не говорится о наличии или отсутствии оглушения в триграммах типа *сав* и т. д.

дений между оценками *Пр* этих триграмм в двух опытах оказался равным 0,98.

Устойчивость результатов, получаемая в экспериментах по определению *Пр*, позволяет нам объединить результаты всех четырех экспериментов. Всего в наших наборах оказалось 200 разных триграмм (включая 3 «якорных»). Данные об оценках *Пр* этих триграмм приведены в табл. 1 Приложения. В тех случаях, когда триграмма участвовала в нескольких экспериментах, в качестве оценки *Пр* бралась медиана суммарного распределения оценок по всем экспериментам.

Данные табл. 1 могут быть использованы в самых разных экспериментах, где требуется располагать сведениями о произносительной трудности триграмм, в частности, в ситуации, когда требуется выравнять стимулы по *Пр*⁴.

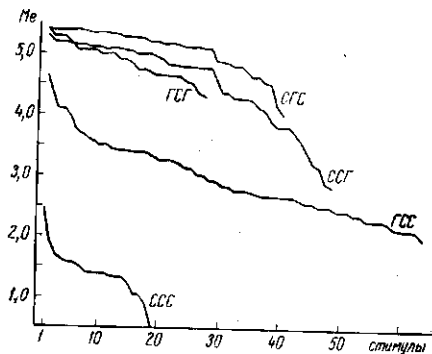
Обсудим теперь вопрос о возможном пространстве признаков, по которым происходит оценка произносительной трудности стимулов.

В наших опытах ин. не сообщалось, как следует читать предложенные им буквосочетания. В частности, это означало, что триграмма типа *анв* могла быть прочитана как *анв* и как *анф*, триграмма *сав* — как *сав* и *саф* и т. д. Очевидно, что отсутствие инструкций на этот счет могло только усложнить задачу ин. Тем не менее, при оценке *Пр* данных триграмм ин. проявляли большое согласие между собой. Таким образом, следует думать, что либо ин. читали триграмму одним и тем же способом (хотя мы не знаем, каким именно), либо они читали триграммы этого типа по-разному, но *Пр* отдельных вариантов оценивалась одинаково. Очевидно, что субъективное мнение ин. о том, что данная триграмма обладает большей (меньшей) *Пр*, чем какая-либо иная триграмма, действительно основывается на некотором наборе признаков, который является общим для разных лиц — носителей русского языка. Несмотря на то, что мы не можем пока назвать эти признаки, несомненно, что они являются физической реальностью.

Рассмотрим теперь, как соотносится тип сочетания гласный — согласный с оценкой *Пр* этого сочетания. На рисунке показано, как распределены оценки *Пр* в отдельности для каждого типа триграмм: СГС, ГСГ, ССГ, ГСС и ССС. Из ри-

⁴ Эти данные были использованы нами при отборе стимулов для тахистоскопического эксперимента, описанного в работе Фрумкинной, Васильевича и Герганова (наст. сб.).

сунка видно, что наименьшие значения медиан получены для триграмм типа ССС, а наибольшие — для СГС, что вполне согласуется с интуитивным представлением о сочетании СГС как о типичном русском слоге, и о сочетании ССС как о труднопроизносимом. Анализ значений медиан в пределах каждого из типов показывает, что оценки *Pr* во всех типах, кроме ССГ, лежат в сравнительно узких интервалах: за исключением двух-трех триграмм, триграммы в



пределах типа располагаются в интервале, не превосходящем двух категорий шкалы ($0,70 \leq Me_{ССС} \leq 1,70$; $4,60 \leq Me_{СГС} \leq 5,40$; $4,30 \leq Me_{ГСГ} \leq 5,28$, ($2,40 \leq Me_{ГСС} \leq 4,10$).

Что касается триграмм типа ССГ, то, как видно из рисунка, оценки *Pr* располагаются в широком интервале значений — от 2,50 до 5,40. Таким образом, в противоположность остальным типам триграмм, принадлежность триграммы к типу ССГ не предсказывает ее произносительной трудности: в этом типе есть легко произносимые триграммы и трудно произносимые триграммы.

Это побудило нас проанализировать звуко-буквенный состав триграмм, образующих тип ССГ. Естественно предположить, что оценка триграммы как трудно произносимой (или легко произносимой) может быть связана с тем, в какой мере то или иное сочетание вида ССГ можно рассматривать как типичный русский слог. Очевидно, что любая триграмма вида СГС может рассматриваться как типичный русский слог. С другой стороны, триграмма вида ГСС безусловно не является типичным русским слогом, хотя можно найти отдельные примеры реализации этого сочетания типа *a-ист*. При

этом триграммы СГС оцениваются как легко произносимые, триграммы ГСС — как значительно более трудно произносимые. Как видно из рисунка, триграммы типа ССГ в ряде случаев получают такие же высокие оценки *Pr*, как триграммы типа СГС, в других случаях — такие же низкие оценки, как ГСС.

В соответствии с современной теорией слога (Аванесов, 1954) среди триграмм типа ССГ можно выделить сочетания, являющиеся типичным русским слогом, и сочетания, части которых в пределах слова оказались бы принадлежащими к разным слогам. Как отмечает Аванесов, основным законом строения слога в русском языке является закон восходящей звучности. Из этого закона следует, в частности, что при наличии последовательности ГССГ слогоделение пройдет между согласными (ГС/СГ), если первая из них окажется более звучной, чем вторая (случай 1). Если же первая согласная окажется равной по звучности или менее звучной, чем вторая согласная, то деление на слоги, как правило имеет вид Г/ССГ, т. е. интересующая нас последовательность ССГ выделяется в слог (случай 2). Ср.: *нал-ка*: но по-кла-жа; *вет-ха-я*, но я-хта и т. д.

Естественно предположить, что если состав данной триграммы типа ССГ соответствует случаю 1, она скорее всего будет оценена как более трудно произносимая, чем триграмма, состав которой соответствует случаю 2. Для проверки этой гипотезы мы проанализировали состав всех триграмм типа ССГ нашего набора. Оценка звучности согласных, входящих в триграмму, производилась в соответствии с известной классификацией Есперсена (см. Зиндер, 1960, стр. 281). В результате проведенного анализа были выделены триграммы, соответствующие случаю 1 и случаю 2. Сравнение оценок *Pr* триграмм выделенных групп показало, что оценки *Pr* триграмм, соответствующих случаю 1 (13 триграмм), лежат в интервале от 2,51 до 4,30. Оценки *Pr* триграмм, соответствующих случаю 2 (30 триграмм), лежат в интервале от 3,20 до 5,40, при этом всего 4 триграммы (*тно тне, тка и нри*) имеют оценки *Pr* менее 4,37. Это означает, что абсолютное большинство триграмм этой группы оценивались как значительно более произносимые, чем триграммы, соответствующие случаю 1⁵. Таким образом, в тех слу-

⁵ К случаю (1) мы не относим пять триграмм, начинающихся с сочетаний *ст-*, *ск-*, *сп-*. Ср. правила слогоделения для этого типа сочета-

чаях, когда сочетание типа ССГ в соответствии с закономерностями русского слога деления, в составе слова большей длины выделяется в слог, оно оценивается как лучше произносимое.

Правдоподобность предположения о связи оценок *Пр* с представлением о степени соответствия триграммы типичной для русского языка структуре слога подтверждается данными табл. 1. В табл. 1 приведены результаты сравнения оценок *Пр* между триграммами типов СГС, ГСС, ССГ₁ (триграммы, соответствующие случаю 1), и ССГ₂ (триграммы, соответствующие случаю 2). Как видно из табл. 1, оценки *Пр* триграмм ССГ₁ статистически несущественно отличаются от оценок триграмм СГС, являющихся типичным русским слогом. Что касается оценок ССГ₂, то они существенно отличаются от оценок СГС, но не отличаются от оценок триграмм типа ГСС, которые, как отмечалось выше, не являются типичным русским слогом.

Таблица 1

	ССГ ₁	ССГ ₂	СГС
ССГ ₁	—	существ. различие	нет существ. различия
ГСС	существ. различие	нет существ. различия	существ. различие

Разумеется, установление связей между структурными характеристиками русского слога и оценками *Пр* триграмм разных типов является лишь первой попыткой поиска акустико-артикуляторных корреляций между структурой триграмм и оценками их произносительной трудности.

После того, как мы получили оценки *Пр* для 200 русских триграмм, мы можем перейти ко второй задаче нашего исследования — а именно, постановке эксперимента, где бы изучалась зависимость между *Пр* триграмм и порогами их зрительного распознавания.

ний, приводимые Булаховским (1952): *пу-сты-ня*; *ка-ска* и т. п. То, что эти сочетания соответствуют слогу, подтверждается относительно высокими оценками *Пр* данных пяти триграмм ($4,82 \leq Me \leq 5,11$).

III. ИССЛЕДОВАНИЕ ЗАВИСИМОСТИ МЕЖДУ *Пр* И ПОРОГАМИ ЗРИТЕЛЬНОГО РАСПОЗНАВАНИЯ ТРИГРАММ

1. Методика эксперимента

Отбор стимулов

В опыте предполагалось предъявлять для зрительного распознавания две группы триграмм, существенно различающихся по произносительной трудности. Однако известно, что пороги распознавания элементов текста (слов и буквосочетаний) зависят от целого ряда факторов, из которых одним из основных является фактор частоты: более частые стимулы распознаются как правило при меньших порогах, чем редкие. Из этого следует, что при подборе стимулов для нашего эксперимента необходимо было прежде всего нивелировать фактор частоты.

Проведенные нами исследования показали, что частота триграмм может быть оценена двумя способами — путем подсчетов по текстам (оценки $F_{об}$) и с помощью психометрического эксперимента (оценки $F_{суб}$). К моменту постановки данного опыта авторам было неясно, влияют ли на пороги распознавания обе эти характеристики или одна из них. В связи с этим было решено учитывать обе характеристики триграмм — и $F_{об}$ и $F_{суб}$. Это можно было бы сделать двумя способами: либо включить в конструируемые нами группы пропорциональное число частых и редких триграмм (как по $F_{об}$, так и по $F_{суб}$), либо для обеих групп отбирать триграммы с одинаковой частотой. Более удобным оказалось отбирать для опыта триграммы с одинаковой частотой, причем из числа редких, поскольку в результате проведенных авторами подсчетов $F_{об}$ триграмм эта группа оказалась наиболее многочисленной. В качестве стимулов из этой группы были отобраны те триграммы, которые оказались редкими и по оценкам $F_{суб}$.

Далее из полученного массива триграмм предстояло отобрать две группы триграмм, надежно различающихся по *Пр*. В нашем исследовании «хорошо произносимыми» считались триграммы с оценками не ниже 4,80; «плохо произносимыми» — триграммы с оценками *Пр* не выше 2,80. Определенные таким образом границы обеспечивают надежное различие между триграммами по оценкам *Пр*. При этом в группе «хорошо произносимых» преобладают триграммы

типа СГС и ССГ (ср. мен, зук, сти), а в группе «плохо произносимых» — триграммы типа ССС и ГСС (ств, тбл, укв).

В качестве стимулов для эксперимента было отобрано 13 «хорошо произносимых» и 13 «плохо произносимых» триграмм, которые представлены в табл. 2.

Таблица 2

Пороги зрительного распознавания триграмм (в н. ед.)

Легко произносимые триграммы				Трудно произносимые триграммы			
знт	1,64	дас	1,92	атс	1,84	атв	2,84
кво	1,64	ске	2,00	смр	1,88	лст	2,96
тев	1,68	пин	2,04	рст	2,04	тбл	3,56
моп	1,76	зук	2,16	анв	2,12	итл	4,00
гув	1,76	зеб	2,32	окв	2,12	впл	4,20
бнг	1,84	вур	2,48	втр	2,16	одл	4,80
бин	1,84			бта	2,20		
Средний порог		1,93				2,82	

Проведение эксперимента

Прибор. Опыт проводился на тахистоскопе, конструкция которого предполагает предъявление стимулов в смотровом окне, перекрываемом затвором типа фотозатвора. Система зеркал обеспечивает возможность применения дежурного изображения, постоянно присутствующего в качестве пред- и пост-экспозиционного поля. Данная модель тахистоскопа не имеет оптической системы, в силу чего размер стимула должен был быть соотнесен с размером смотрового окна с учетом того, что и. находится на некотором расстоянии от прибора. Стимулы были записаны шрифтом «рубленая гарнитура» (прописными буквами), сняты на фотопленку и отпечатаны на фотобумаге белыми буквами на черном фоне. Размер кадра 60 мм × 90 мм, высота буквы 12 мм, ширина буквы 8 мм, расстояние между буквами 2 мм. Дежурное изображение было составлено из бес-

порядочно разбросанных в кадре букв и элементов букв и также отпечатано на фотобумаге белыми буквами на черном фоне. Технические характеристики использованного нами прибора таковы, что с учетом разброса на нем не удается обеспечить различие в длительности предъявления менее, чем 40 мсек. Опыт проводился в затемненной комнате с электрическим освещением постоянной яркости. И. находилась на расстоянии около 1,5 м от прибора. Для фиксирования взора использовался подбородник.

Испытуемые. В качестве ии. в опыте участвовали 25 чел. в возрасте 19—21 гг., в основном со средним образованием.

Инструкция. Ии. устно сообщалась следующая инструкция: «На экране прибора Вам будут предъявлены сочетания из трех русских букв. Изображение будет появляться на экране на очень короткое время, так что вначале Вы, возможно, ничего не успеете увидеть. Ваша задача — постараться прочитать то, что было предъявлено, и сообщить экспериментатору ответ. Нас интересуют все Ваши ответы, в том числе и те, в правильности которых Вы не уверены».

Схема предъявления стимулов. Показу стимулов предшествовало предъявление трехбуквенных тренировочных слов, в результате чего для каждого и. определялась экспозиция, с которой следовало начинать основной опыт. Затем на выбранной экспозиции показывались все 26 стимулов набора в случайном порядке. После этого экспозиция увеличивалась, и все стимулы набора, опять в случайном порядке, показывались еще раз. Эта процедура повторялась до тех пор, пока и. не распознавал все (или почти все) стимулы. Поскольку прибор, как мы сказали выше, не позволяет обеспечить достаточно небольшой шаг наращивания экспозиций, полное распознавание наступало обычно в 3-й — 4-й (реже 5-й) серии показов. После этого опыт либо прекращался, либо производилось несколько выборочных показов (предъявлялись только те стимулы, которые до этого момента не были распознаны). Каждый раз при переходе к следующей экспозиции ии. предъявлялось несколько «балластных» триграмм, чтобы воспрепятствовать переходу на «укороченный алфавит» (Глезер, 1966). Все ответы ии. фиксировались экспериментатором в протоколе. Опыт длился в среднем 15—30 мин (в том числе тренировочные показы 3—5 мин).

2. Результаты и обсуждение

Результаты эксперимента представлены в табл. 2. Сравнение порогов легко произносимых триграмм и трудно произносимых триграмм, проведенное с помощью t -критерия, показывает, что легко произносимые триграммы имеют существенно более низкие пороги распознавания ($t = 3,08$; $p < 0,01$). Произносительная трудность триграммы, таким образом, выступает как существенный фактор интеграции трехбуквенного сочетания в единый комплекс, облегчая тем самым его зрительное распознавание.

Анализ порогов отдельных триграмм, проведенный в пределах группы легко произносимых и трудно произносимых триграмм по отдельности, показывает, что разброс порогов внутри групп очень значителен. Этот разброс не может быть отнесен ни за счет влияния Pr , ни за счет влияния частоты, поскольку внутри групп эти факторы уравнены.

Источником этого разброса могут служить, например, некоторые графические особенности отдельных букв, составляющих триграммы⁶. Однако не менее важную роль могут играть процессы интерференции в пространстве акустико-артикуляторных признаков, происходящие при перекодировании зрительно воспринятой информации в звуковую. Как показал Сперлинг (1963), при распознавании последовательностей букв, обозначающих близкие по звучанию фонемы, типа русских b и n , l и r , и т. п., возникает большее число ошибок, чем в том случае, когда последовательности состоят из букв, соответствующих резко различным фонемам типа b и k или l и z .

Исследования Конрада и Викальгрена (Conrad, 1964; Wickefgen, 1965) свидетельствуют о том, что смешение букв на основе сходства соответствующих звуков происходит в кратковременной памяти. Из опытов Конрада следует, в частности, что если требуется запомнить всего две буквы, фонетические образы которых сходны, то при их воспроизведении оператор делает больше ошибок, чем при воспроизведении последовательности из 6—8 букв, при условии, что все буквы этой последовательности достаточно сильно различаются по артикуляторно-акустическим признакам.

Таким образом, результаты идентификации зависят от фонетической структуры сохраняемых в кратковременной

⁶ Этот вопрос частично освещается в статье Муравьевой (наст. сб.).

памяти кодовых цепочек: чем меньше сходство фонетических характеристик последовательностей букв, воспринятых через зрительный анализатор, тем меньше вероятность ошибок за счет интерференции при их воспроизведении.

Остается не вполне ясным, на каких именно этапах перекодирования возможность интерференции максимальна: происходит ли это в процессе различения или в процессе воспроизведения (называния). Имеются, в частности, наблюдения, согласно которым кодовые цепочки, оптимальные для процессов различения, оказываются не оптимальными для идентификации (Дракин и Зинченко, 1965). Отсюда следует, что задачей дальнейшего исследования является выяснение закономерностей интерференции между элементами буквосочетаний русского текста в ситуации, когда процессы различения и воспроизведения (называния) могут быть экспериментально разделены. Примером может служить методика экспериментов Сперлинга с отставленным отчетом (Sperling, 1960; 1963).

НЕКОТОРЫЕ ДАННЫЕ О РАСПОЗНАВАЕМОСТИ БУКВ

(на материале тахистоскопических опытов с триграммами)

Е. Н. МУРАВЬЕВА

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Анализ результатов зрительного распознавания неосмысленных буквосочетаний, выравненных по важнейшим характеристикам, прогнозирующим распознавание, обычно выявляет существенный разброс порогов. Естественно попытаться отнести по крайней мере часть наблюдаемого разброса за счет графических особенностей отдельных букв, составляющих данные стимулы. Распознаваемость отдельных букв может быть обусловлена либо тем, насколько легко данная буква смешивается при зрительном восприятии с другими буквами того же алфавита, либо тем, насколько

графические особенности данной буквы затрудняют (или облегчают) ее распознавание. Под «распознаваемостью» буквы мы будем понимать, таким образом, наличие у нее характеристик, которые мы условно называем «смешиваемостью» и «разборчивостью». Целью настоящей работы было получение некоторых данных по графическим смещениям и разборчивости русских букв в определенном начертании — а именно: прописных букв в шрифте «рубленая гарнитура». Проведенное исследование основано на анализе протоколов трех серий тахистоскопических опытов по распознаванию неосмысленных русских трехбуквенных сочетаний (Фрумкина, Василевич и Мацковский, 1968; Фрумкина и Василевич, наст. сб.; Фрумкина, Василевич и Герганов, наст. сб.).

КЛАССИФИКАЦИЯ ОТВЕТОВ

Любое исследование, основанное на анализе протоколов опыта, нуждается в предварительной классификации ответов, содержащихся в этих протоколах. Для целей настоящего исследования была принята следующая классификация ответов.

1) Правильные ответы: все буквы триграммы распознаны и названы в правильной последовательности.

2) Отказы: (ответы типа «ничего не видел»).

3) Ошибочные ответы.

Ошибочные ответы в свою очередь можно разбить на следующие типы:

а) распознаны все буквы, однако перепутан их порядок: *дев* в ответ на *ВДЕ*, *сав* на *СВА*;

б) распознаны две буквы из трех; третья буква либо не названа, либо вместо нее ошибочно названа другая буква: *кр-* на *КРИ*, *з-е* на *ЗЕБ*, *эво* на *ЗВО*, *рде* на *ДЕС*;

в) распознана одна буква из трех, причем правильно указана ее позиция в триграмме; остальные буквы либо не названы вовсе, либо вместо них названы другие буквы: «*т-*» на *ТЕВ*, «*-е*» на *СТЕ*, *дит* на *НИВ*, «*-го*» на *СРО*;

г) распознаны все буквы триграммы и правильно указаны их последовательность, однако добавлена лишняя буква: *дерс* на *ДЕС*, *таур* на *ТАР*, *саив* на *СИВ*;

д) ошибочно названа одна из триграмм данного набора: *сте* на *СТИ*, *баг* на *БАГ*;

е) ошибочно названо осмысленное слово (в том числе слово из тренировочного набора): *все* на *ВСА*, *рис* на *СИВ*. *бал* на *БАГ*;

ж) все прочие случаи: *р--* на *КРИ*, «*-мк*» на *БАГ*, *зао* на *ВПЛ* и т. д.

Ошибки типа (ж) считались нами заведомо случайными и исключались из рассмотрения.

Графические смещения

Для определения того, какие буквы смешиваются между собой при зрительном распознавании на основе графического сходства следовало прежде всего выделить неслучайные смещения, а затем найти способ выделить среди них те смещения, которые вызваны именно сходством начертания букв, а не какими-либо другими причинами¹.

Какие ответы тип. можно было бы использовать для выявления неслучайных смещений? Отметим прежде всего что для этой цели заведомо не подходят ошибочные ответы типов (а) и (г). Исключались из рассмотрения и ответы типа (в): если распознана только одна буква из трех, а две другие названы неправильно, нельзя с уверенностью сказать, с которой из двух нераспознанных букв стимула была спутана каждая из названных. Наконец, мы не рассматривали также и ошибки типов (д) и (е): если в ответ на показанную триграмму называется одна из других триграмм данного набора (*сте* на *СТИ*) или осмысленное слово (*бал* на *БАГ*), нет достаточно оснований считать, что ошибочное название букв есть следствие зрительно воспринятой информации о стимуле, а не следствие каких-то других процессов.

Таким образом, для исследования смещений букв были отобраны только ошибочные ответы типа (б), которые позволяют однозначно определять, какая буква ответа соответствует данной букве стимула.

Анализ мы начали с того, что выписали все случаи смещений букв, зарегистрированные в протоколах². Далее для каждой буквы было подсчитано, в какой мере она смешива-

¹ Доказано, например, что поскольку при зрительном восприятии происходит перекодирование информации на звуковой код, могут возникнуть смещения в пространстве акустико-артикуляторных признаков типа *Б — П* (Congrad and Rush, 1965).

² Повторение одним и тем же и. того же ошибочного ответа на данный стимул считалось за одну ошибку, независимо от числа повторений.

ется с другими буквами (подсчитан процент ошибочного называния той или иной буквы вместо данной к общему числу смещений данной буквы). Очевидно, что для большинства букв можно выделить преимущественные смещения. Так, *Л* весьма часто смешивается с *А* (67% от общего числа смещений с буквой *Л*), однако имеются единичные случаи смещений *Л* с *Г* или *Л* с *П*. Нашей задачей было выделить закономерные, преобладающие смещения, которые можно было бы считать заведомо неслучайными. Было принято, что «закономерным» смещением будет считаться такое смещение, которое составляет не менее 10% от общего числа смещений для данной буквы. Однако в том случае, когда смещение удовлетворяло этому критерию, но было зарегистрировано менее, чем у четырех ин., оно не считалось «закономерным». Для 18 букв, входящих в состав триграмм, показанных в рассматриваемых опытах, было обнаружено 40 таких смещений. Они представлены в табл. 1; в скобках указан процент данного смещения к общему числу смещений с данной буквой.

Таблица 1

Буква	«Закономерные» смещения
А	<i>Л</i> (19,1); <i>С</i> (13,2); <i>И</i> (11,8)
Б	<i>В</i> (38,5); <i>Р</i> (15,3); <i>Е</i> (12,8); <i>А</i> (12,8)
В	<i>Р</i> (24,2); <i>С</i> (14,3)
Г	<i>Т</i> (16,1)
Д	<i>Л</i> (43,7); <i>М</i> (25,0)
Е	<i>А</i> (26,9)
И	<i>А</i> (47,5); <i>У</i> (11,2)
К	<i>Н</i> (17,7); <i>А</i> (13,3); <i>Л</i> (11,1); <i>С</i> (11,1)
Л	<i>А</i> (67,3); <i>Р</i> (12,0)
М	<i>У</i> (42,6)
Н	<i>В</i> (17,1); <i>А</i> (14,3); <i>С</i> (11,4)
О	<i>А</i> (35,1)
П	<i>Л</i> (15,8); <i>Н</i> (13,1); <i>Г</i> (10,5); <i>Т</i> (10,5); <i>С</i> (10,5)
Р	<i>Л</i> (24,0); <i>С</i> (16,0); <i>Т</i> (10,0)
С	<i>Р</i> (22,0); <i>О</i> (18,0)
Т	<i>Г</i> (17,1); <i>Р</i> (12,2)
У	<i>А</i> (34,2); <i>Е</i> (17,0)

Как мы уже говорили, часть закономерных смещений обусловлена графическим сходством отдельных букв. Само понятие графического сходства, однако, довольно расплывчато. Для его уточнения мы привлекли данные предварительных психометрических опытов (Василевич и Герганов, неопубликованные данные), где ин. оценивали графическое сходство отдельных русских букв, записанных в точности тем же шрифтом, что и в описываемых тахистоскопических экспериментах. Сопоставив закономерные смещения, указанные в табл. 1, и данные психометрических опытов, мы выделили 22 смещения, которые следует расценивать как графические (в табл. 1 они выделены курсивом).

Мы не располагаем достаточными сведениями, чтобы объяснить причины остальных 18 смещений. Можно предположить, однако, что часть этих ошибок является следствием смещений букв в пространстве акустико-артикуляторных признаков, поскольку по современным представлениям, зрительная идентификация букв происходит через воссоздание образов соответствующих звуков (ср. смещения типа *Л—Р* или *Р—Л* в табл. 1).

Представляло интерес сравнить смещения, возникающие в разных позициях. Проведенный нами анализ показал, например, что в 1-й позиции все смещения являются графическими; таким образом, все случаи неграфических смещений приходится на 2-ю и 3-ю позиции. Однако недостаток материала лишает нас возможности провести более детальный анализ.

Разборчивость букв

Отбор материала

Материалом для анализа разборчивости отдельных букв, очевидно, могут служить те ответы, из которых ясно, какие из букв предъявленной последовательности в точности воспроизведены. Из приведенной выше классификации ответов видно, что для данного анализа могут быть использованы все правильные ответы (в этом случае распознана каждая из трех букв предъявленной последовательности) и ошибочные ответы типов (а), (в) и (г). Появление данной буквы в ответах указанных типов считалось распознаванием этой буквы. Таким образом, при анализе ответов мы учитываем и все случаи правильного распознавания триграмм. Однако

пороги распознавания триграмм (и в силу этого, общее число правильных распознаваний составляющих ее букв) зависят прежде всего от характеристик триграммы как интегрированного целого (например, от ее частоты). Поскольку нам предстояло исследовать различия в разборчивости отдельных букв, составляющих триграммы, было необходимо выравнивать триграммы по тем характеристикам, которые заведомо влияют на порог их распознавания. Учитывая это, мы считали целесообразным отобрать для анализа протоколы одного из опытов, где триграммы были выравнены по двум важнейшим параметрам, прогнозирующим пороги: оценкам частоты ($F_{\text{суб}}$) и произносительной трудности (Pr). Наиболее удобным в этом отношении был эксперимент Фрумкиной и др. (наст. сб.), в котором все триграммы были выравнены по Pr , и можно было отобрать две группы триграмм по $F_{\text{суб}}$ так, чтобы внутри групп не было существенных различий и по этому параметру. Анализ был проведен нами в отдельности для каждой из этих двух групп триграмм (частые по $F_{\text{суб}}$ и редкие по $F_{\text{суб}}$). Отметим, что в обеих группах были получены идентичные результаты. Для краткости мы изложим здесь результаты анализа для одной из групп — группы частых по $F_{\text{суб}}$ триграмм.

Зависимость разборчивости буквы от ее позиции в триграмме

Прежде чем перейти к исследованию разборчивости букв, необходимо было выяснить, связана ли разборчивость с позицией данной буквы в триграмме. Из литературных данных известно, в частности, что если предъявленная последовательность букв является осмысленным словом, то буквы, стоящие в начале, обычно распознаются лучше. Аналогичных исследований на материале неосмысленных буквосочетаний не проводилось. В силу этого предстояло решить, насколько правомерно сравнение различных букв независимо от их позиций. Если позиция буквы влияет на порог ее распознавания, следует ограничиться сравнением разборчивости букв для каждой из трех позиций.

В соответствии с изложенными выше соображениями мы отобрали для анализа протоколы ответов 35 ин. по 19 триграммам³. Затем для каждой буквы (в каждой триграмме)

было подсчитано общее число распознаваний, включающее число распознаваний всей триграммы, и число распознаваний данной буквы в ошибочных ответах на данную триграмму. Рассмотрим, например, триграмму *СКА*. На 196 предъявлений этой триграммы было получено 95 правильных ответов: т. е. буквы *С*, *К* и *А* были каждая распознаны по 95 раз. Кроме того, анализ ошибочных ответов на *СКА* показал, что буква *С* была распознана 65 раз, *К* — 17 раз, *А* — 23 раза. Значит, на все 196 показов буква *С* (в 1-й позиции) была распознана 160 раз, буква *К* (во 2-й позиции) — 112 раз, а буква *А* (в 3-й позиции) — 118 раз (см. табл. 2). В табл. 2 приведены данные о числе распознаваний каждой буквы в составе каждой триграммы.

Таблица 2

Число распознаваний букв

Состав триграммы	Буква в 1-й позиц.		Буква во 2-й позиции		Буква в 3-ей позиции	
	Всего	В т. ч. в ошибочных ответах	Всего	В т. ч. в ошибочных ответах	Всего	В т. ч. в ошибочных ответах
СКА	160	65	112	17	118	23
КРИ	140	49	134	43	114	23
СТЕ	157	110	100	53	62	15
СТИ	153	83	122	52	94	24
ЗВО	140	64	93	17	111	35
МЕН	153	85	96	28	85	17
СПУ	147	97	103	53	61	11
ИСТ	138	73	120	55	89	24
ТАР	148	68	120	40	106	26
ДЕС	105	65	63	23	68	28
ВЛА	138	105	64	31	88	55
ГЛО	131	50	98	17	115	34
СВА	163	93	100	30	117	47
СРО	173	90	131	48	113	30
ГРЕ	129	57	122	50	87	15
ВПИ	140	66	107	33	112	38
НИВ	126	55	135	64	95	24
ГРИ	111	35	112	46	90	24
ВРО	122	40	121	39	117	35

³ Для каждой триграммы в протоколах было 196 ответов.

Таблица 3

Буква	в 1-й позиции	во 2-й позиции	в 3-й позиции
С	78,7—83,2	54,3—67,9	37,7—53,7
В	64,1—71,7	44,2—54,1	41,4—55,4
Т	69,2—81,2	51,6—61,4	38,5—52,4
И	63,8—76,6	62,2—75,1	48,8—55,8
К	64,9—77,5	50,2—64,0	—
Н	57,5—70,8	—	36,4—50,2
Д	62,8—77,6	—	—
З	64,9—77,5	—	—
М	72,0—83,5	—	—
Г	57,3—65,2	—	—
Е	—	40,7—50,5	33,2—41,8
Р	—	60,2—66,1	47,1—61,0
А	—	54,3—67,9	50,8—58,9
П	—	48,6—58,5	—
Л	—	33,6—43,3	—
О	—	—	51,7—58,6
У	—	—	24,8—37,7

Далее была подсчитана доля распознаваний каждой буквы (в %) в данной позиции для каждой триграммы. Например, буква *С* в 1-й позиции встретилась в 6 триграммах (*СКА*, *СТЕ*, *СТИ* и т. д.). Соответственно было получено 6 чисел, характеризующих разборчивость буквы *С* в 1-й позиции (81,6%; 80,0%, 78,0% и т. д.). Затем эти числа были осреднены и получено число, характеризующее разборчивость данной буквы в данной позиции, независимо от состава триграммы, включающей эту букву (для *С* в 1-й позиции это число — 81,0%). Наконец, для всех полученных величин с помощью ϕ -преобразования Фишера были подсчитаны 95%-ные доверительные интервалы (см. табл. 3)⁴. Анализ данных табл. 3 показывает, что если буква встречается в двух или трех разных позициях, то ее разборчивость в 1-й позиции лучше, чем ее разборчивость во 2-й и 3-й позициях (исключение составляет буква *И*, для которой существенной

⁴ Прочерком в табл. 3 отмечены случаи, когда данная буква ни разу не встретилась в данной позиции.

разницы в разборчивости в 1-й и 2-й позициях не обнаружено). Что касается различий в разборчивости букв во 2-й и 3-й позициях, то здесь результаты гораздо менее определены.

Таким образом, нам удалось показать, что позиция, занимаемая буквой в триграмме, влияет на ее распознаваемость, причем буква в первой позиции всегда распознается лучше, чем в последней позиции. Ограниченность материала не позволяет нам сделать достоверные выводы о распознаваемости некоторых букв во второй позиции сравнительно с их распознаваемостью в первой и третьей позициях. Тем не менее, из наших данных следует, что нет такой буквы, которая лучше распознавалась бы в конце триграммы, чем в середине, хотя есть случаи, когда во 2-й позиции буквы распознаются лучше, чем в 3-й.

Получив данные о влиянии позиции на распознаваемость букв, мы можем далее перейти к рассмотрению разборчивости букв.

Разборчивость отдельных букв

Чтобы получить достоверные данные о разборчивости отдельных букв с учетом их позиции в триграмме, мы попарно сравнивали доли распознаваний букв внутри каждой позиции (на основе данных табл. 3). Из табл. 3 видно, что в каждой позиции удается выделить лишь несколько случаев существенного различия разборчивости букв (так, буква *В* более разборчива, чем *Л* во второй позиции и *У* — в 3-й позиции; менее разборчива, чем буква *С* в 1-й позиции, и буквы *С*, *И*, *Р*, *А* во 2-й позиции, но несущественно отличается по разборчивости от *Т* во всех трех позициях, *И* в 1-й и 3-й позициях и т. д.). То, что случаев существенного различия в разборчивости букв по нашим данным оказалось относительно немного, может быть обусловлено тем, что исследовался материал весьма небольшого объема. В результате проведенного анализа данных табл. 3 для каждой буквы было определено, какие буквы обладают разборчивостью, существенно отличной от разборчивости данной буквы (по каждой позиции в отдельности). В табл. 4 представлены данные об относительной разборчивости каждой из букв, представленных в исследуемых стимулах. В таблице указано число случаев, в которых данная буква обладала большей и меньшей разборчивостью и число случаев, когда существен-

Таблица 4

Буква	Число букв, имеющих худшую разборчивость	Число букв, имеющих лучшую разборчивость	Число букв с той же разборчивостью	Буква	Число букв, имеющих худшую разборчивость	Число букв, имеющих лучшую разборчивость	Число букв с той же разборчивостью
С	11	0	16	П	1	2	6
Р	6	0	12	Д	0	1	8
А	6	0	12	З	0	1	8
И	7	1	19	Г	0	3	6
О	3	0	6	Н	0	4	13
Т	4	1	22	У	0	7	2
М	2	0	7	Л	0	8	1
В	2	5	20	Е	0	9	9
К	1	1	16				

ного различия в разборчивости данной буквы сравнительно с другими буквами не обнаружено. Из табл. 4 видно, что наиболее разборчивыми из рассматриваемых букв являются С, Р, А, И; наименее разборчивыми — У, Л, Е. При увеличении материала, возможно, удастся выделить некоторые графические черты, присущие трудноразборчивым в отличие от легкоразборчивых букв.

III. ПРОБЛЕМА ПОЛУЧЕНИЯ ОЦЕНОК АССОЦИАТИВНОЙ СИЛЫ НЕОСМЫСЛЕННЫХ БУКВОСОЧЕТАНИЙ

ОБ ОЦЕНКАХ «АССОЦИАТИВНОЙ СИЛЫ» НЕОСМЫСЛЕННЫХ БУКВОСОЧЕТАНИЙ

(обзор экспериментальных исследований)

Е. Н. ГЕРГАНОВ

Исследуя процессы, связанные с запоминанием вербального материала, немецкий психолог Эббингауз (Ebbinghaus, 1913) заметил, что для постановки опытов с контролируемыми параметрами наилучшими стимулами являются неосмысленные буквосочетания. Составив из букв немецкого алфавита около 2300 легко произносимых неосмысленных буквосочетаний, Эббингауз выбрал для своих опытов по запоминанию такие стимулы, которые, как ему представлялось, были выравнены по всем параметрам. Тем не менее оказалось, что испытуемые (далее — ни.) запоминают некоторые стимулы значительно быстрее, чем другие. В связи с этим Эббингауз указал на возможность существования еще одной характеристики неосмысленных буквосочетаний, способной влиять на их запоминаемость. Он назвал эту характеристику «значением» неосмысленного буквосочетания. Эббингауз полагал, что буквосочетание обладает тем большим значением, чем оно «легче ассоциируется» с привычными словами немецкого языка. Именно это свойство в дальнейшем было названо «ассоциативной силой» (далее АС) неосмысленных буквосочетаний.

В процессе экспериментов другие исследователи обнаружили, что ассоциативная сила вербальных стимулов (в данном случае — неосмысленных буквосочетаний) является важной характеристикой вербального материала, необходимой для исследования не только процессов запоминания, но и некоторых других существенных аспектов речевого поведения человека. Именно этим объясняется стремление исследователей получить надежные количественные оценки данного параметра.

Со времени первых попыток измерения АС неосмысленных слогов появилось много работ, в которых исследовались разные аспекты этого вопроса, предлагались более совершенные методы проведения ассоциативного эксперимента, публиковались таблицы неосмысленных буквосочетаний с соответствующими количественными оценками АС.

Цель настоящей работы — дать обзор литературы (преимущественно американских работ), посвященных АС как одной из главных характеристик вербальных стимулов, а также вопросу о получении количественных оценок АС. По ходу изложения обзора будут сделаны критические замечания в адрес соответствующих исследований, а также приведены некоторые сведения, которые содержатся в обсуждаемых работах в неявном виде.

Первый эксперимент для измерения АС неосмысленных буквосочетаний был проведен американским ученым Аргуром Глейзом (Glaze, 1928). Из букв английского алфавита Глейз составил всевозможные трехбуквенные комбинации типа согласный — гласный — согласный (СГС) так, что первая и последняя согласные должны были быть разными ($C_iGC_j; i \neq j$). Затем он исключил все комбинации, являющиеся английскими словами, и получил окончательный список из 2019 неосмысленных слогов — английских триграмм типа СГС. Полученные триграммы были предъявлены в виде последовательных серий в тахистоскопе, по 252 триграммы в каждой серии. В эксперименте участвовали 15 ин.

Задача и. состояла в том, чтобы при появлении триграммы в окне тахистоскопа выразить одним или несколькими словами, что, на его взгляд, «означает» эта триграмма. Если триграмма для данного и. нечто «означает», но и. не может выразить ее значение словами (или же не может сделать это достаточно быстро), он должен дать ответ «да». Наконец, если триграмма для и. заведомо «ничего не означает», он должен дать ответ «нет» (или поставить прочерк).

Максимальное время экспозиции отдельного стимула составляло 3 сек., но если и. давал ассоциацию за более короткое время, экспериментатор (далее — э.) сразу показывал следующий стимул. Перед экспериментом был проведен тренировочный сеанс, во время которого в качестве стимулов было предъявлено 50 трехбуквенных слов.

Глейз измерял АС отдельной триграммы процентом ин., которые в ответ на предъявление определенного стимула давали либо слово-ассоциацию, либо отвечали «да» (см. табл. 1).

Таблица 1

Стимул	Число благоприятных исходов (слов-ассоциаций или ответов «да»)	Число возможных исходов (число ин., принявших уч. в опыте)	m в %
BAS	15	15	100
FAK	14	15	93,33
NIL	13	15	86,67
...
XIV	0	15	0

После того как были получены ассоциативные оценки триграмм типа СГС, Глейз сделал попытку ответить на вопрос о механизмах порождения ассоциаций при предъявлении соответствующих стимулов, т. е. ответить на вопрос, что имеет в виду и., когда он дает определенную ассоциацию на данную триграмму. Он предложил 15 ин. расклассифицировать все триграммы в зависимости от того, с чем связывается в представлении и. каждая из данных триграмм. Например, если и. связывает данную триграмму с началом какого-либо слова, он должен был поместить ее в класс «начало слова». Всего было выделено 18 таких классов. Кроме названного выше класса «начало слова», здесь были также классы «слова, обозначающие действие», «слова, обозначающие предметы домашнего обихода» и др. Однако проведенная таким образом классификация ответов не объясняет механизма порождения ассоциаций, тем более, что с логической точки зрения она является неудачной, поскольку выделенные классы ответов пересекались (многие триграммы заведомо могли быть помещены в несколько классов одновременно). Тем не менее следует отметить, что один обнару-

женный Глейзом феномен — а именно то, что самым большим по объему классом оказался класс «начало слова» — является очень важным¹.

В целом методика ассоциативного эксперимента и способ подсчета АС, предложенные Глейзом, оказались настолько удачными, что до сих пор применяются многими экспериментаторами. Однако приходится с сожалением констатировать, что надежность оценок АС, полученных Глейзом, явно недостаточна, ввиду того, что в его опыте участвовало мало ин.

Именно это последнее обстоятельство побудило Крюгера (Kueger, 1934) повторить исследование Глейза. Целью эксперимента Крюгера было определить «относительную трудность» неосмысленных слогов на основе ответов большого числа ин. Что именно автор понимает под «относительной трудностью», остается не вполне ясным. Можно думать, что речь идет о трудности запоминания, поскольку к моменту публикации работы Крюгера связь между АС триграмм и результатами их запоминания была установлена экспериментально.

Стимулами в опыте Крюгера служили 2183 триграммы типа СГС. С каждым из 586 ин., участвовавших в эксперименте, было проведено по 4 опыта, причем за один опыт и. предъявлялось не более 300 триграмм. Таким образом, ни одному из ин. весь набор стимулов не был предъявлен полностью. Опыт был спланирован так, чтобы каждая из 2183 триграмм набора была предъявлена не менее, чем 200 ин.

После предварительного тренировочного сеанса ин. была дана следующая инструкция²:

«Цель данного эксперимента — выяснить, какие слова или словосочетания ассоциируются у Вас с неосмысленными слогами или порождаются ими. На каждом листе, лежащем перед вами, есть номера (с 1 до 50). Я буду читать по буквам каждый слог дважды. Например, В — А — К... В — А — К. После первого чтения слога, запишите его строчными буквами, а после повторного чтения запишите рядом с данным слогом слово или словосочетание, порождаемое в Вашем представлении этим слогом.

¹ Об этом свидетельствуют результаты, полученные в нашем эксперименте, проведенном на материале русского языка (см. Василевич и др., в наст. сб.).

² Инструкция приводится с сокращениями.

Для каждого слога у Вас будет в распоряжении пять секунд. Если за это время Вам ничего не придет в голову, поставьте прочерк вместо слова или напишите слово «нет».

Вероятно, Вы не сумеете найти ассоциации для каждого слога. Не пытайтесь делать это в тех случаях, когда Вы затрудняетесь.

Если данный слог связывается у Вас с несколькими словами, напишите то слово, которое первым придет Вам в голову».

Предъявление одного слога в среднем занимало 7 секунд. За это время э. успевал два раза прочитать слог, а ин. — записать слог и ассоциацию на него.

Результаты были обработаны по способу Глейза, т. е. АС триграмм измерялась относительной частотой положительных ответов.

По нашему мнению, эксперимент Крюгера является одним из лучших экспериментов по получению оценок АС неосмысленных сочетаний. Крюгер улучшил методику Глейза как в отношении техники проведения эксперимента, так и в отношении инструкции. Кроме того, его ассоциативные оценки весьма надежны, поскольку в этом эксперименте участвовало большое число ин. Вместе с тем мы хотели бы сделать следующее замечание. Опыт Крюгера был спланирован таким образом, что одни ин. оценивали одну группу триграмм, а другие — другую. Этот прием был бы правомерен лишь в том случае, если бы было известно что все ин. в ассоциативном эксперименте ведут себя одинаково, что до сих пор еще не доказано.

В экспериментах по запоминанию обычно используются триграммы типа СГС. Именно поэтому триграммы данного типа были использованы в опытах по получению АС. В работе Уитмер (Witmer, 1935) рассматривается вопрос о получении оценок АС триграмм другого типа — а именно английских консонантных сочетаний ССС. Такие сочетания также могут вызывать различные ассоциации: например, некоторые из них могут восприниматься как аббревиатуры (ср. русское сочетание АТС), другие — как слова, где отдельные буквы пропущены (ср. BLW — blow или русское ШФТ — шрифт) и т. д.

Эксперимент Уитмер проводился по методике Глейза. Из всех согласных английского алфавита было получено 4544 трехбуквенных комбинаций. При этом были введены некоторые ограничения: в частности, как и в опыте Глейза,

Распределение типов слов-ассоциаций (по Уитмер)

№	Тип	Пример	%
1	Слова, полученные прибавлением буквы или нескольких букв	FRM — <i>from</i>	43,7
2	Двухбуквенные ассоциации	KFN — <i>fan</i>	31,6
3	Влияние побуквенного чтения (spelling)	LCT — <i>Elsie</i>	12,2
4	Инициалы выдающихся людей	GBS — <i>G. B. Shaw</i>	5,6
5	Смещение букв (O—Q, C—G, F—E)	LQT — <i>lot</i> , BFN — <i>Ben</i>	2,9
6	Начальные аббревиатуры	RPM — <i>revolutions per minute</i>	2,9
7	Влияние фонетического произношения (sound of letters)	PHR — <i>for</i>	0,7
8	Иностранные слова	—	0,5

в одной и той же комбинации не могли быть использованы две одинаковые согласные (например, *RRD*, *FQF* и др.), а кроме того, согласные, которые являются соседними в алфавитном порядке (например, *PQR*, *KLT*, *MNS* и др.).

Для предъявления стимулов использовался барабан, применяемый в опытах по исследованию памяти (методу *digit*). Стимулы записывались прописными буквами и показывались в окне барабана по одному. Порядок предъявления был таков, что одна и та же буква не появлялась дважды в трех последовательных комбинациях. Время экспозиции отдельного стимула — 4 сек. С каждым и. было проведено по 6 опытов. Уитмер использовала без всяких изменений инструкцию Глейза. Однако в отличие от Глейза она предупредила ии., что эксперимент не имеет целью проверку их способностей и что необязательно давать ассоциацию на каждую триграмму.

В эксперименте участвовало 24 ии. Как и в опыте Глейза, АС определялась как процент положительных ответов. Отметим, что Уитмер рассматривала только те ответы, которые содержали не менее двух букв соответствующего стимула. Очевидно, только ответы этого типа, с ее точки зрения, можно было считать заведомо неслучайными.

Для рассмотрения механизма порождения тех или иных ассоциаций на данный стимул Уитмер выделила среди ответов 8 классов и рассмотрела их процентные соотношения (табл. 2). Как видно из табл. 2, наибольший процент ответов приходится на класс слов-ассоциаций, являющихся следствием добавления к соответствующей триграмме одной или нескольких букв (ср. *BI.W* — *below*; *DNT* — *don't* и т. д.). Обычно триграммы этого типа имеют высокие значения АС. Нам представляется, что классификация Уитмер действительно дает некоторое представление о механизме порождения ассоциаций на триграммы типа ССС.

Интересно отметить, что Уитмер применяла специальные тесты для проверки умственных способностей и словарного запаса ии., поскольку она предполагала, что оценки АС могли быть коррелированы с этими показателями. Однако такой корреляции не было обнаружено³.

Основные выводы работы Уитмер можно свести к следующему:

³ В тех же целях подобный тест применял и Нобл (Noble and Parker, 1960).

а) триграммы типа ССС весьма сильно различаются между собой по оценкам АС;

б) сравнение с данными Глейза свидетельствует о том, что триграммы типа ССС в среднем имеют более низкие оценки АС, чем триграммы типа СГС;

в) между отдельными ии. существует большое различие по числу даваемых ими слов-ассоциаций, однако количество ассоциаций у данного и. не коррелировано с его словарным запасом.

Ценность работы заключается в том, что, во-первых, Уитмер получила оценки АС для всех английских триграмм типа ССС, и, во-вторых, в том, что она предприняла попытку объяснить механизмы порождения ассоциаций триграммами данного типа. Работа Уитмер выполнена на высоком уровне — в особенности в части статистической обработки результатов.

Определенный интерес с точки зрения обработки результатов представляет эксперимент Мандлера (Mandler, 1955). Поскольку его исследование носило скорее методический характер, был использован относительно небольшой набор триграмм (100 стимулов). Стимулы отбирались из таблиц Глейза, причем было взято примерно одинаковое число триграмм из 6 разрядов этих таблиц (0, 20, 40, 60, 80 и 100%).

Триграммы были предъявлены 34 ин. в виде буклетов по 100 страниц, где на каждой странице была записана только одна триграмма. Порядок стимулов в каждом буклете был различным. Максимальное время работы с одним стимулом равнялось 30 сек.

Ин. сообщили, что эксперимент проводится с целью выяснения того, какие ассоциации возникают в ответ на предъявление серии триграмм. Прочитав стимул, ин. должны были записывать вокруг него на данной странице все слова, которые приходят им в голову. Инструкция побуждала ин. написать как можно больше разных слов за 30-секундный период, в конце которого ин. получали сигнал перейти к следующему стимулу.

При обработке результатов были подсчитаны следующие показатели.

1. Среднее число ассоциаций (f), порожденных за фиксированный промежуток времени (в данном случае — за 30 сек). Это число подсчитывалось по формуле, предложенной Ноблом (Noble, 1952):

$$f = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{S_i}$$

где S — предъявленный стимул; R_{S_i} — число ответов, данных i -м, ин. на стимул S ; N — число ин.

2. Оценка свойства данного стимула порождать одни и те же ассоциации у разных ин. (association propensity — p), которая определялась следующим образом:

Для каждой триграммы был сделан частотный словарь порожденных слов-ассоциаций. Была подсчитана доля ин., давших самую частую ассоциацию. Arcsin-трансформация этой величины представляет собой оценку p .

В работе приводится соответствующая таблица значений f и p .

Далее Мандлер показал, что существует положительная корреляционная связь между оценками АС триграмм по Глейзу и оценкам p .

Обсуждая полученные результаты, Мандлер выдвигает следующие две гипотезы.

1. Триграммы, которые порождают больше ассоциаций, будут легче связываться между собой в парно-ассоциативном эксперименте, чем триграммы, которые порождают меньше ассоциаций.

2. Ин., которые дают много ассоциаций на неосмысленные буквосочетания, будут быстрее заучивать новые неосмысленные буквосочетания, чем те ин., которые дают мало ассоциаций.

Самая интересная сторона работы Мандлера — это получение оценки p , отражающей свойство триграммы порождать у разных ин. одни и те же слова-ассоциации. Представляет возможным более точно оценивать это свойство стимулов — порождать ассоциации с той или иной степенью разнообразия через энтропию ответов на данный стимул⁴.

Последующие работы по оценкам АС триграмм свидетельствуют о стремлении исследователей учесть и выравнять все факторы, не связанные с релевантными для ассоциативного процесса характеристиками триграмм-стимулов. Существенный интерес в этом плане представляет работа Арчера (Archer, 1960).

Арчер предполагал, что АС триграмм может быть функцией словарного запаса отдельных ин.; важной причиной различия в оценках триграмм может быть и пол ин. Кроме того, он высказал соображение, что определенное влияние на оценки АС может оказывать также и порядок следования стимулов (serial effect). Проводя свой опыт, он спланировал его так, чтобы указанные факторы могли быть учтены. Арчер стремился также учесть недостатки работ Глейза (малое число ин.) и Крюгера (способ записи ответов, при котором ин. видит все свои ответы одновременно).

Задачей эксперимента Арчера было получить надежные оценки АС для всех возможных комбинаций типа СГС из букв латинского алфавита (включая и те, которые являются осмысленными английскими словами)⁵.

Эксперимент проводился следующим образом. 2480 триграмм типа СГС были разбиты на 9 групп и отсняты на киноплёнки, которые предъявлялись так, чтобы каждые две секунды появлялся новый стимул. Порядок следования был определен последством латинского квадрата 9×9 . Ин. зачитывалась следующая инструкция: «Когда вы увидите триграмму, произнесите ее про себя и задайте себе следующие вопросы: Слово ли это? Похоже ли это звуко сочетание на слово? Напоминает ли оно слово? Могу ли я употребить это звуко сочетание в предложении? Если хотя бы

⁴ См. об этом подробнее в статье А. П. Василевича и др., наст. сб.

⁵ Как и в предыдущих исследованиях, исключались триграммы, содержащие одинаковые согласные.

на один из этих вопросов вы дадите ответ «да», поставьте галочку в столбце «да» на бланке ответов. Если вы не ответите «да» ни на один из этих вопросов, поставьте галочку в столбце «нет».

Опыт проводился в три сеанса. После проведения второго сеанса ии. предлагался тест для проверки словарного запаса: требовалось записать все слова английского языка, начинающиеся с буквы S (за исключением собственных имен), которые придут ии. в голову в течение 5 мин.

Для окончательного анализа результатов были рассмотрены ответы 216 ии. Приведем теперь наиболее важные результаты опыта Арчера.

1. Коэффициент корреляции между числом слов, порожденных ии. в тесте по проверке словарного запаса и числом ответов «да» в ассоциативном эксперименте, свидетельствует о наличии корреляции на 95% уровне ($\rho = 0,142$; $N = 312$). Однако при подсчете того же коэффициента в отдельности для мужчин и женщин оказалось, что он не достигает 95% уровня существенности. Таким образом, можно сделать заключение о том, что связь оценок АС и словарного запаса является весьма слабой.

2. Порядок следования стимулов существенно влияет на оценки их АС. Это, по-видимому, означает, что характер реакций индивида может меняться в процессе проведения эксперимента. По мнению Арчера, воображение ии. активизируется по ходу опыта, и у них появляется склонность давать ассоциации на каждую триграмму. В результате АС тех триграмм, которые были предъявлены в начале эксперимента, естественно, будут в среднем ниже АС триграмм, предъявленных в конце.

3. Была выявлена значительная группа триграмм (166), для которых оценки АС, полученные от ии. — мужчин и от ии. — женщин, существенно различаются.

В монографии Арчера содержится таблица оценок АС 2480 триграмм типа СГС, полученных в целом по всей группе ии. Кроме того, в отдельных таблицах приводятся данные об АС тех триграмм, для которых имеются существенные расхождения в оценках между ии. — мужчинами и ии. — женщинами.

Обсуждаемый эксперимент был организован таким образом, чтобы сделать возможным обработку результатов с помощью ЭВЦМ. Форма бланка для фиксации ответов ии. соответствовала стандартной форме для ввода данных в ЭВЦМ.

Не останавливаясь здесь на деталях примененной процедуры, отметим, что она не только значительно облегчила задачу обработки результатов столь объемного опыта, но и обеспечила относительную надежность работы ии.: практически была исключена возможность ошибок в записях, взаимодействии ии. между собой и т. п.

Несколько неудачной представляется нам инструкция, использованная в опыте Арчера. Мы полностью разделяем точку зрения Нобла (Noble, 1961), который полагает, что недостаток данной инструкции состоит в том, что она не побуждает ии. к поиску конкретных слов-ассоциаций в ответ на предъявление триграммы.

В описанных выше экспериментах АС буквосочетаний в основном оценивалась в соответствии с тем, сколько слов — ответов называли ии. на предъявление заданного стимула. Качественно иной подход к получению оценок АС мы находим в монографии Нобла (Noble, 1961).

Предложенный Ноблом метод состоит в том, что ии. должны указать, много или мало ассоциаций, по их мнению, порождает та или иная триграмма. В качестве оценок АС, таким образом, используются субъективные представления ии. относительно АС данной триграммы.

Этот метод впервые был применен в эксперименте Нобла, Стоквелла и Прайера (Noble, Stockwell and Pryer, 1957), в котором в качестве стимулов был взят небольшой набор из 100 триграмм.

Для проведения по той же методике своего эксперимента Нобл отобрал 2100 английских триграмм типа СГС (буква У рассматривалась как согласная; повторение согласных в триграмме не допускалось). Эксперимент был спланирован и проведен следующим образом.

Триграммы набора были произвольно разделены на 28 списков по 75 триграмм, предъявляемых ии. в такой форме, чтобы результаты можно было обработать на ЭВЦМ.

В эксперименте участвовало 261 ии. (158 мужчин и 103 женщины), разбитых на 6 групп. Стимулы были предъявлены в течение трех сеансов с интервалом в неделю между сеансами. Инструкция была следующей: «Этот эксперимент проводится с целью узнать, сколько слов-ассоциаций Вы могли бы дать в качестве ответов на некоторые буквосочетания. Вам будут даны списки трехбуквенных сочетаний (триграмм). Вы должны оценить каждую триграмму в зависимости от того, с каким числом слов или предметов она у Вас связывает».

вается. Всего имеется пять возможных оценок, которые выражены словами: 1) none; 2) below average; 3) average; 4) above average; 5) very many.⁶

Оцените предъявленные Вам триграммы с помощью этой шкалы, представляя у каждой триграммы галочку в соответствующей графе. Поясним это примером. Возьмем триграмму *TEX*. Сначала надо произнести ее по буквам (*t-e-x*), потом прочесть ее как слог (*tex*). Возможно, эта триграмма вызовет в памяти представления типа *Texas, textbook, cowboys, wide open spaces, oil, gasoline, Texan, millionaires, the Alamo, pretty girls* и т. д. Таким образом, триграмма *TEX* связывается у Вас с большим числом слов и словосочетаний. Поэтому *TEX* получит самую высокую оценку, т. е. вы должны поставить триграмме *TEX* галочку в графе 5 («очень много»).

На основе анализа ответов 200 ин. Нобл получил три вида оценок АС триграмм.

I. Оценка a (по Глейзу). Как мы уже говорили, ин. должен был помещать в первую категорию шкалы («none») только те триграммы, которые не вызывают у него никаких ассоциаций. Если 100 ин. из 200 поместили бы данную триграмму в первую категорию, это означало бы, что половина ин. не нашла для них ассоциаций. Нобл. предлагает оценивать АС триграмм по формуле

$$a = \frac{N - f_1}{N} \quad (1)$$

где N — число ин. (в данном случае $N = 200$); f_1 — число ин., поместивших данный стимул в категорию 1.

Величина a , подсчитываемая по данной формуле сопоставима, как легко видно, с величиной m Глейза и Крюгера. В приведенном нами выше примере $a = 0,5$; $m = 50\%$. Таким образом, в общем случае $m = a \times 100\%$. Проведенное Ноблом сопоставление полученных им оценок a с оценками тех же триграмм в опыте Крюгера, приводит к коэффициенту корреляции $r = 0,88$.

II. Субъективные представления о числе ассоциаций на данный стимул (rated number of associations — a'). Надежность оценок a' .

⁶ На русском языке соответствующие названия категорий могли бы выглядеть следующим образом: «1) никаких (ассоциаций); 2) мало; 3) не много, но и не мало; 4) довольно много; 5) очень много».

Среднее число ассоциаций, которые, по мнению ин., могут порождаться стимулом i , подсчитывается на основе распределения оценок стимула i по пятиразрядной шкале с помощью формулы

$$a' = \frac{f_1(1) + f_2(2) + f_3(3) + f_4(4) + f_5(5)}{N} \quad (2)$$

где 1, 2, ..., 5 — значения категорий шкалы; f_1, f_2, \dots, f_5 — число ин., поместивших стимул i соответственно в 1, 2, ..., 5 категории шкалы.

Например, пусть 50 ин. положили триграмму *ROV* в категорию 1, а 10, 70, 20 и 50 ин. — соответственно во вторую, третью, четвертую и пятую категории.

Тогда для триграммы *ROV* будем иметь:

$$a'_{ROV} = \frac{1 \times 50 + 2 \times 10 + 3 \times 70 + 4 \times 20 + 5 \times 50}{50 + 10 + 70 + 20 + 50} = \frac{610}{200} = 3,05$$

Нобл указывает на то, что формула (2) имеет ряд преимуществ перед (1), потому что формула (2) дает возможность использовать все данные пятиразрядной шкалы, а в случае применения первой формулы часть информации теряется из-за объединения разрядов 2, 3, 4, 5 — в один. Это означает, что оценки a' являются более чувствительными и точными, чем оценки a .

Надежность (reliability) оценок a определялась с помощью известной методики *half-split technique*. 200 ин. были произвольно разделены на две равные группы. Коэффициент корреляции результатов опыта между двумя группами оказался весьма высок, что свидетельствует о достаточной степени надежности оценок a' .

Нобл обратил внимание на то, что его предшественники, определяя АС буквосочетания, не задавались вопросом о разбросе этого показателя, тогда как более естественно было сравнивать стимулы не только по оценке АС, но и по дисперсии этой оценки.

Имея в виду оценки a' , Нобл предложил подсчитывать дисперсию оценок АС триграммы i по формуле:

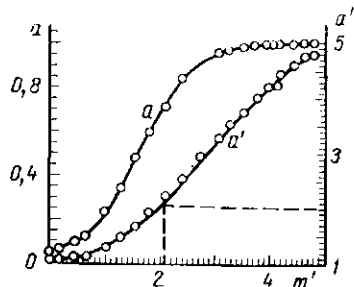
$$\sigma^2 = \frac{f_1(1)^2 + f_2(2)^2 + f_3(3)^2 + f_4(4)^2 + f_5(5)^2}{N} - a'^2 \quad (3)$$

где 1, 2, ..., 5 — категории шкалы; f_1, f_2, \dots, f_5 — число ин., поместивших стимул i соответственно в категории 1, 2', ..., 5; a' — оценка АС, полученная по формуле (2).

Далее Нобл рассмотрел зависимость между σ^2 и a' . Очевидно, что $\sigma^2_i = 0$ для всех случаев, когда все оценки стимула i находятся в одной и той же категории шкалы. Если оценки стимула i распределены равномерно по всем категориям шкалы (прямоугольное распределение), то $a'_i = 3$ и $\sigma^2_i = 2$.

Максимальное значение $\sigma^2 = 4$ соответствует случаю бимодального распределения, когда половина ин. помещает оценки стимула i в категорию 1, другая половина ин. — в категорию 5.

Нобл исследовал также зависимость распределения σ^2 для произвольно выбранной группы стимулов объемом в



120 триграмм от a' этих триграмм (см. рисунок). Он получил, что σ^2 изменяется в зависимости от a' по простому параболическому закону, т. е. σ^2 возрастает от 0 около категории 1 (левого конца шкалы) до нестабильного максимума около категории 3 (середины шкалы) и снова убывает до 0 около категории 5 (правого конца шкалы) (рисунок). Это соответствует обычной картине разброса оценок, наблюдаемой в психометрических экспериментах.

III. Оценка АС триграмм на интервальной шкале (scaled meaningfulness — m'). Вычисленная Ноблом оценка a' представляет собой число на порядковой шкале. Как известно, порядковая шкала накладывает определенные ограничения на операции, производимые с числами. Более удобными для расчетов и анализа являются численные оценки на интервальных шкалах (см. Фрумкина и Василевич, наст. сб.). Нобл предложил нормализовать оценки a' , трансформируя их в числа на интервальной шкале. С этой целью он произвольно отобрал из своего материала 21 триграмму и получил для них оценки

АС в единицах интервальной шкалы, пользуясь формулой:

$$m' = l + k \frac{\frac{N}{2} - N_1}{N_2},$$

где N — число ин., участвующих в опыте; l — нижняя граница категории, содержащей медиану; N_1 — число ин., поместивших данный стимул ниже l ; N_2 — число ин., поместивших стимул в ту категорию, которая содержит медиану; k — ширина категории, содержащей медиану.

Средняя ширина интервалов категорий 2, 3, 4, выраженных в единицах $\frac{x}{\sigma}$, была следующей: категория 2—0,84; 3—0,61; 4—0,63.

Поскольку вычисление m' всех триграмм является очень трудоемкой работой, Нобл, пользуясь оценками a , a' и m' для 21 случайно отобранной триграммы, построил номограмму для трансформации a и a' в m' всех 2100 английских триграмм типа СГС (см. рисунок).

Посредством этой номограммы можно подсчитать m' любой триграммы при условии, что a или a' этой триграммы заранее известны. Например, пусть a' триграммы BOF будет 2,0 (по таблице значений a'). От точки 2,0 шкалы a' мы восстанавливаем перпендикуляр до пересечения с кривой a' (см. рисунок), потом от точки пересечения с кривой a' опускаем перпендикуляр к шкале m' . Точка пересечения с m' (2,1) представляет значение m' триграммы BOF.

В конце своей работы Нобл сравнивает полученные им результаты с результатами предыдущих исследователей и показывает, что оценки a , a' и m' обладают большой устойчивостью и надежностью.

Сопоставление результатов ассоциативного эксперимента, проведенного по методу порождения (см. статью Василевич, Герганов и др. в наст. сб.) и оценок a' Нобла приводит нас к постановке новой задачи, на которой мы кратко остановимся.

Инструкция Нобла сформулирована так, что каждый ин. отвечает на вопрос о том, как много разных слов-ассоциаций порождает у него данная триграмма.

Если стимул порождает много разных слов-ассоциаций, то по методу шкалирования Нобла он должен быть помещен в один из последних разрядов шкалы (4 или 5). Если стимул

порождает мало разных слов-ассоциаций, в опыте Нобла он должен был быть помещен в первые разряды шкалы — 2 или 3.

В опытах, осуществляемых по методу порождения, инструкция ориентирует ин. только на порождение какого-либо ответа, т. е. АС триграммы тем больше, чем меньше было отказов. Состав ответов с качественной стороны просто не рассматривается. При попытке подойти к ответам ин. не с точки зрения наличия — отсутствия ответа на данную триграмму, а с точки зрения количества разных ассоциативных ответов обнаруживается, что одна триграмма обладает свойством порождать у всех ин. одно и то же слово-ассоциацию, а другая триграмма у разных ин. порождает разные ассоциации. Например, в качестве ответа на триграмму ЗВО абсолютное большинство ин. дает одно и то же слово — *звон*, а на триграмму НАВ — дается большее число разных слов. АС обеих триграмм, вычисленная по методу Глейза (m'), будет примерно одной и той же, поскольку в протоколах не будет прочерков: практически все ин. дадут какой-либо ответ. Очевидно, однако, что оценки АС обеих триграмм, полученные методом шкалирования, должны существенно расходиться. Более того, триграмма ЗВО должна получить очень низкую оценку m' (или a') — ведь она порождает у индивидов мало разных слов, а триграмма НАВ — очень высокую оценку, поскольку она порождает у индивидов много разных слов. Возникает вопрос о том, в какой мере сопоставимы оценки типа m' Глейза и оценки типа m' Нобла — точнее говоря, характеризуют ли эти оценки один и тот же аспект механизма порождения ассоциаций или разные аспекты?

Если справедлива гипотеза о том, что в опыте Нобла ин. оценивали триграммы, опираясь только на один признак — число слов-ассоциаций, которые данный стимул мог бы у них вызвать, то следовало бы ожидать, что триграммы с малым разнообразием ответов будут иметь более низкие оценки, чем триграммы с большим разнообразием ответов. Для проверки данной гипотезы мы воспользуемся данными эксперимента Хауэ (Howe, 1969).

Целью Хауэ было определить корреляционную связь между оценками m' по Ноблу и оценками АС, получаемыми методом порождения. Хауэ применял методику Глейза: от ин. требовалось записать в ответ на предъявление стимула первое слово-ассоциацию, вызванное у него данным сти-

мулом. В качестве стимулов было использовано 40 неосмысленных триграмм, отобранных из списка Нобла, причем эти триграммы были разбиты по значению m' на 4 группы по 10 триграмм в каждой.

В результате эксперимента Хауэ получил для каждой триграммы четыре типа оценок АС:

F_1 — частота доминантной ассоциации;

F_2 — число слов-ответов, встречающихся по одному разу;

N — число разных слов-ответов;

H — теоретико-информационная мера неопределенности ответов, подсчитанная по формуле⁷

$$H = \log_2 n - \frac{1}{n} \sum n_i \log_2 n_i$$

где n — число всех испытуемых; n_i — число ин., давших в качестве ответа на данный стимул i -ю ассоциацию.

В табл. 3 представлены значения m' Нобла и N Хауэ для каждой из четырех групп стимулов (значения N в группах осреднены по 10 триграммам).

Таблица 3

Группа	m' Нобла	N Хауэ	Группа	m' Нобла	N Хауэ
I	3,70	31,10	III	2,10	41,10
II	2,85	31,80	IV	1,35	50,90

Согласно данным Нобла следует думать, что триграммы первой группы порождают много ассоциаций, а триграммы четвертой группы порождают мало ассоциаций (ср. m' для групп 1 и 4 в табл. 3). Однако это находится в полном противоречии с результатами, полученными методом порождения. Из табл. 3 видно, что на триграммы первой группы в опыте Хауэ порождалось в среднем меньше разных слов ($N = 31,10$), чем на триграммы четвертой группы ($N = 50,90$). Подсчитывая коэффициент корреляции между m' и N , Хауэ обнаружил существенную отрицательную корреляцию между ними ($r = -0,71$, $p < 0,001$; $v = 38$). Это

⁷ Примерно такой же подход к оценке разнообразия ассоциативных ответов был использован в эксперименте по определению АС русских неосмысленных триграмм (см. Василевич и др., наст. сб.).

означает, что чем меньше разных слов-ассоциаций порождает данная триграмма, тем больше будет ее m' по Ноблу.

Очевидно, что в действительности оценки АС, получаемые по методу Нобла, не основаны на представлении их. о числе разных слов-ассоциаций, порождаемых данной триграммой-стимулом, хотя инструкция Нобла ориентировала их именно на этот признак.

Можно предположить, что в процессе шкалирования и преобразует признак «триграмма, которая порождает много разных слов», в какой-то иной признак, например, в признак «триграмма, которая легко порождает слово-ассоциацию» или «триграмма, которая быстро порождает слово-ассоциацию». Это предположение нуждается в экспериментальной проверке, которая покажет, в какой мере сопоставимы данные об АС, получаемые методом порождения и методом шкалирования Нобла.

ОПЫТ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОГО ИССЛЕДОВАНИЯ АССОЦИАТИВНОЙ СИЛЫ НЕОСМЫСЛЕННЫХ РУССКИХ ТРИГРАММ

А. П. ВАСИЛЕВИЧ, Е. Н. ГЕРГАНОВ, О. Е. ЗАГУСТИНА
и А. В. ЯРХО

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Под ассоциативной силой (далее — АС) неосмысленного буквосочетания принято понимать¹ степень трудности, с которой человек преобразует данный стимул в привычные для него единицы языкового кода — слова и словосочетания. Например, носители русского языка обычно легко связывают неосмысленное буквосочетание *ЗВО* со словом *звон*, а сочетание *ТБЛ* — со словами *таблица* или *Тбилиси*, однако преобразование сочетаний типа *ГУВ* или *ОУА* в слова русского языка неизменно вызывает у них затруднения. В этом смысле мы будем говорить, что буквосочетания *ЗВО* и *ТБЛ* обладают большей ассоциативной силой, чем сочетания *ГУВ* и *ОУА*.

Еще Эббингауз (Ebbinghaus, 1913) заметил, что запоминаемость неосмысленных триграмм отчасти определяется тем, насколько легко эти триграммы ассоциируются со словами данного языка.

Дальнейший интерес к изучению АС вербальных стимулов был связан с тем, что, как было обнаружено, эта характеристика прогнозирует ряд важных аспектов речевого поведения человека, в том числе результаты запоминания в опытах по парно-ассоциативному обучению (Underwood and Schulz, 1960), пороги зрительного распознавания неосмысленных буквосочетаний (Jonhson and Zara, 1964) и т. п.

Количественные оценки АС неосмысленных триграмм впервые были получены Глейзом (Glaze, 1928) для английского языка. Составленные им таблицы АС триграмм используются исследователями, изучающими речевое поведение на материале английского языка, столь же широко, как, например, таблицы частот триграмм Пратта (Pratt, 1939), или таблицы произносительной трудности триграмм Андервуда и Шульца (Underwood and Schulz, 1960). Исследования, связанные с получением количественных оценок АС английских триграмм продолжались и после первого опыта Глейза: совершенствовалась методика проведения соответствующих экспериментов; рассматривались триграммы разных типов; составлялись новые таблицы¹.

Насколько нам известно, для русского языка не только нет каких-либо таблиц АС, но и вообще не проводилось исследований по измерению АС неосмысленных буквосочетаний.

Целью настоящей работы было определение АС для группы неосмысленных русских триграмм. Мы не ставили своей задачей получение более или менее полной таблицы АС русских триграмм (наподобие таблиц Глейза). Наша задача состояла прежде всего в том, чтобы отработать методику проведения эксперимента по получению АС неосмысленных буквосочетаний и найти подходящие способы описания получаемых результатов. При этом мы стремились наряду с получением количественных оценок АС провести также и качественный анализ получаемых результатов, т. е. рассмотреть вопрос о том, какие именно ассоциации называются ими. в ответ на данную триграмму, по какому принципу

¹ Подробный обзор американских работ по этой проблематике см. в статье одного из авторов (Герганов, наст. сб.).

образуются ассоциации и т. п. Отметим, что за некоторыми исключениями все американские исследователи уделяют основное внимание получению количественных оценок АС и практически совсем не обращаются к качественному анализу получаемых ответов. Таким образом, учитывая относительную новизну подхода, нам необходимо было разработать методику обработки результатов ассоциативного эксперимента этого типа и, в частности, ввести некоторые характеристики, позволяющие проводить качественный анализ получаемых результатов.

II. МЕТОДИКА ЭКСПЕРИМЕНТА

1. Методы получения количественных оценок АС триграмм

Из литературных данных известно, что в зависимости от способа проведения опыта и обработки результатов, можно выделить два основных метода получения оценок АС неосмысленных триграмм: метод порождения и метод шкалирования.

Сущность метода порождения заключается в следующем. От ин. требуется в ответ на предъявленную триграмму написать одно или несколько слов-ассоциаций, вызываемых в его сознании данной триграммой. Этот метод применяется в двух вариантах.

1) От ин. требуется записать только одно слово-ассоциацию — а именно, то, которое первым придет им в голову (Glaze, 1928). АС триграмм в этом случае вычисляется по формуле

$$m_i = \frac{N_1}{N},$$

где N — число ин., участвовавших в опыте; N_1 — число ин., давших ассоциацию на стимул i .

2) От ин. требуется записать все слова-ассоциации, которые порождаются у них данным стимулом за определенное время (30 сек, 60 сек и т. п.). При этом варианте метода порождения АС подсчитывается по формуле

$$a_i = \frac{S}{N},$$

где S — общее число ответов, приписанных стимулу всеми ин. Данный вариант применялся в опыте Мандлера (Mandler, 1955).

Метод шкалирования для получения АС триграмм применялся, например, Ноблом (Noble, 1961). Сущность этого метода заключается в том, что ин. оценивают с помощью шкалы, много ли ассоциаций порождает у них данная триграмма. Так, если им представляется, что триграмма вообще не порождает никаких ассоциаций, они помещают ее в категорию шкалы № 1, имеющей наименование «никаких ассоциаций»; если ассоциаций порождается много, то триграмма может быть помещена в категорию № 5 («очень много») или в категорию № 4 («довольно много»), и т. д. АС триграммы в этом случае может быть подсчитана по формуле

$$a_i = \frac{1(f_1) + 2(f_2) + 3(f_3) + 4(f_4) + 5(f_5)}{N},$$

где 1, 2, 3, 4 и 5 — номера категорий шкалы²; f_1, f_2, \dots, f_5 — число ин., поместивших стимул соответственно в 1, 2, ..., 5 категории шкалы.

Метод шкалирования имеет ряд преимуществ, связанных, прежде всего, с удобством обработки получаемых результатов и возможностью проверки их надежности. Однако при применении этого метода мы лишены возможности проводить качественный анализ ассоциаций, порождаемых триграммами. В силу этого для нашего эксперимента был выбран метод порождения (вариант а).

2. Отбор стимулов

В качестве стимулов для данного эксперимента было использовано 200 русских неосмысленных триграмм, для которых были ранее получены сведения о частоте их встречаемости в текстах ($F_{об}$), субъективные оценки их частоты ($F_{суб}$) и оценки их произносительной трудности (Pr). Последние две характеристики триграмм были получены в результате проведения психометрических экспериментов, методика которых описана в соответствующих работах настоящего сборника.

² В опыте Нобла использовалась пятиразрядная шкала.

Заметим, что при получении АС триграмм американские исследователи в каждом конкретном эксперименте использовали стимулы какого-либо одного типа сочетания гласных и согласных графем, а именно — либо СГС, либо ССС. При этом каждый раз использовались наборы, включающие практически все возможные комбинации графем в пределах указанных типов (это приводило к тому, что экспериментальные наборы включали до 2—4 тыс. триграмм). В нашем наборе были представлены все основные типы трехбуквенных сочетаний гласных и согласных графем русского языка: СГС (40 триграмм); ГСГ (27); ССГ (50); ГСС (63) и ССС (19). Кроме того, в набор включена одна триграмма типа ГГГ (ОУА), служившая «якорным» стимулом в эксперименте по получению $F_{суб}$ триграмм (о понятии «якоря» см. Guilford, 1954).

3. Проведение эксперимента

Эксперимент проводился в два этапа. Весь набор был произвольно разделен на списки А и Б, включавшие соответственно 117 и 83 триграммы. Эксперимент по порождению ассоциаций на триграммы списка А проводился одновременно в двух группах ин. (38 и 32 чел.); список Б был предъявлен другим группам ин. (30 и 20 чел.); кроме того, этот список предъявлялся 30 ин. индивидуально. Методика проведения группового опыта во всех случаях была идентичной. Опишем для примера проведение эксперимента со списком А. Приведем полный текст инструкции, зачитываемой экспериментатором вслух:

«Этот эксперимент проводится в рамках исследования того, каким образом человек вспоминает слова.

Я буду писать на доске трехбуквенные сочетания и произносить их вслух. Многие сочетания будут связываться у Вас с какими-то словами. Допустим, на доске появится буквосочетание *ОБУ*. Глядя на него, Вы можете вспомнить слова, начинающиеся с *ОБУ* (*обувь, обучение*); содержащие буквы *о, б и у* в любом порядке (*обруч, бугор, убор*); слова, содержащие только 1—2 из написанных букв (*робкий, букварь*) или вовсе не содержащие этих букв (например, Вы вдруг вспомните слово *магазин*). Наконец, это могут быть слова-существительные (в том числе имена собственные — *Собинов, Обухова*), глаголы (*обуглиться*), наречия и другие части речи. На выданном Вам листочке вы должны написать то слово, которое первым придет вам в голову.

Сразу же после того, как я напишу и произнесу очередное буквосочетание, я сотру его и перейду к следующему. Если слово быстро придет Вам в голову, Вы успеете его записать. Если же Вы увидите, что я уже перешел к следующему сочетанию, а Вы все еще не придумали слово на предыдущее, поставьте на месте этого предыдущего сочетания прочерк. Мы специально включили в наш набор несколько сочетаний, которые трудно связываются с какими-либо словами.

Еще раз напоминаю, что в ответ на каждое буквосочетание Вы должны написать всего одно слово — то, которое первым придет Вам в голову.

Все ли Вам понятно?»

Эксперимент проводился в двух группах старшеклассников. 117 триграмм набора были предварительно случайным образом разбиты на 3 списка по 39 триграмм в каждом (списки № 1, 2 и 3). После объяснения инструкции (в каждой группе на это потребовалось около 7 мин.) учащимся было роздано по 6 бланков, перенумерованных от 1 до 6. На каждом бланке стояли цифры от 1 до 39. Затем ин. приступали к работе. По окончании первого списка (соответственно бланка № 1) давалась команда переходить ко второму бланку (давался следующий список из 39 триграмм). Первый бланк при этом отбирался. Между списками делалась минутная пауза. Порядок следования стимулов в списке был фиксированным; порядок же следования списков в группах варьировал: 1—2—3—2—1—3 для одной группы ин. и 3—1—2—1—3—2 для другой группы ин. Таким образом, весь набор предъявлялся ин. дважды. Ин. не были предупреждены, что списки из 39 триграмм будут повторяться. Однако им говорили, что могут повторяться отдельные триграммы. Продолжительность опыта (включая объяснение инструкции) составила 40—48 мин. Таким образом, в среднем на работу с каждой триграммой (включая ее предъявление экспериментатором и запись ин. ответа) отводилось 8—10 сек. В результате опыта для каждой триграммы списка А было получено по 140 ответов (прочерк, т. е. отсутствие ассоциации на триграмму, также считался ответом).

Аналогичным образом проводился эксперимент с триграммами списка Б. В групповых опытах³ было получено (60 + 40) 100 ответов на каждую триграмму. В индивидуаль-

³ Участвовало 2 группы старшеклассников.

ных опытах⁴ от них требовалось записать по одной ассоциации на данную триграмму. Таким образом, всего на каждую триграмму списка Б получено по 130 ответов.

III. РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Анализ данных, полученных нами в различных опытах, показал, что результаты не зависят от того, в какой группе их проводился опыт, а также был ли опыт групповым или индивидуальным. Об устойчивости результатов ассоциативных экспериментов такого рода свидетельствуют и многочисленные литературные данные (Арчер, 1960; Noble, 1961). Это позволяет нам объединить все полученные данные.

1. Количественный анализ

По результатам опытов для каждой триграммы набора были выписаны все полученные ответы и подсчитано число прочерков, т. е. число, показывающее, сколько раз на данную триграмму не было порождено ни одного слова-ассоциации. Затем по этим результатам по формуле (1) для каждой триграммы была подсчитана величина m — показатель ассоциативной силы данной триграммы. Полученные значения m для 200 триграмм набора приведены в табл. III Приложения. Триграммы в таблице расположены в порядке убывания m . Табл. III может быть использована в качестве источника сведений об АС обследованной группы русских триграмм.

2. Качественный анализ

Представляло интерес прежде всего рассмотреть вопрос о разнообразии слов-ответов, выдаваемых на триграммы-стимулы. С этой целью необходимо было решить, какие ответы будут считаться разными, а какие — одинаковыми. В рамках данной задачи мы считали целесообразным рассматривать как «одинаковые» ответы, являющиеся однокоренными словами или грамматическими формами одного слова (ср. *звон* — *звонить* — *звонок* — *звонка*). Все слова такого рода мы объединяли в одно «гнездо»⁵. «Гнездо» могло со-

⁴ В качестве ин. в этом опыте принимали участие преимущественно лица с высшим образованием.

⁵ Исключения составляли случаи, когда различие между словами приходилось на предъявленную триграмму. Например, слова *рука* и *руки*, порожденные в ответ на триграмму *УКН*, попадали в разные «гнезда».

Таблица 1

Стимулы		нив	олн	нав	сун
Характеристика	m	95,7	95,7	95,7	95,4
	H'	0,185	0,398	0,581	0,696
	I	1,954	0	1,950	1,755
Распределение ответов	1. нива 108	1. солнце 45	1. навик 34	1. сундук 19	
	2. вино 11	2. волна 35	2. навстречу 16	2. сунуть 13	
	3. ленивый 2	3. полный 19	3. наводнение 12	3. сукно 8	
	4. нева 2	4. олень 14	4. наврать 8	4. суп 7	
	5. винт 1	5. волновался 3	5. наводить 6	5. сын 7	
	6. Иван 1	6. подсолнух 2	6. ванна 5	6. сук 5	
	7. салон 1	7. Ваня 5	7. сон 5	
	15. ни в чем 1	8. луна 1	8. наврное 5	8. Сун-Ят-Сен 5	
		9. навар 4	9. уснуть 4	
		22. холм 1	10. навзничь 4	10. суслик 4	
			11. навеки 3	11. судно 4	
			12. навигация 3	12. сумка 3	
			13. автобус 3	13. сухой 2	
			14. нарва 3	14. сосунок 2	
			15. канава 2	15. сумерки 2	
			16. навалиться 2	16. сустав 1	
			17. навьлет 2	17. султан 1	
			18. новатор 2	
			19. на вечере 1	49. сукин сын 1	
				
			33. новинка 1		

держивать одно или несколько слов. Таким образом, вопрос о разнообразии ответов рассматривался нами применительно к «гнездам», а не применительно к отдельным словам. Для каждой триграммы набора было выписано распределение ответов по «гнездам» с указанием числа ин., давших в качестве ассоциаций слова данного «гнезда». В табл. 1 приведены примеры таких распределений для триграмм *НИВ*, *ОЛН*, *НАВ* и *СУН*. Отметим, что «гнездо» *нива* содержало всего одно слово — *нива*, которое встретилось в ответах 108 раз. «Гнездо» *солнце* содержало два слова: *солнце* (40 раз) и

солнечный (5 раз). В табл. I у «гнезда» *солнце* состоит число 45. Это означает, что слова этого «гнезда» в сумме были названы 45 раз, при этом наиболее частым из них было слово *солнце*. В дальнейшем под «словом-ответом» на некоторую триграмму мы будем понимать не только наиболее частое из слов данного гнезда, но и все остальные слова этого гнезда. Например, мы будем говорить, что на триграмму *ОЛН* имеется 45 ответов *солнце*, 35 ответов *волна* и т. д.

Как видно из табл. I, выбранные нами 4 триграммы имеют примерно одинаковое $m = 95,4-95,7\%$, однако степень разнообразия ответов на эти триграммы весьма различна: если на триграмму *НИВ* 108 чел. из 140 дали слово *нива*, то, например, наиболее частый ответ на триграмму *СУН* соответствует показаниям всего 19 ин. (из 130). Каким же образом можно было бы численно выразить эту разницу в степени разнообразия ответов? С этой целью мы воспользовались теоретико-информационным подходом.

Совокупность всех ответов на данную триграмму T рассматривается, как опыт с k возможными исходами, где k — число реально полученных слов-ответов (прочерки не учитываются). В качестве численной оценки разнообразия исходов такого опыта естественно использовать его энтропию H .

Согласно известной формуле Шеннона

$$H_T = - \sum_{i=1}^n p_i \log_2 p_i,$$

где n — число различных слов-ответов, полученных на триграмму T ; p_i — доля слов-ответов данного типа среди всех полученных слов-ответов.

Однако непосредственно сравнить значения величины H_T для различных триграмм нельзя, так как число слов-ответов k для каждого T различно. Для сравнения энтропий над величиной H_T проводятся некоторые преобразования, а именно: предлагается вычислять приведенную энтропию

$$H' = \frac{H_T}{\log_2 k}.$$

Приведем для примера процедуру расчета H' для триграммы *НИВ* (распределение ответов на *НИВ* представлено в табл. 1). Расчетная процедура сведена в табл. 2. Как видно из табл. 2, H' триграммы *НИВ* составляет 0,185. H' триграмм *ОЛН*, *НАВ* и *СУН* приводятся во второй строке табл. 1. Как и следовало ожидать, численная оценка степе-

ни разнообразия ответов у данных триграмм весьма различна. Указанная процедура была применена ко всем триграммам набора, в результате чего каждая из 200 триграмм получила оценку H' . В табл. IV Приложения представлены оценки H' наших триграмм, причем триграммы расположены в таблице по возрастанию величины H' , т. е. по возрастанию степени разнообразия слов-ответов.

Таблица 2

Абсолютная частота слова-ответа в эксперименте (f_i)	Число слов с данной абсолютной частотой (n_{f_i})	f_i n_{f_i}	Относительная частота $P_i = \frac{f_i}{k}$	$P_i \log_2 P_i$	$n_{f_i} P_i \log_2 P_i$
1	11	11	0,0075	0,0529	0,5819
2	2	4	0,0149	0,0908	0,1816
11	1	11	0,0821	0,2959	0,2959
108	1	108	0,8060	0,2508	0,2508

$$1) k = \sum f_i = 134, 2) H = \sum n_{f_i} P_i \log_2 P_i, 3) H' = \frac{H}{\log_2 k} = \frac{1,3102}{\log_2 134} = 0,185$$

Анализ данных табл. 1 показывает, что множества ответов на триграммы *НИВ*, *ОЛН*, *НАВ* и *СУН* различаются еще в одном качественном отношении: если среди ответов на триграммы *НИВ* и *НАВ* преобладают слова, начинающиеся с данных триграмм (более 80%), то доля таких слов в ответах на триграмму *СУН* значительно меньше (ответы, начинающиеся с *СУН*, составляют всего 30,6% от общего числа ответов). Что же касается триграммы *ОЛН*, то в множестве полученных на нее ассоциаций вообще не входит ни одного слова, начинающегося с *ОЛН*. Из литературных данных известно, что способность триграмм порождать ассоциации, включающие данные триграммы в качестве начала, весьма сильно коррелирована с АС этих триграмм. Отмечалось, в частности, что среди триграмм, имеющих высокие оценки АС, преобладают те, которые порождают преимущественно слова-ассоциации, начинающиеся с этих триграмм (Saltz and Felton, 1968). Вместе с тем, как показывает приведенный выше пример, имеются триграммы, одинаковые по АС, но различающиеся по способности порождать ассоциации, начинающиеся с них. В силу этого представлялось желательным иметь возможность получить еще одну численную

оценку свойств триграмм — а именно, оценку того, насколько легко порождаются в ответ на данную триграмму слова, содержащие ее в качестве начала. В качестве такой оценки была предложена величина I , которая подсчитывается по формуле

$$I = 1 + \frac{\ln l}{\ln k},$$

где l — число слов-ответов («гнезд»), начинающихся с данной триграммы; k — общее число слов-ответов («гнезд»), без учета прочерков.

Как видно из приведенной формулы, она не определена для случая $l = 0$, т. е. для случая, когда в составе слов-ответов нет ни одной ассоциации, начинающейся с данной триграммы. В этом случае мы условно принимали $I = 0$ (Таким образом, I триграммы *ОЛН* будет равно 0. В случае, когда $l > 0$, величина I изменяется от 1 ($I = 1$ при $l = 1$, т. е. в случае, когда имеется всего один ответ, включающий данную триграмму в качестве начала) до 2 ($I = 2$ при $l = k$, т. е. в случае, когда все слова-ответы начинаются с данной триграммы). I для триграмм *НИВ* и *НАВ* равно соответственно 1,954 и 1,950; I триграммы *СУН* значительно ниже — 1,755. Значения I для всех 200 триграмм набора приводятся в табл. V Приложения.

Итак, в настоящей работе было предложено две характеристики (H' и I), позволяющие проводить качественный анализ результатов ассоциативного эксперимента. Разумеется, этим не исчерпываются все проблемы, связанные с описанием качественного аспекта результатов. Так, например, представляло бы интерес провести сравнительный анализ разнообразия слов-ответов в пределах тех ответов, которые начинаются с данных триграмм (ср., триграммы *НИВ* и *НАВ*, различие которых по разнообразию ответов следует, очевидно, отнести исключительно за счет различия в разнообразии ответов, начинающихся с этих триграмм — см. табл. 1).

Как видно из табл. V, в нашем наборе имеется примерно 50 триграмм, имеющих $I = 0$. Анализ показывает, что и здесь можно выделить несколько классов триграмм, различающихся по характеру полученных слов-ответов. Так, более 100 ответов из 134 на триграмму *ОЛН* включает *ОЛН* (*солнце, полный, волна*), а триграмма *РИР* породила всего одну ассоциацию, содержащую ее (*курировать, два раза*).

IV. РАССТРОЙСТВА ВЕРОЯТНОСТНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РЕЧИ ПРИ ПАТОЛОГИЧЕСКИХ СОСТОЯНИЯХ

ВЕРОЯТНОСТНАЯ ОРГАНИЗАЦИЯ РЕЧЕВОГО ПОВЕДЕНИЯ В НОРМЕ И ПАТОЛОГИИ (ПРИ ШИЗОФРЕНИИ). ОПЫТ СРАВНИТЕЛЬНОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

Р. М. ФРУМКИНА, А. П. ВАСИЛЕВИЧ и А. Б. ДОБРОВИЧ

I. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Согласно современным представлениям, структура поведения человека существенно зависит от опоры организма на накопленный и сохраняемый им опыт адаптации к изменчивым условиям среды. Проблема «прошлого опыта», его структуры и характера его использования индивидом занимает важнейшее место в современных теориях поведения. Особенности отражения закономерностей среды в прошлом опыте организма рассматриваются в рамках самых разных теоретических концепций — например, в концепции «ожидания» Толмена (Tolman, 1932), в концепции «установки» (Узнадзе, 1961), концепции «образа» (Миллер, Галантер и Прибрам, 1965).

Современные теории поведения рассматривают воздействие среды на организм как стохастический процесс (Аткинсон и др., 1969; Эшби, 1959). Адаптация организма к среде свидетельствует о том, что закономерности среды адекватно отражены в структуре прошлого опыта индивида и используются им при формировании стратегии поведения (Сokolov, 1962; Крушинский, 1966; Бернштейн, 1966). Очевид-

но, что при неадекватном отражении закономерностей среды в прошлом опыте организма или при неадекватном их использовании организмом, поведение перестает быть адаптивным.

При экспериментальном изучении особенностей отражения закономерностей среды в прошлом опыте индивида предметом исследования является не «прошлый опыт» вообще, а какой-либо определенный его аспект, т. е. тот или иной комплекс сведений, использование которого позволяет индивиду адекватно вести себя в данной конкретной экспериментальной ситуации. В частности, плодотворным оказывается исследование того, как использует индивид имеющиеся у него сведения о вероятностях тех или иных событий во внешней среде. С этой целью создается такая экспериментальная ситуация, в которой адекватность поведения индивида обуславливается знанием вероятностных характеристик стимульных воздействий. Задачи этого типа рассматриваются, например, в многочисленных работах по вероятностному обучению (обзорные данные см. Аткинсон и др., 1969).

Общезвестным методологическим приемом экспериментального исследования различных механизмов поведения является сопоставление поведения в норме и при патологических состояниях. Так, ценный вклад в современные представления о механизмах речи был сделан путем обобщения наблюдений над больными с очаговыми поражениями мозга, при которых возникают различные виды афазий (см., например, Лурия, 1947). Для исследования механизмов использования индивидом сведений о вероятностной структуре среды принципиальный интерес представляет анализ тех патологических состояний, при которых эти механизмы «выведены из строя», т. е. имеет место или изменение вероятностной структуры прошлого опыта или нарушения механизмов опоры на этот опыт. Согласно имеющимся литературным данным, шизофрения является тем патологическим состоянием, при котором наблюдаются нарушения использования прошлого опыта вообще (ср. Поляков, 1969; Venables, 1964) и вероятностной структуры прошлого опыта в частности (Фейгенберг и др., 1970).

В исследованиях использования вероятностной структуры прошлого опыта при шизофрении, как правило, применялась та же схема экспериментов с вероятностным обучением, которая широко применяется для изучения этих проблем в

норме. Напомним, однако, что экспериментальное исследование использования индивидом его «прошлого опыта» имеет смысл лишь после того, как экспериментатор убедился, что индивид действительно располагает этим опытом. Применительно к опытам с вероятностным обучением, где «прошлый опыт» формируется в процессе эксперимента, это означает, что испытуемый должен вначале обучиться вероятностной структуре предъявляемой последовательности стимулов, после чего начинается собственно эксперимент, в котором исследуется, как испытуемый использует полученные им сведения для оптимизации стратегии поведения. Что касается больных шизофренией, то согласно ряду авторов, процесс обучения у этих больных изменен по сравнению с нормой; в частности, темп обучения значительно замедлен (Huston and Shakow, 1948). Отсюда следует, что для исследования больных шизофренией опыты по схеме вероятностного обучения непродуктивны, поскольку их результаты не поддаются однозначной интерпретации: отличие результатов в патологии от результатов в норме может быть отнесено как за счет различия в процессе собственно обучения (приобретения опыта), так и за счет различия в использовании приобретенного опыта.

Более доказательными в этом случае могли бы быть эксперименты, где рассматривалась бы вероятностная структура прошлого опыта, накопленного индивидом вне экспериментальной ситуации, причем экспериментатор так или иначе мог бы убедиться в том, что этот опыт действительно имеется. Нам представляется, что этим требованиям удовлетворяют такие экспериментальные ситуации, в которых вероятностная организация поведения в норме и патологии исследуется на материале речевого поведения. В ряде экспериментов было показано, что взрослый индивид — носитель языка полностью «обучен» вероятностным закономерностям речи, т. е. в его речевом опыте тем или иным способом зафиксированы частоты элементов речи и их комбинаций (помимо известных опытов Шеннона и других экспериментов по аналогичной методике, укажем также наши эксперименты по психометрическим методикам — Василевич, 1968, 1969; Фрумкина, 1970, 1971). Таким образом, можно считать, что больные шизофренией также «обучены» соответствующим вероятностям, причем это относится даже к тем из них, которые заболели в юношеском возрасте. С другой стороны, в экспериментах по исследованию речево-

го поведения сведениям о вероятностных характеристиках среды может быть придана количественная определенность, поскольку хорошо известны способы получения количественных данных о вероятностной организации речи (их можно получить путем подсчетов по текстам (Фрумкина, 1964; Herdan, 1960); или с помощью психометрических методик, т. е. путем непосредственного обращения к суждениям носителей языка — см. об этом Фрумкина, 1970; 1971).

В качестве конкретной методики для сравнительного исследования вероятностной организации речевого поведения в норме и при шизофрении мы использовали разработанный нами метод субъективных оценок частот слов, который предполагает обращение к прошлому речевому опыту ин.¹

Поставив задачу сопоставления данных, полученных при обследовании больных шизофренией, с данными, полученными от здоровых лиц, мы оказываемся перед необходимостью вначале сформулировать само понятие «нормы» применительно к некоторой конкретной ситуации, а именно к поведению здоровых ин. в опытах по получению субъективных оценок частот слов.

II. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПОНЯТИЯ «НОРМЫ»

Трудность определения понятия «нормы» состоит в том, что сама задача оценки субъективных частот слов методом последовательных интервалов не предполагает существования единственно правильного решения, по отношению к которому все другие решения можно было бы рассматривать как неправильные, не вполне правильные и т. п. Понятие «нормы», тем самым, не может быть сформулировано в терминах «правильного» решения. Тогда, быть может, существует некоторый класс решений, которые являются «лучшими» по сравнению с другими решениями — «худшими»? Посмотрим, что может дать такой подход.

Допустим, например, что ин. № 1 поместил слово *челнок* в категорию 2 семиразрядной шкалы употребительности² а слово *музыка* — в категорию 7; ин. № 2 поместил слово *челнок* в категорию 3, а слово *музыка* — в категорию 5. Какой из ин. дал лучшее решение? Очевидно, что на основе

приведенного примера на этот вопрос нельзя дать разумный ответ, потому что мы не можем указать, какие оценки для слов *музыка* и *челнок* являются лучшими. Представим себе теперь, что из 1000 здоровых лиц, принадлежащих к той же социально-культурной группе, что и ин. 1 и 2, 995 человек дали словам те же оценки, что и ин. № 1, и только 5 человек оценили слова *челнок* и *музыка* так же, как и ин. № 2. Мы по-прежнему не знаем, какие оценки являются лучшими, но мы можем сказать, что ин. № 1 действовал так же, как абсолютное большинство носителей данного языка, а ин. № 2 — как абсолютное меньшинство, т. е. поведение ин. № 1 в этом смысле «типично» для поведения здоровых носителей языка, а поведение ин. № 2 — «нетипично». Представляется естественным сформулировать понятие «нормы» в терминах «типичности» решения той или иной конкретной задачи, т. е. соотносить понятие «нормы» с некоторой обобщенной картиной поведения группы здоровых лиц при выполнении определенного задания, а поведение отдельного индивида описывать с точки зрения его сходства или отличия от «нормы», т. е. от «типичного» поведения здоровых индивидов.

Таким образом, предлагаемое здесь понятие «нормы» является статистическим: предполагается, что если обследована достаточно большая группа здоровых индивидов, которая рассматривается как выборка из генеральной совокупности «здоровые индивиды», то при переходе к другой группе здоровых индивидов в их поведении не будет обнаружено существенных отличий от ин. первой группы³. Поэтому представляется возможным определить понятие «нормы» для совокупности здоровых индивидов на основе обследования ограниченной, но достаточно представительной группы здоровых ин.

Теперь нам следует найти какой-либо способ, с помощью которого можно описать, во-первых, поведение группы в целом, и, во-вторых, описать поведение отдельного индивида сравнительно с поведением группы.

Как уже говорилось выше, многочисленные экспериментальные факты свидетельствуют о том, что речевой опыт человека вероятностно упорядочен. Это означает, что в рамках некоторой социально-культурной общности индивидов —

¹ Р. М. Фрумкина и А. П. Василевич. Получение оценок вероятностей слов психометрическими методами (наст. сб.).

² Вид шкалы см. на стр. 20 (табл. 4) наст. сб.

³ Вероятность обнаружения существенных отличий, в этой ситуации, следовало бы оценить с помощью обычных методов выборочного исследования.

носителей языка существующая в их речевых механизмах иерархия слов по вероятности является одинаковой. Иными словами, каждое слово i имеет в речевой практике данной совокупности носителей языка вполне определенную вероятность появления X_i . Условимся называть вероятностью X_i «истинной вероятностью» слова i . Как соотносится с X_i вероятность x_{ij} слова i , зафиксированная в речевом опыте каждого отдельного индивида j из той же совокупности? Естественно представить, что в общем случае x_{ij} может в точности не совпадать с величиной X_i , а так или иначе отклоняться от нее. Нами представляется логичным интерпретировать «истинную вероятность» слова X_i как центральную тенденцию того распределения вероятностей x_{ij} , x_{i2} ..., которые существуют в сознании отдельных индивидов $j_1, j_2 \dots j_n$.

При выборочном исследовании, проводимом путем опроса группы индивидов, мы получаем для слова i индивидуальные оценки вероятностей $x_{ij_1}, x_{ij_2} \dots$ (обозначим их $\bar{x}_{ij_1}, \bar{x}_{ij_2} \dots$), которые можно рассматривать как реализации случайной величины X_i . Наилучшую оценку «истинной вероятности» X_i можно получить, используя какую-либо из мер центральной тенденции распределения индивидуальных оценок, например, моду распределения \bar{x}_{ij} . Очевидно, что те индивидуальные оценки слова i , которые в точности совпадают с модой распределения, могут рассматриваться как наилучшие приближения к «истинной вероятности» X_i . Естественно считать эти оценки «нормой» оценки слова i . Остальные индивидуальные оценки того же слова будут рассматриваться в терминах их отклонений от моды, т. е. в терминах отклонения поведения и. j от поведения, характерного для рассматриваемой группы индивидов.

Итак, индивидуальная оценка \bar{x}_{ij} тем ближе к «норме», чем большее число ин. дают слову i ту же оценку, что и j . Отличие оценки \bar{x}_{ij} от «нормы» может быть выражено некоторым числом. Поскольку в нашей методике ин. предъявляется набор слов, то сравнение индивидуальных оценок с «нормой» проводится для каждого слова набора, в результате чего мы получаем ряд чисел, описывающих отличие поведения данного и. от «нормы» в целом по набору. Такое определение понятия «нормы» приводит нас к следующей процедуре описания поведения отдельного и. сравнительно с поведением группы ин. в эксперименте по получению $F_{\text{суб}}$ слов.

а) Для некоторого набора слов определяются $F_{\text{суб}}$ слов по показаниям большой группы здоровых индивидов. Полученные распределения оценок рассматриваются как основа для определения «нормы».

б) Степень отличия оценок каждого отдельного индивида от «нормы», т. е. от моды распределения оценок каждого слова набора, описывается с помощью некоторой численной характеристики.

в) Значения введенной численной характеристики вычисляются для каждого и. — члена обследованной группы в целом по набору; по этим данным строится распределение значений характеристики для данной группы. Полученное распределение значений рассматривается как выборочное распределение по отношению к генеральной совокупности «здоровые индивиды».

г) Вычисляется оценка вероятности появления любого заданного значения характеристики в выборочной группе здоровых индивидов и устанавливается нижний предел этой оценки.

Индивид объявляется не отличающимся по своему поведению от «нормы», если характеристика, описывающая степень его отличия от группы, не выходит за пределы установленного интервала.

Наиболее сложным является вопрос о выборе численной характеристики, удобной для описания степени отличия оценок отдельного индивида от оценок группы ин. Поэтому мы начнем рассмотрение процедуры определения нормы именно с этого вопроса.

Рассмотрим в качестве примера условный набор из пяти слов, для которых получены субъективные оценки частот. В табл. 1 приведена матрица распределения оценок для группы из 100 ин. В соответствии со сказанным выше, наилучшими оценками истинных вероятностей X_a, X_b, X_c, X_d и X_e являются соответственно 7, 6, 6, 7 и 2, поскольку именно эти оценки представляют собой моды распределения индивидуальных оценок для данных слов. При этом оценка 6 ближе к X_a , чем оценка 5; оценка 3 ближе к X_c , чем оценка 4 и т. д.

В табл. 2 представлены оценки тех же слов, полученные от семи индивидов. Задача состоит в том, чтобы установить, насколько отличаются оценки каждого из них от «нормы» в целом по всему набору слов, т. е. от моды распределения оценок каждого слова. Сравнение оценок семи индивидов

Таблица 1

Слово	Распределение оценок						
	1	2	3	4	5	6	7
<i>a</i>	1	0	1	10	12	22	54
<i>b</i>	0	2	4	15	24	30	25
<i>c</i>	0	8	12	3	15	40	22
<i>d</i>	0	12	14	15	14	15	30
<i>e</i>	4	61	20	10	3	2	0

Таблица 2

Слово	Испытуемые					
	А	Б	В	Г	Д	Ж
<i>a</i>	7	7	7	7	4	4
<i>b</i>	6	7	7	2	4	3
<i>c</i>	6	6	7	6	4	5
<i>d</i>	7	6	6	7	4	5
<i>e</i>	2	2	3	2	4	5

между собой позволяет обнаружить, что их поведение было весьма различным. Так, и. А характеризуется тем, что все его оценки совпадают с наилучшими оценками «истинных вероятностей» слов набора, которые мы установили выше. Часть оценок ии. Б и В также совпадает с наилучшими оценками «истинных вероятностей», а другие оценки достаточно близки к ним.

Поведение и. Г отличается от ии. А, Б и В тем, что одно слово набора (*b*) он поместил в ту категорию, в которую его поместило только двое из группы в 100 чел., т. е. $\bar{x}_{bГ}$ весьма далека от моды. Остальные слова и. Г разместил так же, как и. А. Отклонение $\bar{x}_{bГ}$ от наилучшей оценки X_b может быть или следствием случайной ошибки и. Г, или отражением его «идиосинкратической» оценки частоты слова *b*. Разумеется, наличие отклонений оценок \bar{x}_{ij} от моды для некоторых *i* еще не означает, что и. *j* отклоняется от «нормы» в целом по набору. Итак, на интуитивном уровне мы можем считать, что оценки ии. А, Б, В и Г в целом близки к «норме».

Рассмотрим теперь поведение остальных трех ии.: Д, Е и Ж. И. Д поместил все слова в одну и ту же категорию. Это может объясняться тем, что все данные стимулы ему кажутся одинаковыми по частоте, или же, допустим, тем, что он не понял инструкции. Так или иначе, очевидно, что оценка $\bar{x}_{iД}$ только случайно может совпадать с модой распределения. И. Ж поместил все слова в те категории, куда их не поместил ни один из 100 ии. Наконец, и. Е поместил часть слов в те категории, куда их помещало абсолютное меньшинство ии. из 100, а остальные слова оценил так же, как и. Ж.

Очевидно, что поведение ии. А и Ж представляют собой предельные случаи: А — полное совпадение \bar{x}_i с наилуч-

шими оценками X_i ; Ж — максимальное отличие \bar{x}_i от наилучших оценок вероятности X_i .

Теперь наша задача заключается в том, чтобы найти числовую характеристику, описывающую отличие оценок \bar{x}_{ij} отдельного и. *j* от моды распределения оценок по всем *i*. Очевидно, что предельные значения этой характеристики должны соответствовать случаям А и Ж. В качестве такой характеристики предлагается коэффициент парадоксальности *П*.

Для подсчета коэффициента *П* вначале составляется так называемая «обращенная» таблица, являющаяся результатом простого преобразования матрицы распределения оценок \bar{x}_{ij} . Преобразование состоит в том, что вместо оценок \bar{x}_{ij} (табл. 1) выписываются величины $100 - \bar{x}_{ij}$ (табл. 3).

Таблица 3

Слово	Распределение оценок							Штраф	
	1	2	3	4	5	6	7	min	max
<i>a</i>	99	100	99	90	88	78	46	46	100
<i>b</i>	100	98	96	85	76	70	75	70	100
<i>c</i>	100	92	88	97	85	60	78	60	100
<i>d</i>	100	88	86	85	86	85	70	70	100
<i>e</i>	96	39	80	90	97	98	100	39	100
								$\Sigma_{\min} = 285$	$\Sigma_{\max} = 500$

В соответствии со сказанным выше, наилучшей оценке вероятности X_i в строке обращенной таблицы соответствует минимальное число. Если индивидуальная оценка \bar{x}_{ij} совпала с модой, то поведение и. *j* в отношении слова *i* является оптимальным, и за оценку данного слова и. *j* приписывается минимально возможное для слова *i* число «штрафных» баллов. Заметим, что при достаточно большом числе ии. практически не встречается ситуация абсолютного единодушия в оценках, поэтому минимальный «штраф» всегда бывает больше нуля. В нашем примере минимальный «штраф» колеблется от 39 (слово *e*) до 70 (слова *b* и *d*). Если и. поместил стимул в категории, не совпадающие с модой, ему приписывается больший штраф: в качестве «штрафа» приписывается число из обращенной таблицы, соответствующее той категории, в которую и. поместил данный стимул. В табл. 4

Таблица 4]

Слово	Испытуемые						
	А	Б	В	Г	Д	Е	Ж
<i>a</i>	46	46	46	46	90	90	100
<i>b</i>	70	75	75	98	85	96	100
<i>c</i>	60	60	78	60	97	85	100
<i>d</i>	70	85	85	70	85	86	100
<i>e</i>	39	39	80	39	90	97	100
Сумма баллов	$\Sigma_A=285$	$\Sigma_B=305$	$\Sigma_V=364$	$\Sigma_\Gamma=313$	$\Sigma_D=447$	$\Sigma_E=454$	$\Sigma_{\text{Ж}}=500$
Значение коэф. <i>P</i>	1,00	1,07	1,28	1,10	1,57	1,60	1,75

выписаны «штрафные» баллы семи ии. для каждого из слов условного набора. В соответствии с принятой процедурой и. А за все слова получил минимальные «штрафы», а и. Ж — максимальные. Для оценки поведения и. в целом естественно взять сумму приписанных ему «штрафов» по словам ($\Sigma_A = 285$, $\Sigma_B = 305$ и т. д.) и вычислить ее отношение к минимально возможной сумме штрафов Σ . Указанное отношение и. представляет собой коэффициент парадоксальности *P*. Итак,

$$P_i = \frac{\Sigma_i}{\Sigma_{\min}}$$

Значения *P* для нашего примера приведены в последней строке табл. 4.

Сопоставим теперь полученные значения *P* с качественным описанием поведения ии., приведенным выше. Очевидно, что чем более сходны оценки данного и. с модой, тем ближе значение *P* к 1. Значение *P* для и. А в точности равно 1. Близки к 1 значения *P* для ии. Б, В, Г. Наибольшая сумма «штрафных» баллов получена и. Ж: его коэффициент *P* достигает значения, максимально возможного для нашего примера: $P = 1,75$.

Таким образом, изменение значений коэффициента соответствует нашим интуитивным представлениям об особенностях поведения данных ии. в ситуации оценки частот слов заданного набора.

Итак, мы ввели числовую характеристику, позволяющую

описать степень отличия оценок отдельного индивида от оценок группы лиц для некоторого набора слов. Для определения нормы нам следует теперь выбрать набор стимулов и вычислить относительно этого набора коэффициент *P* для большой группы здоровых ии. Далее следует определить интервал значений *P*, в который укладывается большинство коэффициентов здоровых ии., который и будет рассматриваться как норма.

III. ПРОВЕДЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА ПО ПОЛУЧЕНИЮ СУБЪЕКТИВНЫХ ОЦЕНОК ЧАСТОТ СЛОВ В ГРУППЕ ЗДОРОВЫХ ИИ.

Отбор стимулов

Для проведения данного эксперимента мы отобрали 40 существенных, которые в предыдущих экспериментах по получению $F_{\text{суб}}$ слов были с большим согласием между ии. оценены как частые слова или как редкие. (Список слов-стимулов приведен в табл. 5). Первые 20 стимулов списка обычно с большим согласием относятся к классу частых, а остальные 20 — к классу редких. С учетом того, что этот же набор должен был затем предъявляться больным шизофренией, все слова должны были удовлетворять требованию эмоциональной нейтральности.

Испытуемые

В эксперименте, по результатам которого определялась «норма», участвовало 100 здоровых ии. Из них 50 ии. составляли лица с высшим образованием, 20 ии. — лица со средним образованием и 30 ии. составляли учащиеся старших классов и лица с неполным средним образованием.

Большинство ии. составляли лица в возрасте от 20 до 30 лет.

Проведение эксперимента

Эксперимент проводился по методике последовательных интервалов. Задача ии. состояла в том, чтобы соотносить каждый стимул с одной из семи категорий шкалы употребительности. Для фиксации левого конца шкалы в набор были включены «якорные» стимулы — шесть квази-слов: *слот-ка*, *лостур* и др.

Таблица 5

Слово	Распределение оценок							Me	Mo
	1	2	3	4	5	6	7		
книга	0	0	0	3	6	31	60	6,17	7
минута	0	1	1	3	5	33	57	6,12	7
газета	0	0	0	3	8	33	56	6,11	7
вода	0	0	1	1	6	43	49	5,98	7
спички	0	2	2	4	9	36	47	5,92	7
комната	0	0	0	4	16	39	41	5,77	7
девочка	0	0	2	5	14	38	41	5,76	7
стол	0	0	1	4	15	44	36	5,68	6
земля	0	0	3	13	21	34	29	5,68	6
улица	0	0	1	5	18	40	36	5,65	6
сахар	0	0	1	8	12	46	33	5,65	6
журнал	0	0	4	5	12	45	34	5,64	6
вилка	0	0	1	6	9	55	29	5,62	6
ложка	0	0	2	8	13	45	32	5,58	6
чашка	0	0	3	7	14	47	29	5,55	6
авторучка	0	0	2	8	17	42	31	5,55	6
полотенце	0	0	2	5	18	48	27	5,52	6
музыка	0	0	2	9	17	42	30	5,52	6
письмо	0	1	0	12	16	46	25	5,46	6
туфли	0	6	3	9	18	33	31	5,42	6
бинокль	1	16	28	30	18	7	0	3,17	4
сено	0	14	33	32	12	8	1	3,09	3
овца	0	22	29	26	14	9	0	2,96	3
канат	1	23	30	32	10	3	1	2,87	4
лоскут	5	22	31	28	8	6	0	2,74	3
тундра	3	24	32	23	14	3	1	2,72	3
рубанок	2	25	37	24	9	3	0	2,62	3
трос	2	29	31	29	7	2	0	2,61	3
слепота	3	30	31	20	8	7	1	2,55	3
кочегар	1	33	31	22	5	8	0	2,51	2
крот	2	29	43	16	7	3	0	2,44	3
камень	9	32	34	16	6	1	2	2,26	3
патефон	2	42	27	16	7	5	1	2,22	2
выкуп	9	34	34	16	4	3	0	2,21	2 и 3
початок	4	40	35	15	3	3	0	2,17	2
блесна	7	39	25	20	6	3	0	2,16	2
челнок	3	51	25	14	5	2	0	1,92	2
флюгер	8	48	23	15	6	0	0	1,88	2
корт	26	30	24	9	8	3	0	1,80	2
путина	12	48	26	11	3	0	0	1,75	2

Таблица 6

Обращенная таблица для определения нормы $F_{\text{суб}}$.

Слово	Категория							Штраф	
	1	2	3	4	5	6	7	min	max
книга	100	100	100	97	94	69	40	40	100
минута	100	99	99	97	95	67	43	43	100
газета	100	100	100	97	92	67	44	44	100
вода	100	100	99	99	94	57	51	51	100
спички	100	98	98	96	91	64	53	53	100
комната	100	100	100	96	84	61	59	59	100
девочка	100	100	98	95	86	62	59	59	100
стол	100	100	99	96	85	56	64	56	100
земля	100	100	97	87	79	66	71	66	100
улица	100	100	99	95	82	60	64	60	100
сахар	100	100	99	92	88	54	67	54	100
журнал	100	100	96	95	88	55	66	55	100
вилка	100	100	99	94	91	45	71	45	100
ложка	100	100	98	92	87	55	68	55	100
чашка	100	100	97	93	86	53	71	53	100
авторучка	100	100	98	92	83	58	69	58	100
полотенце	100	100	98	95	82	52	73	52	100
музыка	100	100	98	91	83	58	70	58	100
письмо	100	99	100	88	84	54	75	54	100
туфли	100	94	97	91	82	67	69	67	100
бинокль	99	84	72	70	82	93	100	70	100
сено	100	86	67	68	88	92	99	67	100
овца	100	78	71	74	86	91	100	71	100
канат	99	77	70	68	90	97	99	68	99
лоскут	95	78	69	72	92	94	100	69	100
тундра	97	76	68	77	86	97	99	68	99
рубанок	98	75	63	76	91	97	100	63	100
трос	98	71	69	71	93	98	100	69	100
слепота	97	70	69	80	92	93	99	69	99
кочегар	99	67	69	78	95	92	100	67	100
крот	98	71	57	84	93	97	100	57	100
камень	91	68	66	84	94	99	98	66	99
патефон	98	58	73	84	93	95	99	58	99
выкуп	91	66	66	84	96	97	100	66	100
початок	96	60	65	85	97	97	100	60	100

Таблица 6 (окончание)

Слово	Категория							Штраф	
	1	2	3	4	5	6	7	min	max
блесна	93	61	75	80	94	97	100	61	100
челнок	97	49	75	86	95	98	100	49	100
флюгер	92	52	77	85	94	100	100	52	100
корт	74	70	76	91	92	97	100	70	100
путина	88	52	74	89	97	100	100	52	100
								$\Sigma_{\min} =$ = 2364	$\Sigma_{\max} =$ = 3994

Результаты эксперимента

Результаты эксперимента представлены в табл. 5. Для каждого слова указано распределение оценок, медиана (Me) и мода Mo распределения.

IV. ПОСТРОЕНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЗНАЧЕНИЙ КОЭФФИЦИЕНТА P В «НОРМЕ»

Табл. 6 представляет собой «обращенную» таблицу, построенную по данным табл. 5. Чтобы получить распределение коэффициента P , характеризующее «норму», следует на основе табл. 6 подсчитать значение P для каждого из 100 ии.

Полученные результаты представлены в табл. 7. В клетках таблицы указано число ии., для которых получены значения P , лежащие в данном интервале, и кумулятивные проценты ии., у которых P не превышает верхней границы

Таблица 7

Интервал значений P	1,000– 1,100	0,101– 1,150	1,151– 1,200	1,201– 1,250	1,251– 1,300	1,301– 1,350	1,351– 1,400
Число ии., имеющих P в данном интервале	15	26	27	22	6	2	2
Накопленная частота	15%	41%	68%	90%	96%	98%	100%

данного интервала. Анализ таблицы показывает, что 90% ии. имеют $P \leq 1,250$; 96% ии. имеет $P \leq 1,300$.

На основе данных табл. 7 представляется разумным определить интервал P , соответствующий норме, в пределах от 1,000 до 1,300. Если некоторый индивид получил $P > 1,300$, то он объявляется отличающимся от нормы. Отметим, что в пределах нормы можно выделить интервал значений P , в который укладывается абсолютное большинство здоровых ии. (94% ии. имеют $P \leq 1,250$), и интервал, содержащий весьма небольшую долю таких ии. (6% ии. имеют $1,250 < P < 1,300$).

Перейдем теперь к содержательной интерпретации значений коэффициента P . Выше при обсуждении условного примера мы отмечали, что P_{\min} соответствует совпадению оценок отдельного и. (\bar{x}_{ij}) с модой — т. е. наилучшей оценкой «истинной вероятности» X_i ; P_{\max} — максимально возможному их несовпадению; а промежуточные значения P свидетельствуют о той или иной степени отклонения \bar{x}_{ij} от моды. Возникает вопрос о том, каков характер этих отклонений: отклоняясь от моды, и. может давать стимулам оценки на случайном уровне, но, с другой стороны, отклонения могут носить направленный характер: допустим, занижаются частоты частых слов и завышаются частоты редких, или же оценки редких слов лежат много ближе к моде, нежели оценки частых слов и т. п. Можно ли связать те или иные значения P с определенным характером отклонений?

Рассмотрим вначале, какое значение принимает P в том случае, когда и. дает оценки стимулов на случайном уровне. Очевидно, что для того, чтобы уровень оценок был строго случайным, поведение и. следует моделировать путем порождения последовательности случайных чисел, имитирующих оценки и. С этой целью с помощью таблицы случайных чисел было выписано 20 случайных последовательностей цифр от 1 до 7. Каждая последовательность содержала 40 элементов — по числу слов-стимулов в наборе. Мы получили, таким образом, как бы оценки 20 ии. в ситуации, когда все ии. работают на случайном уровне. Затем для каждого «испытываемого» было подсчитано значение P . Найденные значения лежали в пределах $1,400 < P < 1,530$ со средним значением $P = 1,478$ ($\sigma = 0,041$). В первом приближении мы полагаем возможным принять, что значения коэффициента $P < 1,400$ и $P > 1,530$ свидетельствуют о том, что и. работал на неслучайном уровне. При этом $P < 1,400$ свидетель-

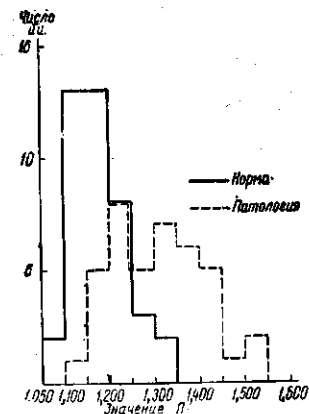
ствуем о приближении оценок и к наилучшим, а $P > 1,530$ — о том, что и. проявляет тенденцию давать оценки, прямо противоположные «норме», т. е. оценивать частые слова как редкие и т. п. В последнем случае поведение и. приближается к максимально парадоксальному: для нашего набора $P_{\max} = 1,701$.

Вернемся теперь к данным табл. 7. Очевидно, что интервал значений P , определенный нами как норма, включает только случаи, когда оценки даются на заведомо неслучайном уровне, и даже самое большое наблюдаемое значение P , лежащее вне этого интервала, $P = 1,360$ соответствует оценкам на неслучайном уровне. Таким образом, среди 100 обследованных нами здоровых ии. не нашлось ни одного и., который бы работал на случайном уровне или давал оценки, последовательно отклоняющиеся от моды.

Основная задача данного экспериментального исследования состоит в том, чтобы выяснить, отличаются ли $F_{\text{суб}}$ слов, даваемые больными шизофренией, от $F_{\text{суб}}$ в норме. На основе результатов этого опыта мы будем судить о том, нарушены ли в речевом поведении больных шизофренией процессы вероятностного прогнозирования. Выше мы ввели понятие нормы и предложили способ количественной оценки поведения отдельного и. относительно заданного набора слов. Чтобы сравнить поведение здоровых ии. и поведение больных шизофренией, следует получить значения P для двух групп индивидов — группы больных и контрольной группы здоровых. Естественно ожидать, что данные контрольной группы здоровых окажутся в пределах определенной выше нормы. Если поведение больных окажется вне рамок данной нормы, то можно будет заключить, что поведение больных при решении задачи получения $F_{\text{суб}}$ слов отличается от поведения здоровых. О степени этого отличия мы будем судить по распределению значений коэффициента P для ии. обеих групп.

V. ПРОВЕДЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА В КОНТРОЛЬНОЙ ГРУППЕ ЗДОРОВЫХ ИИ.

Описанный выше набор из 40 слов был предъявлен группе из 40 здоровых ии., не участвовавших в исходном опыте. Эксперимент проводился по той же методике, что и опыт по определению нормы. Для каждого и. было подсчитано зна-



чение P . Гистограмма распределения значений P для контрольной группы представлена на рисунке. Как видно из рисунка, 38 из 40 ии. (95%) имеют P в пределах определенной нами нормы. Это подтверждает разумность выбранного нами критерия.

VI. ПРОВЕДЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА В ГРУППЕ БОЛЬНЫХ ШИЗОФРЕНИЕЙ

1. Проблема валидности методики

Прежде чем проводить эксперимент по получению оценок $F_{\text{суб}}$ в группе больных шизофренией, следовало учесть некоторые специфические особенности экспериментального исследования психически больных.

При проведении экспериментальных исследований в группе психически больных с особой тщательностью должен быть рассмотрен вопрос о валидности (validity) применяемой методики. Так, предлагая здоровым ии. оценить частоты слов, мы вправе интерпретировать результаты эксперимента как выражение опоры ии. на их вероятностно упорядоченный прошлый речевой опыт, причем центральная тенденция оценок здоровых ии. и оказывается для нас «нормой». Однако, проведя тот же эксперимент в группе больных шизофренией, и получив в этой группе результаты, отклоняющиеся от «нормы», мы не могли бы априорно утверждать, что эти результаты отражают недостаточную опору больных на их прошлый речевой опыт или нарушение вероятностной структуры самого этого опыта. Дело в том, что результаты де-

ятельности больных в эксперименте могут оказаться обусловленными целым рядом факторов, не связанных с механизмами опоры на прошлый опыт или с особенностями структуры этого опыта. Так больной, поглощенный бредовыми или галлюцинаторными переживаниями, может вообще не усвоить инструкции и производить шкалирование слов чисто механически, помещая в любой разряд шкалы любое оказавшееся перед ним слово. Тот же больной, усвоив инструкцию (о чем можно судить по началу его действий в эксперименте), в дальнейшем может оказаться не в состоянии действовать в соответствии с этой инструкцией, потому что усилившиеся во время эксперимента галлюцинации «отвлекают» его от последовательного выполнения экспериментального задания. Многие бредовые больные склонны истолковывать инструкцию, как и всю ситуацию исследования в целом, самым неожиданным для экспериментатора образом (например, как проверку того, не принадлежит ли больной к «воровской шайке» и т. п.); естественно, что в этом случае раскладка слов по шкале может производиться больным не в соответствии с его субъективным ощущением частоты встречаемости того или иного слова, а по каким-либо другим характеристикам слов. Больные шизофренией с кататоническими проявлениями в силу свойственного им негативизма могут помещать слова, представляющиеся им частыми, в разряды для редких слов, и наоборот. Примеры этого рода можно продолжить. Для того, чтобы оценить результаты деятельности больного в эксперименте как отклонения от нормы в интересующем нас аспекте, необходимо по мере возможности исключить влияние на больного перечисленных и подобных им факторов во время самого исследования. Сказанное может быть осуществлено лишь при одном условии, а именно, если при проведении эксперимента присутствует клиницист, хорошо изучивший историю болезни каждого исследуемого больного. Клиническое наблюдение во время эксперимента позволяет подразделить больных на группы по особенностям поведения этих больных во время экспериментального исследования. Тем самым результаты деятельности отдельных больных, поведение которых, по мнению клинициста, существенно обуславливалось указанными выше факторами, могут быть вообще исключены из дальнейшего рассмотрения. Необходимо заметить также, что применяемая экспериментальная методика может оказаться неадекватной реальным возможностям исследуемых больных. Так, предлагая больным оценить частоты слов методом шкалирования на

основе субъективных ощущений частоты встречаемости, мы прежде всего должны убедиться, что эти больные способны осуществить операцию шкалирования как таковую. Естественно, что если больные вообще не в состоянии произвести раскладку стимулов по шкале, то не имеет смысла сама постановка вопроса о том, могут ли эти больные шкалировать стимулы на основе использования своего прошлого опыта. Для решения вопроса об адекватности методики реальным возможностям больных необходимо провести контрольный эксперимент. В нашем случае желателен контрольный эксперимент, в котором больные производили бы шкалирование некоторых стимулов, не требующее опоры на прошлый опыт. Если окажется, что задача шкалирования, не требующая опоры на прошлый опыт, является посильной для исследуемых больных, то тогда отклонения от нормы в деятельности этих больных при исследовании по методике $F_{суб}$ можно будет интерпретировать именно как недостаточность опоры на прошлый речевой опыт или как нарушение вероятностной структуры этого опыта, а не как невозможность производить шкалирование как таковое. При этом в качестве испытуемых в контрольном эксперименте желательно выбрать наиболее тяжелых больных. Если окажется, что такие больные решают задачу шкалирования так же, как это делают и в норме, то с достаточной уверенностью можно будет ожидать этого и от менее тяжелых больных.

2. Контрольный эксперимент

В качестве контрольного эксперимента с больными шизофренией был выбран следующий. Им предлагается набор из 92 карточек, на каждой из которых в случайном порядке расположено некоторое число точек — от 15 до 74. Задача им состоит в том, чтобы распределить карточки по девятиразрядной шкале в соответствии с тем, каково количество точек на данной карточке: карточки с большим числом точек следовало помещать в правые разряды шкалы (9, 8, 7...); карточки с меньшим числом точек — в левые разряды (1, 2, 3...). При этом в инструкции сообщалось, что решение о том, куда поместить данную карточку, следует принимать путем оценки числа точек на глаз, а не путем подсчета числа точек. С этой же целью время работы им ограничивалось. По описанной методике было исследовано 10 больных шизофренией в конечных состояниях разных типов. Клиничес-

кий отбор больных производился в соответствии с современной классификацией типов конечных состояний (Фаворина, 1965). Естественно, были отобраны больные, способные вступить в контакт с исследователем и выполнять его просьбы.

Сопоставительные данные по норме были заимствованы из литературы (Guilford, 1954). Анализ результатов показывает, что больные шизофренией в конечном состоянии справляются с поставленной задачей примерно так же, как и здоровые лица (коэффициент корреляции Спирмена для результатов по норме и патологии составил 0,98).

На основании результатов контрольного эксперимента можно, таким образом, считать, что если в эксперименте по оценке $F_{\text{суб}}$ слов поведение больных шизофренией будет отличаться от поведения здоровых ин., то это можно будет отнести за счет нарушений у больных шизофренией вероятностной организации речевого опыта или нарушений опоры на этот опыт. Это дает нам возможность перейти к постановке основного эксперимента.

3. Основной эксперимент.

Возможные варианты интерпретации результатов

Набор из 40 слов был предъявлен группе из 40 больных с разной степенью выраженности психопатологических расстройств, находившихся на излечении в стационаре. Эксперимент проводился по той же методике, что и в контрольной группе здоровых ин. Для каждого испытуемого было подсчитано значение коэффициента P . Гистограмма распределения значения P для группы больных представлена на рисунке, где одновременно представлена и гистограмма для контрольной группы здоровых. Наблюдаемые значения коэффициента P для больных располагаются в интервале от 1,149 до 1,526. Подсчет по t -критерию показывает, что среднее значение P в группе больных отличается от среднего значения P в группе здоровых на статистически существенную величину ($t = 3,19$ $p < 0,01$).

Очевидно, что оценки, полученные в группе больных, отчетливо отличаются от оценок, полученных в контрольной группе здоровых. Тем не менее, как видно из рисунка, интервалы значений P в группе больных и в контрольной группе здоровых, частично перекрывают друг друга: из 40 обследованных больных у 21 отмечаются значения P , лежащие вне пределов нормы, и у 19 больных значения P нахо-

дятся в пределах нормы. Вообще говоря, такая ситуация не является неожиданной: согласно литературным данным, выборочные распределения оценок для нормы и патологии (шизофрении, в частности), получаемые в различных психометрических тестах, в большинстве случаев перекрывают друг друга, т. е. всегда есть некоторая пограничная область значений, куда попадают как результаты ин. в норме, так и в патологии (Weiner, 1966).

Разумеется, всегда желательно пользоваться таким тестом (или такой экспериментальной методикой), который различает группы в норме и патологии без пересечения оценок. Тест такого типа обладал бы максимальной диагностической силой, однако это скорее идеал, к которому следует стремиться, чем реальные требования, предъявляемые к большинству экспериментальных методик. Существенно, однако, поставить следующий вопрос: можно ли в рамках рассматриваемой проблемы как-либо интерпретировать тот факт, что значительная часть обследованных больных дает нам те же значения коэффициента P , что и норма? Если согласиться с тем, что выход значения P за пределы нормы свидетельствует о нарушении вероятностной организации речевого опыта, то возможно два варианта интерпретации этого факта. 1) Заболевание шизофренией иногда сопровождается нарушением вероятностной организации речевого опыта, а иногда — не сопровождается. Данная интерпретация находится в полном соответствии с наблюдаемыми фактами, но не несет никакой ценной информации. 2) Заболевание шизофренией, вообще говоря, сопровождается нарушением вероятностной организации прошлого опыта и речевого опыта в частности, но степень дезорганизации в среднем пропорциональна степени выраженности психопатологических расстройств: чем больше степень выраженности расстройств, наблюдаемых у данного больного, тем с большей уверенностью можно ожидать, что его вероятностный опыт вообще и речевой опыт в частности дезорганизован. Поскольку в нашем опыте участвовали больные с разной степенью выраженности психопатологических расстройств, можно было бы предположить, что больные, у которых P лежит в пределах нормы, характеризуются меньшей тяжестью состояния.

Эта интерпретация содержит объяснение наблюдаемых фактов, но на данном этапе исследования должна рассматриваться как гипотеза, требующая экспериментального

подтверждения. Для того чтобы подтвердить интерпретацию (2), следовало бы показать, что парадоксальность речевого поведения, оцениваемая с помощью коэффициента P , коррелирована со степенью выраженности психопатологических расстройств, наблюдаемых у обследованной группы больных.

При такой постановке задачи мы оказываемся в трудном положении, поскольку нам нужно оценить корреляцию между двумя признаками, из которых один — отклонение вероятностной структуры речевого поведения данного и от нормы — имеет количественное измерение, другой — тяжесть психопатологических расстройств у данного больного — не имеет количественного измерения. Очевидно, естественным решением проблемы является нахождение некоторого способа количественной оценки тяжести психопатологических расстройств.

4. Оценка выраженности психопатологической симптоматики у исследованных больных

В поисках способа количественной оценки выраженности психопатологической симптоматики у исследованных больных мы сочли целесообразным воспользоваться какой-либо из существующих клинических шкал, где общая оценка тяжести психотического состояния складывается из оценок степени выраженности отдельных симптомов. Такие шкалы обычно применяются при исследовании сравнительной эффективности лечения больных с помощью разных видов терапии. Эффективность терапии психических заболеваний естественно оценивать в соответствии с тем, в какой мере после проведенного лечения у больного наблюдается послабление психопатологической симптоматики, отмеченной до лечения. Используемые в этих случаях шкалы составлены таким образом, чтобы в них нашли отражение различные симптомы психического заболевания и чтобы степени выраженности каждого симптома клиницист мог сопоставить оценку в баллах. Сумма баллов, характеризующая состояние больного до лечения, сопоставляется затем с суммой баллов, которая соответствует состоянию этого больного после лечения, и таким образом, степень эффективности терапии получает условное количественное выражение (ср. Hoch and Zubin, 1964; Taylor, 1968; Kellner и др., 1968).

В качестве шкалы, позволяющей придать количественное выражение степени выраженности психопатологических расстройств у каждого больного, нами была выбрана шкала Оверолла — Горхэма (Overall and Gorham, 1962 (далее — О — Г шкала), которая содержит 16 симптомов, достаточно характерных для шизофрении. Данные симптомы были отобраны авторами шкалы на основе факторного анализа большого количества шкал, прошедших клиническую проверку, т. е. оказавшихся пригодными для оценки эффективности лечения больных.

Общая оценка выраженности психопатологической симптоматики по О — Г шкале определяется как сумма выраженности каждого из 16 симптомов (в баллах). Выраженность каждого симптома подлежит оценке в следующих категориях: «симптом отсутствует» (1 балл); «симптом выражен весьма незначительно» (2 балла); «незначительно» (3 балла); «умеренно» (4 балла); «скорее значительно» (5 баллов); «значительно» (6 баллов); «весьма значительно» (7 баллов). Каждому симптому авторами шкалы приписан определенный «вес» на основе специального эксперимента, в котором квалифицированные психиатры указывали, насколько у больных шизофренией на разных этапах заболевания может быть выражен тот или иной из данных 16 симптомов. Для определения выраженности каждого симптома оценка этой выраженности в баллах умножается на число, соответствующее «весу» симптома. Минимальная теоретически возможная общая оценка по О—Г шкале составляет 39 баллов (случай, когда у исследуемого лица отсутствуют все 16 симптомов); максимальная теоретически возможная оценка составляет 273 балла (случай, когда каждый из симптомов выражен «весьма значительно»). «Срединной» точкой шкалы оценок является оценка в 160 баллов.

Следует отметить, что в формулировке симптомов авторы шкалы не придерживаются традиционных клинических категорий, описывающих симптоматику шизофрении. В связи с этим О — Г шкала была подвергнута определенной модификации⁴, имеющей целью сопоставить пунктам шкалы («симптомам») общепринятые клинические обозначения. Далее, авторами шкалы не указаны конкретные клинические проявления каждого симптома, которые соответствовали бы оценкам выраженности: «весьма незначительной», «не-

⁴ Модификация шкалы осуществлена А. Б. Добровичем.

значительной», «умеренной» и т. д. В нашей модификации шкала снабжена краткими клиническими описаниями, соответствующими степеням выраженности каждого симптома.

Таким образом, с помощью модифицированной нами О — Г шкалы оказалось возможным придать количественную определенность степени выраженности психопатологической симптоматики у каждого больного на период его исследования по методике $F_{\text{суб}}$.

5. Клинико-экспериментальные корреляции

Как уже указывалось выше, из 40 больных шизофренией, обследованных по методике $F_{\text{суб}}$, у 21 были отмечены значения P , лежащие вне пределов нормы (группа А), и у 19 человек значения P находились в пределах нормы (группа Б). Нашей задачей было выяснить, имеют ли группы А и Б существенные клинические отличия друг от друга; в частности, отличаются ли эти группы по степени выраженности психопатологической симптоматики. С этой целью относительно каждого обследованного больного одним из авторов (клиницистом) была вынесена оценка выраженности психопатологической симптоматики по модифицированной О — Г шкале.

Следует подчеркнуть, что клиницист, участвовавший в исследовании, не принимал участия в подсчете коэффициента P для каждого больного, т. е. не располагал сведениями о том, находятся ли экспериментальные результаты этого больного в пределах нормы или за ее пределами. С помощью этой меры мы пытались избежать ситуации, когда знание результатов некоторого больного по методике $F_{\text{суб}}$ может повлиять на клинициста при оценке им состояния этого больного по модифицированной О — Г шкале.

Сопоставление экспериментальных и клинических данных показало следующее.

В группе А (21 чел.) степень выраженности психопатологической симптоматики у 20 человек превышала 160 баллов и лишь у одного человека составляла 135 баллов.

В группе Б (19 чел.) степень выраженности психопатологической симптоматики у 17 человек не превышала 158 баллов и лишь у двух человек оказалась несколько выше (160 баллов и 163 балла). Коэффициент ранговой корреляции Спирмена между значениями P и оценками по О — Г шкале составил 0,74 (значим на 99% уровне).

Мы получили, таким образом, что между степенью парадоксальности речевого поведения и степенью выраженности психопатологических расстройств у тех же ии. имеется отчетливая корреляционная связь. Это дает основания считать, что степень дезорганизации вероятностной структуры речевого опыта в среднем пропорциональна выраженности психопатологической симптоматики. Тем самым, интерпретация (2) (см. стр. 165) может считаться экспериментально подтвержденной. Поэтому представляется естественным, что больные со сравнительно небольшой степенью выраженности психопатологической симптоматики могут давать коэффициент P , значение которого лежит в пределах эталона нормы.

VII. НЕКОТОРЫЕ ВЫВОДЫ

Исходной точкой описанных выше экспериментальных исследований было следующее соображение. Мы считали, что наиболее ярким подтверждением наличия в норме механизмов вероятностной организации речевого поведения явилось бы обнаружение некоторых патологических состояний, при которых эти механизмы «вышли из строя». Результаты наших исследований показывают, что такие патологические состояния можно наблюдать при шизофрении.

При этом следует отметить, что нарушения механизмов вероятностной организации речевого поведения наблюдаются не у всех больных шизофренией, а лишь у части больных. Анализ клинико-экспериментальных корреляций показал, что отклонения от «нормы» в оценках по методике $F_{\text{суб}}$ наблюдаются преимущественно у больных со значительной выраженностью психопатологической симптоматики на период исследования. Полученные нами экспериментальные результаты можно интерпретировать как возникающие в острых психопатических состояниях нарушения опоры больных шизофренией на их прошлый речевой опыт.

Субъективные оценки частот 200 русских триграмм

№	Три- грамма	$F_{\text{суб}}$	$F_{\text{об}}$	№	Три- грамма	$F_{\text{суб}}$	$F_{\text{об}}$
1	ова	6,08	+	37	сро	4,71	—
2	ска	5,64	+	38	окн	4,70	—
3	сле	5,57	+	39	взя	4,66	—
4	сте	5,55	+	40	игл	4,63	—
5	сло	5,53	+	41	огн	4,62	—
6	зна	5,52	+	42	бре	4,61	—
7	стр	5,50	+	43	спу	4,54	—
8	тво	5,49	+	44	при	4,52	—
9	сти	5,43	+	45	нст	4,52	+
10	ско	5,42	+	46	обм	4,50	—
11	ств	5,39	+	47	тар	4,49	—
12	сво	5,38	+	48	узн	4,45	—
13	ере	5,33	+	49	укр	4,44	—
14	кри	5,22	+	50	лка	4,41	—
15	ост	5,20	+	51	жно	4,40	—
16	осн	5,18	+	52	лга	4,36	—
17	вкл	5,17	—	53	впи	4,33	—
18	отл	5,14	—	54	нив	4,30	—
19	гда	5,10	+	55	отд	4,29	—
20	ово	5,10	+	56	лес	4,28	+
21	тка	5,07	—	57	ябл	4,25	—
22	мен	5,05	+	58	огр	4,22	+
23	изв	5,03	+	59	озн	4,22	+
24	вла	5,00	—	60	скр	4,22	—
25	гло	5,00	—	61	гри	4,17	—
26	здр	5,00	—	62	вро	4,13	—
27	сва	5,00	—	63	изг	4,11	—
28	утр	5,00	—	64	укл	4,11	—
29	зво	4,81	+	65	ожн	4,00	+
30	оти	4,81	+	66	опл	4,00	—
31	вст	4,80	+	67	тва	4,00	+
32	обр	4,80	+	68	увл	4,00	—
33	нав	4,79	—	69	утк	4,00	—
34	опр	4,77	+	70	усв	3,90	—
35	гре	4,73	+	71	изб	3,87	—
36	кла	4,71	+	72	изр	3,87	—

ОСНОВНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ 200 РУССКИХ ТРИГРАММ

А. П. ВАСИЛЕВИЧ, Е. Н. ГЕРГАНОВ и А. В. ЯРХО

При изучении различных аспектов речевого поведения исследователи часто используют в качестве стимулов неосмысленные буквосочетания, поскольку этот тип стимулов наиболее удобен для проведения экспериментов с контролируруемыми параметрами. В связи с этим понятие интерес, проявляемый к получению различных характеристик неосмысленных буквосочетаний.

Для английского языка существует несколько десятков таблиц различных характеристик буквосочетаний, постоянно используемых в исследовательской практике: это разного рода частотные списки, таблицы произносительной трудности, таблицы ассоциативной силы триграмм и т. д. Что касается русского языка, то здесь мы располагаем относительно надежными данными только о частотах встречаемости в тексте биграмм (Белоногов и Фролов, 1963) и отдельных букв (Харкевич, 1955).

В ходе исследований, предпринятых коллективом авторов, представленных в настоящем сборнике, возникла необходимость получить ряд характеристик неосмысленных русских триграмм, используемых в качестве стимулов в соответствующих экспериментах.

К этим характеристикам относятся субъективные оценки частоты триграмм ($F_{\text{суб}}$), оценки произносительной трудности (Pr) и три вида оценок, получаемых в экспериментах по исследованию ассоциативной силы триграмм (m , H' и I).

Ниже приводятся таблицы значений пяти перечисленных характеристик для 200 русских триграмм (Табл. I—V). Способы получения этих характеристик изложены в соответствующих статьях настоящего сборника.

В каждой из таблиц триграммы упорядочены по убыванию значения данной характеристики. В табл. I наряду с оценками $F_{\text{суб}}$ приводятся данные о частоте встречаемости триграмм в текстах $F_{\text{об}}$, которые даны в виде знаков (+) и (—), соответствующих разбегу триграмм на два класса — частых триграмм (+) и редких триграмм (—).

Табл. VI представляет собой алфавитный список триграмм, где при каждой триграмме приведены значения всех рассмотренных характеристик.

Таблица I (продолжение)

№	Три- грамма	F _{суб}	F _{об}	№	Три- грамма	F _{суб}	F _{об}
73	есе	3,86	+	110	ури	3,17	—
74	еск	3,86	+	111	иве	3,14	—
75	аяк	3,83	—	112	пин	3,14	—
76	вса	3,83	—	113	бин	3,11	—
77	орб	3,83	—	114	кня	3,11	—
78	вби	3,80	—	115	жба	3,10	—
79	зик	3,80	—	116	зит	3,09	—
80	отз	3,80	—	117	иле	3,09	—
81	гле	3,80	—	118	тно	3,09	+
82	арк	3,78	—	119	вте	3,06	—
83	обк	3,75	—	120	апр	3,00	+
84	тав	3,75	+	121	исе	3,00	—
85	сав	3,70	—	122	лят	3,00	—
86	емк	3,69	—	123	сун	3,00	—
87	икр	3,67	—	124	онт	2,92	—
88	сив	3,67	—	125	асн	2,90	—
89	едк	3,63	—	126	бик	2,89	—
90	окт	3,63	—	127	иги	2,89	—
91	зде	3,62	+	128	афр	2,88	—
92	сур	3,62	—	129	нув	2,88	—
93	еки	3,57	—	130	етс	2,87	+
94	скв	3,55	—	131	еку	2,86	—
95	баг	3,54	—	132	епе	2,86	—
96	вде	3,54	—	133	ляк	2,86	—
97	едв	3,50	—	134	тев	2,86	—
98	рве	3,50	—	135	вта	2,83	—
99	ати	3,44	—	136	олг	2,78	—
100	удр	3,38	—	137	бет	2,77	—
101	акв	3,33	—	138	ерн	2,77	+
102	ске	3,31	—	139	для	2,76	—
103	уки	3,29	—	140	моп	2,76	—
104	усм	3,25	—	141	аке	2,75	—
105	орм	3,20	+	142	дук	2,75	—
106	скв	3,18	—	143	дас	2,71	—
107	исл	3,17	—	144	уги	2,71	—
108	олн	3,17	+	145	рян	2,67	—
109	убл	3,17	—	146	илу	2,64	—

Таблица I (окончание)

№	Три- грамма	F _{суб}	F _{об}	№	Три- грамма	F _{суб}	F _{об}
147	асо	2,63	—	174	тиз	2,12	—
148	исо	2,62	—	175	зир	2,11	—
149	онд	2,59	—	176	авл	2,00	+
150	елу	2,58	—	177	при	1,93	—
151	мло	2,57	—	178	анв	1,92	—
152	зеб	2,56	—	179	пув	1,92	—
153	рде	2,54	—	180	тск	1,91	+
154	одл	2,53	—	181	биг	1,89	—
155	ису	2,50	—	182	збр	1,89	—
156	кво	2,50	—	183	бко	1,88	—
157	няг	2,50	—	184	вум	1,86	—
158	уке	2,50	—	185	тне	1,85	—
159	асн	2,45	—	186	итл	1,84	—
160	втр	2,44	—	187	окв	1,80	—
161	зус	2,44	—	188	зук	1,78	—
162	риб	2,43	—	189	нуг	1,73	—
163	егд	2,42	+	190	рст	1,69	—
164	аге	2,38	—	191	бта	1,64	—
165	ипе	2,36	—	192	смп	1,61	—
166	омл	2,33	—	193	впл	1,59	—
167	рти	2,33	+	194	рир	1,58	—
168	гув	2,27	—	195	лсг	1,55	—
169	атс	2,25	—	196	дст	1,43	+
170	гив	2,25	—	197	тбл	0,94	—
171	аву	2,20	—	198	стх	0,67	—
172	вур	2,14	—	199	шфт	0,59	—
173	атв	2,13	—	200	оуа	0,55	—

Таблица II

Произносительная трудность 200 русских триграмм

№	Три- грамма	Пр	№	Три- грамма	Пр	№	Три- грамма	Пр
1	биг	5,40	36	бет	5,13	71	вум	4,83
2	бин	5,40	37	бик	5,13	72	нув	4,83
3	вса	5,40	38	зир	5,13	73	тво	4,83
4	сав	5,40	39	зит	5,12	74	ске	4,82
5	сив	5,40	40	сте	5,12	75	гда	4,80
6	сур	5,40	41	гле	5,12	76	тва	4,80
7	тар	5,40	42	кла	5,11	77	еду	4,75
8	баг	5,38	43	ско	5,11	78	ури	4,75
9	нив	5,38	44	гре	5,10	79	няг	4,71
10	нав	5,35	45	сло	5,09	80	ост	4,70
11	тав	5,35	46	аву	5,06	81	уги	4,70
12	дас	5,34	47	асо	5,06	82	аке	4,67
13	вур	5,32	48	ати	5,06	83	иги	4,64
14	мен	5,32	49	бре	5,06	84	уке	4,64
15	гло	5,29	50	исо	5,06	85	гив	4,63
16	моп	5,29	51	аси	5,00	86	ипе	4,63
17	ова	5,28	52	ере	5,00	87	нуг	4,63
18	пин	5,28	53	есе	5,00	88	уки	4,62
19	сле	5,28	54	ису	5,00	89	мло	4,61
20	гри	5,27	55	кво	5,00	90	илу	4,55
21	дес	5,26	56	лят	5,00	91	тиз	4,55
22	тев	5,25	57	ска	5,00	92	еки	4,50
23	гув	5,21	58	сро	5,00	93	зус	4,50
24	зук	5,21	59	сти	4,95	94	ист	4,40
25	ово	5,21	60	сво	4,92	95	кня	4,38
26	при	5,19	61	аге	4,90	96	для	4,37
27	дук	5,18	62	зик	4,90	97	епе	4,36
28	иле	5,18	63	иве	4,89	98	вде	4,30
29	ляк	5,18	64	риб	4,89	99	еку	4,30
30	сун	5,18	65	зво	4,86	100	зде	4,29
31	вро	5,16	66	нсе	4,86	101	вта	4,28
32	зна	5,16	67	рян	4,86	102	рти	4,25
33	сва	5,16	68	спу	4,86	103	пув	4,17
34	зеб	5,15	69	кри	4,85	104	жба	4,13
35	вла	5,14	70	взя	4,83	105	осн	4,10

Таблица II (окончание)

№	Три- грамма	Пр	№	Три- грамма	Пр	№	Три- грамма	Пр
106	алк	4,09	138	олг	3,11	170	отз	2,38
107	вте	4,07	139	изр	3,00	171	удр	2,38
108	онт	4,00	140	опл	3,00	172	едк	2,30
109	рпр	4,00	141	ерн	2,92	173	обк	2,30
110	жно	3,91	142	озн	2,90	174	акв	2,29
111	тно	3,82	143	рде	2,90	175	едв	2,29
112	тне	3,81	144	лга	2,89	176	обм	2,25
113	тка	3,80	145	изб	2,83	177	утк	2,17
114	емк	3,75	146	итл	2,83	178	одл	2,15
115	впи	3,72	147	атс	2,78	179	егд	2,14
116	опр	3,67	148	исл	2,78	180	узн	2,14
117	окт	3,60	149	окв	2,78	181	отд	2,00
118	рве	3,60	150	етс	2,72	182	вкл	1,90
119	олн	3,56	151	ябл	2,70	183	здр	1,69
120	огр	3,50	152	окн	2,67	184	ств	1,61
121	ожн	3,50	153	орб	2,67	185	втр	1,57
122	отл	3,44	154	анв	2,65	186	оуа	1,57
123	отн	3,44	155	авл	2,64	187	рст	1,55
124	онд	3,42	156	омл	2,63	188	смр	1,50
125	апр	3,40	157	усв	2,63	189	вст	1,44
126	изв	3,40	158	утр	2,58	190	скр	1,43
127	обр	3,39	159	убл	2,55	191	дст	1,42
128	лка	3,38	160	атв	2,54	192	тбл	1,40
129	орм	3,36	161	бко	2,53	193	впл	1,33
130	икр	3,30	162	бта	2,51	194	збр	1,33
131	арк	3,25	163	изг	2,50	195	скб	1,33
132	еск	3,25	164	укл	2,50	196	лст	1,29
133	укр	3,22	165	усм	2,50	197	схв	1,07
134	игл	3,20	166	стр	2,45	198	тск	1,05
135	при	3,20	167	асн	2,44	199	стх	0,91
136	вби	3,17	168	огн	2,43	200	шфт	0,73
137	афр	3,14	169	увл	2,43			

Таблица III

Оценки ассоциативной силы (*m*) 200 русских триграмм

№	Три- грамма	<i>m</i>	№	Три- грамма	<i>m</i>	№	Три- грамма	<i>m</i>
1	отл	100,0	36	огн	97,7	71	кня	95,4
2	взя	99,2	37	отз	97,7	72	омл	95,4
3	игл	99,2	38	скр	97,7	73	рде	95,4
4	изб	99,2	39	жба	96,9	74	сун	95,4
5	нкр	99,2	40	збр	96,9	75	увл	95,4
6	ири	99,2	41	изг	96,9	76	усм	95,4
7	окн	99,2	42	исл	96,9	77	вст	95,0
8	осн	99,2	43	обк	96,9	78	бет	94,6
9	сло	99,2	44	опл	96,9	79	ури	94,6
10	удр	99,2	45	скв	96,9	80	баг	94,2
11	утк	99,2	46	схв	96,9	81	сво	94,2
12	алк	98,5	47	зде	96,4	82	ско	94,2
13	бре	98,5	48	кла	96,4	83	тар	94,2
14	вби	98,5	49	обр	96,4	84	усв	94,2
15	вкл	98,5	50	сте	96,4	85	акв	93,8
16	гри	98,5	51	стр	96,4	86	убл	93,8
17	зво	98,5	52	итл	79,2	87	гда	93,5
18	зеб	98,5	53	арк	96,2	88	окт	93,5
19	зна	98,5	54	едв	96,2	89	асо	93,1
20	рве	98,5	55	здр	96,2	90	мен	92,8
21	сле	98,5	56	лга	96,2	91	свр	92,8
22	сти	98,5	57	орб	96,2	92	тво	92,8
23	тка	98,5	58	отд	96,2	93	дук	92,3
24	укл	98,5	59	узн	96,2	94	ису	92,3
25	укр	98,5	60	утр	96,2	95	уки	92,3
26	гре	97,8	61	ябл	96,2	96	изр	92,1
27	ист	97,8	62	вла	95,7	97	рян	91,5
28	кри	97,8	63	гло	95,7	98	ере	91,4
29	огр	97,8	64	изв	95,7	99	опр	91,4
30	озн	97,8	65	нав	95,7	100	орм	91,4
31	ост	97,8	66	нив	95,7	101	бик	90,8
32	сва	97,8	67	олн	95,7	102	зус	90,8
33	сур	97,8	68	пин	95,7	103	дес	90,7
34	афр	97,7	69	спу	95,7	104	есе	90,7
35	обм	97,7	70	едк	95,4	105	отн	90,7

Таблица III (окончание)

№	Три- грамма	<i>m</i>	№	Три- грамма	<i>m</i>	№	Три- грамма	<i>m</i>
106	ска	90,7	138	асп	84,6	170	стх	74,2
107	гле	90,7	139	епе	84,6	171	тск	74,2
108	зир	90,0	140	тиз	84,6	172	втр	73,5
109	риб	90,0	141	рст	84,2	173	ери	73,5
110	сав	90,0	142	аву	83,8	174	онт	73,5
111	апр	89,2	143	исе	83,8	175	онд	72,8
112	олг	89,2	144	лят	83,8	176	дла	70,7
113	емк	88,6	145	няг	83,8	177	атв	70,0
114	ств	88,6	146	одл	83,5	178	зук	70,0
115	иве	88,5	147	тва	83,5	179	атс	68,5
116	ляк	88,5	148	вум	83,1	180	зит	67,8
117	ова	88,5	149	еку	83,1	181	при	67,8
118	ске	88,5	150	бин	82,8	182	шфт	67,1
119	сив	87,8	151	ипе	82,3	183	окв	66,4
120	иле	87,7	152	ати	80,8	184	вте	65,7
121	илу	87,7	153	гив	80,8	185	кво	65,0
122	пув	87,7	154	нуг	80,8	186	тев	65,0
123	аге	86,9	155	ово	80,7	187	тно	64,2
124	уги	86,9	156	вро	80,0	188	анв	63,5
125	нув	86,2	157	лка	80,0	189	биг	63,5
126	впи	85,7	158	вде	79,2	190	вта	62,8
127	ожн	85,7	159	еки	79,2	191	авл	60,7
128	рти	85,7	160	бко	78,5	192	етс	60,0
129	тбл	85,7	161	жно	78,5	193	асн	59,2
130	аке	85,4	162	тав	78,5	194	егд	58,1
131	елу	85,4	163	уке	78,5	195	тне	57,8
132	зик	85,4	164	дст	77,1	196	дас	52,8
133	пги	85,4	165	бта	76,4	197	гув	47,8
134	рир	85,4	166	впл	76,4	198	исо	47,1
135	вса	85,0	167	лст	76,4	199	вур	43,2
136	еск	85,0	168	моп	75,7	200	оуа	29,2
137	сро	85,0	169	мло	74,2			

Таблица IV

Энтропия ответов (H') в ассоциативном эксперименте

№	Триграмма	H'	№	Триграмма	H'	№	Триграмма	H'
1	зво	0,107	36	бин	0,360	71	сле	0,439
2	зеб	0,132	37	сро	0,363	72	жно	0,444
3	усв	0,152	38	утк	0,366	73	баг	0,446
4	емк	0,172	39	удр	0,370	74	бре	0,446
5	зде	0,172	40	узн	0,380	75	сти	0,446
6	ннв	0,185	41	мло	0,385	76	ожн	0,456
7	ябл	0,196	42	сур	0,388	77	ска	0,468
8	при	0,206	43	тбл	0,388	78	вла	0,473
9	взя	0,213	44	ско	0,389	79	отз	0,476
10	осн	0,232	45	изр	0,391	80	олг	0,477
11	кри	0,240	46	утр	0,391	81	стх	0,477
12	гле	0,253	47	здр	0,394	82	изб	0,486
13	зук	0,257	48	увл	0,396	83	тар	0,491
14	окн	0,271	49	гри	0,397	84	арк	0,494
15	игл	0,279	50	олн	0,398	85	гре	0,495
16	зна	0,281	51	жба	0,400	86	изг	0,495
17	апр	0,289	52	окт	0,400	87	ост	0,498
18	шфт	0,294	53	ере	0,403	88	алк	0,500
19	мен	0,296	54	опр	0,410	89	итл	0,504
20	икр	0,297	55	снв	0,410	90	вби	0,504
21	ске	0,299	56	вст	0,411	91	ово	0,504
22	тво	0,299	57	лга	0,411	92	едк	0,506
23	сво	0,304	58	озн	0,412	93	кла	0,507
24	вли	0,305	59	ист	0,413	94	дст	0,509
25	кня	0,311	60	гло	0,414	95	моп	0,511
26	есе	0,315	61	едв	0,421	96	ова	0,513
27	сло	0,315	62	сва	0,421	97	стр	0,520
28	гув	0,328	63	рст	0,423	98	схв	0,529
29	смр	0,336	64	вкл	0,428	99	укр	0,529
30	тка	0,338	65	тва	0,430	100	тне	0,532
31	вса	0,344	66	огн	0,432	101	зит	0,536
32	спу	0,349	67	орм	0,432	102	скв	0,536
33	дес	0,355	68	ств	0,432	103	изв	0,537
34	пни	0,356	69	гда	0,434	104	окв	0,540
35	отн	0,359	70	впл	0,437	105	лст	0,541

Таблица IV (окончание)

№	Триграмма	H'	№	Триграмма	H'	№	Триграмма	H'
106	огр	0,545	138	тно	0,639	170	анв	0,737
107	рде	0,545	139	збр	0,640	171	нуг	0,737
108	егд	0,546	140	вта	0,642	172	лка	0,739
109	отд	0,550	141	кво	0,644	173	нги	0,746
110	обр	0,551	142	онд	0,644	174	зик	0,758
111	сав	0,551	143	онт	0,644	175	нув	0,762
112	дла	0,560	144	обм	0,649	176	асо	0,766
113	дас	0,562	145	убл	0,654	177	аву	0,776
114	сте	0,563	146	укл	0,655	178	уги	0,785
115	акв	0,565	147	няг	0,658	179	еки	0,786
116	рве	0,565	148	асн	0,671	180	ипе	0,787
117	тев	0,565	149	риб	0,674	181	ури	0,798
118	вде	0,566	150	бет	0,674	182	лят	0,802
119	тав	0,572	151	дук	0,680	183	вум	0,803
120	етс	0,573	152	атс	0,681	184	ляк	0,808
121	афр	0,577	153	усм	0,690	185	аге	0,809
122	одл	0,579	154	сун	0,696	186	уке	0,812
123	рги	0,579	155	обк	0,698	187	бик	0,818
124	тск	0,579	156	скр	0,703	188	пув	0,823
125	нав	0,581	157	омл	0,707	189	рир	0,827
126	нсл	0,586	158	асн	0,709	190	зир	0,836
127	бко	0,591	159	авл	0,710	191	исо	0,837
128	вро	0,591	160	оуа	0,711	192	еку	0,838
129	отл	0,591	161	атв	0,715	193	исе	0,838
130	нве	0,594	162	вур	0,718	194	тиз	0,838
131	еск	0,597	163	илу	0,721	195	аке	0,856
132	орб	0,610	164	зус	0,724	196	иле	0,859
133	нри	0,611	165	вте	0,726	197	гив	0,861
134	бта	0,613	166	елу	0,726	198	епе	0,866
135	бнг	0,614	167	рян	0,727	199	ати	0,902
136	ерн	0,620	168	ису	0,730	200	уки	0,958
137	втр	0,631	169	опл	0,735			

Таблица V

Значение показателя / для 200 русских триграмм

№	Триграмма	/	№	Триграмма	/	№	Три- грамма	/
1	вла	1,998	37	укр	1,957	73	акв	1,907
2	зна	1,994	38	осн	1,956	74	огд	1,905
3	гри	1,992	39	нив	1,954	75	смр	1,905
4	сво	1,992	40	вст	1,952	76	вкл	1,901
5	кри	1,991	41	впи	1,951	77	лга	1,897
6	стр	1,989	42	ска	1,951	78	отл	1,895
7	гре	1,988	43	нав	1,950	79	гув	1,894
8	ири	1,985	44	озн	1,950	80	отз	1,891
9	сле	1,985	45	утр	1,950	81	тва	1,889
10	кла	1,984	46	бин	1,947	82	обм	1,886
11	взя	1,983	47	обр	1,945	83	схв	1,884
12	сло	1,982	48	окн	1,943	84	огр	1,880
13	изв	1,979	49	есе	1,942	85	елв	1,877
14	зеб	1,978	50	игл	1,941	86	алк	1,875
15	зво	1,977	51	опр	1,941	87	здр	1,874
16	дес	1,976	52	узн	1,941	88	моп	1,874
17	ско	1,974	53	вса	1,939	89	вби	1,870
18	спу	1,972	54	изб	1,937	90	исл	1,869
19	сте	1,972	55	сив	1,937	91	вро	1,864
20	бре	1,970	56	скв	1,937	92	вте	1,862
21	нст	1,970	57	апр	1,936	93	тав	1,849
22	сва	1,970	58	ере	1,936	94	впл	1,846
23	усв	1,968	59	кня	1,934	95	удр	1,842
24	емк	1,966	60	ост	1,930	96	опл	1,836
25	тво	1,966	61	сав	1,930	97	скр	1,835
26	сти	1,963	62	утк	1,928	98	укл	1,833
27	сур	1,963	63	тле	1,927	99	афр	1,823
28	гло	1,962	64	икр	1,926	100	рде	1,820
29	ябл	1,962	65	тар	1,926	101	ово	1,814
30	пин	1,960	66	окт	1,925	102	вде	1,808
31	баг	1,959	67	изг	1,921	103	орб	1,802
32	ске	1,959	68	тка	1,918	104	вта	1,800
33	зде	1,958	69	сро	1,912	105	аси	1,790
34	изр	1,958	70	ств	1,912	106	уси	1,790
35	мен	1,958	71	увл	1,912	107	обк	1,782
36	отн	1,957	72	арк	1,910	108	бет	1,777

Таблица V (окончание)

№	Триграмма	/	№ п	Триграмма	/	№	Три- грамма	/
109	кво	1,768	140	онт	1,386	171	зук	0
110	рве	1,765	141	исе	1,343	172	иле	0
111	огн	1,762	142	аке	1,342	173	итл	0
112	сун	1,755	143	иги	1,294	174	лка	0
113	едк	1,754	144	иве	1,292	175	лст	0
114	нсу	1,743	145	дас	1,255	176	ляк	0
115	омл	1,719	146	зир	1,146	177	лят	0
116	гда	1,717	147	риб	1,146	178	мло	0
117	жба	1,717	148	илу	1,015	179	при	0
118	асо	1,709	149	ерн	1,000	180	няг	0
119	аге	1,680	150	ипе	1,000	181	олл	0
120	ова	1,641	151	исо	1,000	182	ожн	0
121	онд	1,625	152	авл	0	183	окв	0
122	втр	1,624	153	аву	0	184	олг	0
123	вур	1,595	154	анв	0	185	олн	0
124	биг	1,588	155	асн	0	186	орм	0
125	дук	1,551	156	атв	0	187	оуа	0
126	уке	1,498	157	бко	0	188	пув	0
127	урн	1,498	158	бта	0	189	рир	0
128	вум	1,497	159	дст	0	190	рст	0
129	бнк	1,483	160	егд	0	191	рян	0
130	убл	1,479	161	еки	0	192	стх	0
131	тев	1,461	162	еку	0	193	тбл	0
132	зус	1,458	163	елу	0	194	тиз	0
133	нуг	1,448	164	епе	0	195	тне	0
134	нув	1,441	165	еск	0	196	тно	0
135	рти	1,434	166	етс	0	197	тск	0
136	атс	1,427	167	жно	0	198	уги	0
137	дла	1,423	168	збр	0	199	уки	0
138	ати	1,386	169	знк	0	200	шфт	0
139	гив	1,386	170	знт	0			

Таблица VI

Основные характеристики 200 русских триграмм
(алфавитный список)

Триграмма	$F_{об}$	$F_{суб}$	Pr	m	H'	I
авл	+	2,00	2,64	60,7	0,710	0
аву	—	2,20	5,00	83,8	0,776	0
аге	—	2,38	4,90	86,9	0,809	1,680
акв	—	3,33	2,29	93,8	0,565	1,907
аке	—	2,75	4,67	85,4	0,856	1,342
алк	—	3,83	4,09	98,5	0,500	1,875
анв	—	1,92	2,65	63,5	0,737	0
апр	+	3,00	3,40	89,2	0,289	1,936
арк	—	3,78	3,25	96,2	0,494	1,910
аси	—	2,45	5,00	84,6	0,709	1,790
асн	+	2,90	2,44	59,2	0,671	0
асо	—	2,63	5,06	93,1	0,766	1,709
атв	—	2,13	2,54	70,0	0,715	0
ати	—	3,44	5,06	80,8	0,902	1,386
атс	—	2,25	2,78	68,5	0,681	1,427
афр	—	2,88	3,14	97,7	0,577	1,823
баг	—	3,54	5,38	94,2	0,446	1,959
бет	—	2,77	5,13	94,6	0,674	1,777
биг	—	1,89	5,40	63,5	0,614	1,588
бик	—	2,89	5,13	98,3	0,808	1,483
бин	—	3,11	5,40	82,8	0,360	1,947
бко	—	1,88	2,53	78,5	0,591	0
бре	—	4,61	5,06	98,5	0,446	1,970
бта	—	1,64	2,51	76,4	0,613	0
вби	—	3,80	3,17	98,5	0,504	1,870
вде	—	3,54	4,30	79,2	0,566	1,808
взя	—	4,66	4,83	99,2	0,213	1,983
вкл	—	5,17	1,90	98,5	0,428	1,901
вла	—	5,00	5,14	95,7	0,473	1,998
впи	—	4,33	3,72	85,7	0,305	1,951
впл	—	1,59	1,33	76,4	0,437	1,846
вро	—	4,13	5,16	80,0	0,591	1,864
вса	—	3,83	5,40	85,0	0,344	1,939
вст	+	4,80	1,44	95,0	0,411	1,952

Таблица VI (продолжение)

Триграмма	$F_{об}$	$F_{суб}$	Pr	m	H'	I
вта	—	2,83	4,28	62,8	0,642	1,800
вте	—	3,06	4,07	65,7	0,726	1,862
втр	—	2,44	1,57	73,5	0,631	1,624
вум	—	1,86	4,83	83,1	0,803	1,497
вур	—	2,14	5,32	34,2	0,718	1,595
гда	+	5,10	4,80	93,5	0,434	1,717
гив	—	2,25	4,63	80,8	0,861	1,386
гло	—	5,00	5,29	95,7	0,414	1,962
гре	+	4,73	5,10	97,8	0,495	1,988
гри	—	4,17	5,27	98,5	0,397	1,992
гув	—	2,27	5,21	47,8	0,328	1,894
дас	—	2,71	5,34	52,8	0,562	1,255
дес	+	4,28	5,26	90,7	0,355	1,976
для	—	2,76	4,37	70,7	0,560	1,423
дст	+	1,43	1,42	77,1	0,509	0
дук	—	2,75	5,18	92,3	0,680	1,551
егд	+	2,42	2,14	58,1	0,546	0
едв	—	3,50	2,29	96,2	0,421	1,877
едк	—	3,63	2,30	95,4	0,506	1,754
екп	—	3,57	4,50	79,2	0,786	0
еку	—	2,86	4,30	83,1	0,838	1,148
елу	—	2,58	4,75	85,4	0,726	0
емк	—	3,69	3,75	88,6	0,172	1,966
епе	—	2,86	4,36	84,6	0,866	0
ере	+	5,33	5,16	91,4	0,403	1,936
ерн	+	2,77	2,92	73,5	0,620	1,000
есе	+	3,86	5,00	90,7	0,315	1,942
еск	+	3,86	3,25	85,0	0,597	0
етс	+	2,87	2,72	60,0	0,573	0
жба	—	3,10	4,13	96,9	0,400	1,717
жно	—	4,40	3,91	78,5	0,444	0
збр	—	1,89	1,33	96,9	0,640	0
зво	+	4,81	4,86	98,5	0,107	1,977
зде	+	3,62	4,29	96,4	0,172	1,958
здр	—	5,00	1,69	96,2	0,394	1,874
зед	—	2,56	5,15	98,5	0,132	1,978

Таблица VI (продолжение)

Триграмма	F _{об}	F _{суб}	Pr	m	H'	I
зик	—	3,80	4,90	85,4	0,758	0
зир	—	2,11	5,13	90,0	0,836	1,146
зит	—	3,09	5,12	67,8	0,536	0
зна	+	5,52	5,16	98,5	0,281	1,994
зук	—	1,78	5,21	70,0	0,257	0
зус	—	2,44	4,50	98,3	0,724	1,458
иве	—	3,14	4,89	88,5	0,594	1,292
иги	—	2,89	4,64	85,4	0,746	1,294
игл	—	4,63	3,20	99,2	0,279	1,941
изб	—	3,87	2,83	99,2	0,486	1,937
изв	+	5,03	3,40	95,7	0,537	1,979
изг	—	4,11	2,50	96,9	0,495	1,921
изр	—	3,87	3,00	92,1	0,391	1,958
икр	—	3,67	3,30	99,2	0,297	1,926
иле	—	3,09	5,18	87,7	0,859	0
илу	—	2,64	4,55	87,7	0,721	1,015
ипе	—	2,36	4,63	82,3	0,787	1,000
ипри	—	4,52	5,19	92,7	0,206	1,985
исе	—	3,00	4,86	83,8	0,838	1,343
исл	—	3,17	2,78	96,9	0,586	1,869
исо	—	2,62	6,06	47,1	0,837	1,000
ист	+	4,52	4,40	97,8	0,413	1,970
ису	—	2,50	5,00	92,3	0,730	1,743
итл	—	1,84	2,83	79,2	0,504	0
кво	—	2,50	5,00	65,0	0,644	1,768
кла	+	4,71	5,11	96,4	0,507	1,984
кня	—	3,11	4,38	95,4	0,311	1,934
кри	+	5,22	4,85	97,8	0,240	1,991
лга	—	4,36	2,89	96,2	0,411	1,897
лка	—	4,41	3,38	80,0	0,739	0
лст	—	1,55	1,29	76,4	0,541	0
ляк	—	2,86	5,18	88,5	0,808	0
лят	—	3,00	5,00	83,8	0,802	0
мен	+	5,05	5,32	92,8	0,296	1,958
мло	—	2,57	4,61	74,2	0,385	0
мош	—	2,76	5,29	75,7	0,511	1,874

Таблица VI (продолжение)

Триграмма	F _{об}	F _{суб}	Pr	m	H'	I
нав	—	4,79	5,35	95,7	0,581	1,950
нив	—	4,30	5,38	95,7	0,185	1,954
при	—	1,93	3,20	67,8	0,611	0
нув	—	2,88	4,83	86,2	0,762	1,441
нуг	—	1,73	4,63	80,8	0,737	1,448
няг	—	2,50	4,71	83,8	0,658	0
обк	—	3,75	2,30	96,9	0,698	1,782
обм	—	4,50	2,25	97,7	0,649	1,886
обр	+	4,80	3,39	96,4	0,551	1,945
ова	+	6,08	5,28	88,5	0,513	1,641
ово	+	5,10	5,21	80,7	0,504	1,814
огн	—	4,62	2,43	97,7	0,432	1,762
огр	+	4,22	3,50	97,8	0,545	1,880
одл	—	2,53	2,15	83,5	0,579	0
ожн	+	4,00	3,50	85,7	0,456	0
озн	+	4,22	2,90	97,8	0,412	1,950
окв	—	1,80	2,78	66,4	0,540	0
окн	—	4,70	2,67	99,2	0,271	1,943
окт	—	3,63	3,60	93,5	0,400	1,925
олг	—	2,78	3,11	89,2	0,477	0
олн	+	3,17	3,56	95,7	0,398	0
омл	—	2,33	2,63	95,4	0,707	1,719
онд	—	2,59	3,42	72,8	0,644	1,625
онт	—	2,92	4,00	73,5	0,644	1,386
опл	—	4,00	3,00	96,9	0,735	1,836
опр	+	4,77	3,67	91,4	0,410	1,941
орб	—	3,83	2,67	96,2	0,610	1,802
орм	+	3,20	3,36	91,4	0,432	0
осн	+	5,18	4,10	99,2	0,232	1,956
ост	+	5,20	4,70	97,8	0,498	1,930
отд	—	4,29	2,00	96,2	0,550	1,905
отз	—	3,80	2,38	97,7	0,476	1,891
отл	—	5,14	3,44	100,0	0,591	1,895
отн	+	4,81	3,44	90,7	0,359	1,957
оуа	—	0,55	1,57	29,2	0,711	0
пин	—	3,14	5,28	95,7	0,356	1,960

Таблица VI (продолжение)

Триграмма	$F_{об}$	$F_{суб}$	Pr	m	H'	I
пув	—	1,92	4,17	87,7	0,823	0
рве	—	3,50	3,60	98,5	0,565	1,765
рде	—	2,54	2,90	95,4	0,545	1,820
риб	—	2,43	4,89	90,0	0,674	1,146
рир	—	1,58	4,00	85,4	0,827	0
рти	+	2,33	4,25	85,7	0,579	1,434
рст	—	1,69	1,55	84,2	0,423	0
рян	—	2,67	4,86	91,5	0,727	0
сав	—	3,70	5,40	90,0	0,551	1,930
сва	—	5,00	5,16	97,8	0,421	1,970
сво	+	5,38	4,92	94,2	0,304	1,992
сив	—	3,67	5,40	87,8	0,410	1,937
ска	+	5,64	5,00	90,7	0,468	1,951
скв	—	3,55	1,33	96,9	0,536	1,937
ске	—	3,31	4,82	88,5	0,299	1,959
ско	+	5,42	5,11	94,2	0,389	1,974
скр	—	4,22	1,43	97,7	0,703	1,835
сле	+	5,57	5,28	98,5	0,439	1,985
сло	+	5,53	5,09	99,2	0,315	1,982
смр	—	1,61	1,50	92,8	0,336	1,905
спу	—	4,54	4,86	95,7	0,349	1,972
сро	—	4,71	5,00	85,0	0,363	1,912
ств	+	5,39	1,61	88,5	0,432	1,912
сте	+	5,55	5,12	96,4	0,563	1,972
ств	+	5,43	4,95	98,5	0,446	1,963
стр	+	5,50	2,45	96,4	0,520	1,989
стх	—	0,67	0,91	74,2	0,477	0
сун	—	3,00	5,18	95,4	0,696	1,755
сур	—	3,62	5,40	97,8	0,388	1,963
схв	—	3,18	1,07	96,9	0,529	1,884
тав	+	3,75	5,35	78,5	0,572	1,849
тар	—	4,49	5,40	94,2	0,491	1,926
тбл	—	0,94	1,40	85,7	0,388	0
тва	+	4,00	4,80	83,5	0,430	1,889
тво	+	5,49	4,83	92,8	0,299	1,966
тев	—	2,86	5,25	65,0	0,565	1,461

Таблица VI (окончание)

Триграмма	$F_{об}$	$F_{суб}$	Pr	m	H'	I
тиз	—	2,12	4,55	84,6	0,838	0
тка	—	5,07	3,80	98,5	0,338	1,918
тле	—	3,80	5,12	90,7	0,253	1,927
тне	—	1,85	3,81	57,8	0,532	0
тно	+	3,09	3,82	64,2	0,639	0
тск	+	1,91	1,05	74,2	0,579	0
убл	—	3,17	2,55	93,8	0,654	1,479
увл	—	4,00	2,43	95,4	0,396	1,912
уги	—	2,71	4,70	86,9	0,785	0
удр	—	3,38	2,38	99,2	0,370	1,842
узн	—	4,45	2,14	96,2	0,380	1,941
уке	—	2,50	4,64	78,5	0,812	1,498
уки	—	3,29	4,62	92,3	0,958	0
укл	—	4,11	2,50	98,5	0,655	1,833
укр	—	4,44	3,22	98,5	0,529	1,957
ури	—	3,17	4,75	94,6	0,798	1,498
усв	—	3,90	2,63	94,2	0,152	1,968
усм	—	3,25	2,50	95,4	0,690	1,790
утк	—	4,00	2,17	99,2	0,366	1,928
утр	—	5,00	2,58	96,2	0,391	1,950
шфт	—	0,59	0,73	67,1	0,294	0
ябл	—	4,25	2,70	96,2	0,196	1,962

ЛИТЕРАТУРА

- Аванесов Р. И. О слогоразделе и строении слога в русском языке.— ВЯ, 1954, № 6.
- Анохин П. К. Биология и нейрофизиология условного рефлекса. М., 1968.
- Аткинсон Р., Бауэр Г., Кротерс Э. Введение в математическую теорию обучения. М., 1969. (Перев. с англ.)
- Бернштейн Н. А. Очерки по физиологии движений и физиологии активности. М., 1966.
- Булаховский Л. А. Курс русского литературного языка. Киев, 1952, т. I.
- Ван дер Варден Б. Математическая статистика. М., 1960.
- Василевич А. П. К вопросу о распознавании слов в зависимости от их вероятностей. (Методика тахистоскопического исследования).— В сб.: «Системы и уровни языка». М., 1969.
- Василевич А. П. Опыт получения субъективных оценок частот букв русского алфавита.— В кн.: «Психологические и психолингвистические проблемы владения и овладения языком». М., МГУ, 1969.
- Василевич А. П. Субъективные оценки частот слов и проблема составления словаря-минимума.— В кн.: «Психология и методика обучения второму языку (тезисы сообщений)». М., 1967.
- Василевич А. П. Субъективные оценки частот элементов текста (в связи с проблемами вероятностного прогнозирования речевого поведения). (Канд. дисс.) М., 1968.
- Галунов В. И. Психофизические шкалы.— В сб.: «Автоматическое распознавание слуховых образов». Под ред. Загоруйко Н. Г. и Волошина Г. Я. Новосибирск, 1966.
- Галунов В. И. Структура множества речевых образов. Автореф. канд. дисс. Л., 1967.
- Глезер В. Д. Механизмы опознавания зрительных образов. М.—Л., 1966.
- Голузина А. Г., Люблинская В. В., Рохтла М. К. и Чистович Л. А. Шкалирование субъективных расстояний как метод исследования слухового восприятия.— В сб.: «Механизмы речеобразования и восприятия сложных звуков». М.—Л., 1966.
- Дракин В. И. и Зинченко В. П. Послесловие к кн.: В. Н. Пушкин. «Оперативное мышление в больших системах». М.—Л., 1965.
- Елкина В. Н. и Юдина Л. С. Статистика открытых слогов русской речи. В сб.: «Вычислительные системы». Новосибирск, 1964, № 14.
- Зиндер Л. Р. Общая фонетика. ЛГУ, 1960.
- Крушинский Л. В. Экстрапляция как основа некоторых сложных форм поведения в филогенезе позвоночных животных.— В кн.: XVIII Международный психологический конгресс. Тезисы сообщений. т. I. М., 1966.
- Лебедев Д. С. и Гармаш В. А. Статистический анализ трехбуквенных сочетаний русского текста.— В сб.: «Проблемы передачи информации», 1959, № 2.
- Леонтьев А. А. Слово в речевой деятельности. М., 1965.
- Леонтьев А. А. Психолингвистические единицы и порождение речевого высказывания. М., 1969.
- Лурия А. Р. Травматическая афазия. М., 1947.
- Мандельброт Б. О рекуррентном кодировании, ограничивающем влияние помех.— В кн.: Теория передачи сообщений. М., 1957.
- Миллер Д., Галантер Ю. и Прибрам К. Планы и структура поведения. М., 1965. (Перев. с англ.)
- Невская А. А. Методика определения пропускной способности зрительного анализатора человека. «Физиологический журнал СССР им. Сеченова», т. 49, 1963, № 7.
- Орлов Ю. М. и Журавлев А. П. Опыт психометрической оценки смысловых расстояний между трансформами.— ВЯ, 1967, № 5.
- Плохинский Н. А. Биометрия. Новосибирск, 1961.
- Поляков Ю. Ф. Исследования нарушения психических познавательных процессов.— В кн.: Шизофрения. Клиника и патогенез. М., 1969.
- Психологические измерения. М., 1967. (Перев. с англ.)
- Пьерон А. Психофизика.— В кн.: П. Фресс и Ж. Пиаже. Экспериментальная психология. М., 1966 (Перев. с франц.)
- Речь, артикуляция и восприятие. Под ред. В. А. Кожевникова и Л. А. Чистович. М.—Л., 1965.
- Соколов Е. Н. Вероятностная модель восприятия.— «Вопросы психологии», 1962, № 3.
- Стивенс С. С. Математика, измерение и психофизика.— В кн.: Экспериментальная психология под ред. С. Стивенса, т. I, М., 1960. (Перев. с англ.)
- Топоров В. Н. Материалы для дистрибуции графем в письменной форме русского языка.— В кн.: «Структурная типология языков». М., 1960.
- Узнадзе Д. Н. Экспериментальные основы психологии установки. Тбилиси, 1961.
- Урбах В. Ю. Биометрические методы. М., 1964.
- Фаворина В. Н. О конечных состояниях шизофрении. Автореф. докт. дисс. М., 1965.
- Фейгенберг И. М. Вероятностное прогнозирование в деятельности мозга.— «Вопросы психологии», 1963, № 2.
- Фейгенберг И. М., Цискаридзе М. А., Гречишникова Г. М. и Гульдман В. В. Нарушение адаптивного поведения при некоторых психических заболеваниях.— В кн.: Принципы вероятностной организации поведения, распознавания и медицинской диагностики. (Тезисы докладов). Л., 1970.
- Фейгенберг И. М. и Цискаридзе М. А. Вероятностное прогнозирование

- и преднастройка к действиям и время двигательной реакции.— В кн.: «Проблемы моделирования психической деятельности». Новосибирск, 1967.
- Фрумкина Р. М. Статистические методы изучения лексики. М., 1964.
- Фрумкина Р. М. Объективные и субъективные оценки вероятностей слов.— ВЯ, 1966, № 2.
- Фрумкина Р. М. Проблемы восприятия слов в зависимости от их вероятностей.— В кн.: «Проблемы языкознания. Доклады и сообщения советских ученых на X Международном конгрессе лингвистов». М., 1967.
- Фрумкина Р. М. Субъективные оценки частот элементов текста и вероятностное прогнозирование речевого поведения.— «Вопросы психологии», 1970, № 3.
- Фрумкина Р. М. Вероятность элементов текста и речевое поведение. М., 1971.
- Фрумкина Р. М. и Василевич А. П. Вероятность слова и восприятие речи.— В кн.: Вопросы порождения речи и обучения языку. М., 1967.
- Фрумкина Р. М. и Василевич А. П. Изучение «произносительной трудности» русских трехбуквенных сочетаний методом шкалирования.— В кн.: Материалы второго симпозиума по психолингвистике. М., 1968.
- Фрумкина Р. М. и Василевич А. П. К вопросу о расхождениях между субъективными и объективными оценками частот слов.— В кн.: Актуальные проблемы психологии речи и психологии обучения языку. М., 1970.
- Фрумкина Р. М. и Василевич А. П. Применение психометрических методов для исследования «произносительной трудности» русских триграмм.— В кн.: Фонетика. Фонология. Грамматика. М., 1971.
- Фрумкина Р. М., Василевич А. П. и Мацковский М. С. К вопросу о единицах принятия решений при зрительном распознавании элементов текста.— «НТИ», 1968, № 5, сер. 2.
- Харкевич А. А. Очерки общей теории связи. М., 1955.
- Штейнфельдт Э. А. Частотный словарь современного русского литературного языка. Таллин, 1963.
- Эшби У. Р. Введение в кибернетику. М., 1959 (перев. с англ.)
- Archer E. J. A re-evaluation of the meaningfulness of all possible CVC trigrams. «Psychol. Monographs», v. 74, 1960, № 10.
- Attneave F. Psychological probability as a function of experienced frequency. «Journ. Exp. Psychol», v. 46, 1953, № 2.
- Biederman G. B. The recognition of tachistoscopically presented five-letter words as a function of digram frequency. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav», v. 5, 1966, № 2.
- Bousfield W. A. and Cowan T. M. Immediate memory spans for CVC trigrams. «Journ. Gen. Psychol», v. 70, 1964, стр. 283—293.
- Bricker A. L., Schuell H. and Jenkins J. J. Effect of word frequency and word length on aphasic spelling errors. «Journ. Speech Hear. Res.», v. 7, 1964, № 2.
- Broadbent D. E. Perception and communication. N.Y., 1958.
- Broadbent D. E. Perception and response factors in the organization of speech.— В кн.: «Disorders of language». Ed. by A. de Reuch and M. O'Connor. London, 1964.
- Broadbent D. E. Word-frequency effect and response bias. «Psychol. Rev.», v. 74, 1967, № 1.
- Broerse A. C. and Zwann E. J. The information value of initial letters in the identification of words. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 5, 1966, № 5.
- Bruner J. S. On perceptual readiness. «Psychol. Rev.», v. 64, 1957, стр. 123—152.
- Bruner J. S. and O'Dowd D. A note on the informativeness of parts of words. «Language and Speech», v. 1, 1958, стр. 98.
- Cattell J. Mc. V. Über die Zeit der Erkennung und Benennung von Schriftzeichen, Bildern und Farben. «Philosophische Studien», v. 2, 1885.
- Cohen I. The effect of codability of the stimulus on recognition reaction times. «British Journ. Psychol.», v. 60, 1969, № 1.
- Conrad R. Acoustic confusions in immediate memory. «British Journ. Psychol.», v. 55, 1964, № 1.
- Conrad R. and Rush M. L. On the nature of short-term memory encoding by the deaf. «Journ. Speech Hear. Disord.», v. 30, 1965, № 4.
- Ebbinghaus H. Memory: A contribution to experimental psychology. NY, 1913.
- Fraisse P. Relations entre le seuil de reconnaissance perceptive et le temps de réaction verbale. «Psychologie Française», t. 9, 1964, № 2.
- Fraisse P., Noizet G. et Flament C. Fréquence et familiarité du vocabulaire.— В кн.: «Problèmes de Psycho-Linguistique». Paris, 1963.
- Gaeth J. H. and Allen D. V. Association values for selected trigrams with children. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 5, 1966, № 5.
- Gibson E. J., Bishop C. H., Schiff W. and Smith J. Comparison of meaningfulness and pronunciability as grouping principles in the perception and retention of verbal material. «Journ. Exp. Psychol.», v. 67, 1964, № 2.
- Gibson E. J., Pick A., Osser H. and Hammon M. The role of grapheme — phoneme correspondence in the perception of words. «Amer. Journ. Psychol.», v. 75, 1962, № 4.
- Glaze A. I. The association value of nonsense syllables. «Journ. Genet. Psychol.», v. 358, 192, стр. 255—267.
- Guilford J. P. Psychometric methods. NY., 1954.
- Haider I. A controlled trial of fluphenazine enanthate in hospitalized chronic schizophrenics. «Brit. Journ. Psychiat.», v. 114, 1968, № 512.
- Hall J. F. Learning as a function of word frequency. «Amer. Journ. Psychol.», v. 67, 1954, № 1.
- Hall J. F. Relationships among a number of measures of meaningfulness. «Amer. Journ. Psychol.», v. 80, 1967, № 2.
- Hall J. E. and Ugelow A. Free association time as a function of word frequency. «Canadian Journ. Psychol.», v. 11, 1957, № 1.
- Heuner K. An empirical study of three psychophysical methods. «Journ. Gen. Psychol.», 1930, v. 4, стр. 191—212.
- Hoch P. and Zubin J., ed. Evaluation of psychiatric treatment. N.Y., 1964.
- Howe E. S. Some quantitative free associative correlates of Noble's m «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», 1969, v. 8, стр. 597—603.
- Howes D. On the interpretation of word frequency as a variable affect

- ting speed of recognition. «Journ. Exp. Psychol.», v. 48, 1954, № 2.
- Howes D. On the relation between the intelligibility and frequency of occurrence of English words. «Journ. Acoust. Soc. Amer.», 1957, v. 29, crp. 296—305.
- Howes D. H. and Solomon R. L. Visual duration threshold as a function of word-probability. «Journ. Exp. Psychol.», v. 41, 1951, № 6.
- Hull C. L. The meaningfulness of 320 selected nonsense syllables. «Amer. Journ. Psychol.», v. 45, 1933, crp. 730—734.
- Huston P. E. and Shakow D. Learning in schizophrenia. 1. Pursuit learning. «Journ. Person.», v. 17, 1948, N 1.
- Jakobson M. The use of rating scales in clinical research. «Brit. Journ. Psychiat.», v. 111, 1965, crp. 545—546.
- Johnson R. C., Frincke G. and Martin L. Meaningfulness, frequency and affective character of words as related to visual duration threshold. «Canad. Journ. Psychol.», v. 15, 1961, crp. 199—204.
- Johnson R. C., Thompson C. W. and Frincke G. Word values, word frequency, and visual duration thresholds. «Psychol. Rev.», v. 67, 1960, № 5.
- Johnson R. C. and Zara R. S. The influence of word meaningfulness on visual duration threshold at various frequency levels. «Journ. Gen. Psychol.», v. 70, 1964, crp. 235—239.
- Johnson R. E. The reliability of associative norms. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 7, 1968, crp. 1054—1059.
- Kellner R., Kelly A. V. and Sheffield. The assessment of changes in anxiety in a drug trial — a comparison of methods. «Brit. Journ. Psychiat.», v. 114, 1968, № 512.
- Krueger W. C. The relative difficulty of nonsense syllables. «Journ. Exp. Psychol.», v. 17, 1934, crp. 145—153.
- Künnapas T. Visual perception of capital letters. «Scand. Journ. Psychol.», v. 7, 1966, № 3.
- Lindley R. H. and Stone W. G. Measures of meaningfulness and ease of free recall. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 6, 1967, № 2.
- Mandler G. Associative frequency and associative prepotency as measures of response to nonsense syllables. «Amer. Journ. Psychol.», v. 68, 1955, crp. 662—665.
- Melville J. R. Word length as a factor in differential recognition. «Amer. Journ. Psychol.», v. 70, 1957, crp. 316—318.
- Miller G. A. Decision units in the perception of speech. «IRE Transactions on Information Theory», v. 11—8, 1962, crp. 81—83.
- Noble C. E. An analysis of meaning. «Psychol. Rev.», v. 59, 1952, crp. 421—430.
- Noble C. E. Meaning-familiarity relationship. «Psychol. Rev.», v. 60, 1953, № 2.
- Noble C. E. Measurements of association value (a), rated associations (a') and scaled meaningfulness (m') for the 2100 CVC combinations of the English alphabet. «Psychol. Reports», v. 8, 1961, crp. 487—521.
- Noble C. E., Stockwell F. E. and Pryer M. W. Meaningfulness (m') and association value (a) in paired-associate syllable learning. «Psychol. Reports», v. 3, 1957, crp. 441—452.
- Noble C. E. and Parker G. V. C. The Montana scale of meaningfulness (m). «Psychol. Reports», v. 7, 1960, crp. 325—331.
- Oléron P. et Danset A. Données sur l'appréhension des mots. «Psychol. Française», t. 8, 1963, crp. 28—35.
- Overall J. E. and Gorham D. R. The brief psychiatric rating scale. «Psychol. Rep.», v. 10, 1962, crp. 792—812.
- Pollack I. Context and other determinants of word identification. В кн.: Research in verbal behaviour and some neurophysiological implications. N.Y., 1967.
- Postman L. Perception and learning.— В кн.: Psychology. A study of a Science. Study 2, v. 5. N.Y., 1963.
- Postman L. and Conger B. Verbal habits and the visual recognition of words. «Science», 1954, № 119, crp. 671—673.
- Pratt F. Secret and Urgent. Indianapolis, 1939.
- Psychology: A study of a science. Study 2, v. 5. N.Y., 1963.
- Riegel K. F. and Riegel R. M. Prediction of word-recognition thresholds on the basis of stimulus-parameters. «Language and Speech», v. 4, 1961, № 3.
- Rosenzweig M. R. and Postman L. Intelligibility as a function of frequency of usage. «Journ. Exp. Psychol.», v. 54, 1957, № 6.
- Rubinstein H. and Aborn M. Psycholinguistics.— В кн.: Annual Review of Psychology, v. 11, 1960.
- Savin H. R. Word-frequency effect and errors in the perception of speech. «Journ. Acoust. Soc. Amer.», v. 35, 1963, № 2.
- Saltz E. Thorndike-Lorge frequency and «m» of stimuli as separate factors in paired associate learning. «Journ. Exp. Psychol.», v. 73, 1967, № 3.
- Saltz E. and Felton M. Encoding of nonsense syllables for meaning. «Psychol. Reports», v. 23, 1968, crp. 1087—1093.
- Schönplüg W. and Vetter G. H. Relations among characteristics of CVC trigrams. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 8, 1969, № 1.
- Schütte W. and Hildbrand M. Tachistoscopic recognition thresholds and meaningfulness. «Psychol. Sciences», v. 6, 1966, № 2.
- Shannon C. E. Prediction and entropy of printed English. «Bell System Techn. Journ.», v. 30, 1951, № 1.
- Shuell H., Jenkins J. and Landis L. Relationship between auditory comprehension and word frequency in aphasia. «Journ. Speech Hear. Research», v. 4, 1961, № 1.
- Siegel S. Nonparametric statistics for the behavioral sciences. N.Y., 1956.
- Solomon R. L. and Postman L. Frequency of usage as a determinant of recognition thresholds for words. «Journ. Exp. Psychol.», v. 43, 1952, № 3.
- Sperling G. The information available in brief visual presentation. «Psychol. Monographs-General and Applied», v. 74, 1960, № 11.
- Sperling G. A model for visual memory tasks. «Human Factors», v. 5, 1963, № 1.
- Stevens S. S. and Galanter E. H. Ratio scales and category scales for a dozen perceptual continua. «Journ. Exp. Psychol.», v. 54, 1957, crp. 377—411.

- Stevens S. S.* On the theory of scales of measurement. «Science», 1946, № 103, стр. 677—680.
- Stevens S. S.* Review of Thurstone: The measurement of values. «Contempor. Psychol.», v. 4, 1959, стр. 388—389.
- Stevens S. S.* Measurement, psychophysics and utility.— В кн.: Measurement: definitions and theory. Ed. C. Churchman and P. Patoosh. N.Y., 1959.
- Taylor J. A.* Meaning, frequency and visual duration thresholds. «Journ. Exp. Psychol.», v. 55, 1958, стр. 329—334.
- Taylor J. B.* Rating scales as measures of clinical judgement: A method for increasing scale reliability and sensitivity. «Educat. and Psychol. Measurements», v. 28, 1968, № 3.
- Thomas H.* Children's tachistoscopic recognition of words and pseudowords varying in pronounceability and consonant — vowel sequence. «Journ. Exp. Psychol.», v. 77, 1968, № 3.
- Thorndike E. L.* Handwriting. «Teach. Coll. Rec.», v. 11, 1910, № 2.
- Thorndike E. L.* A constant error in psychological ratings. «Journ. Appl. Psychol.», 1920. v. 4, стр. 25—29.
- Thorndike E. L.* and *Lorge I.* The teacher's word book of 30,000 words. N.Y., 1944.
- Thurstone L. L.* A law of comparative judgement. «Psychol. Rev.», v. 34, 1927, стр. 273—286.
- Thurstone L. L.* The measurement of values. Chicago, 1959.
- Tolman E. G.* Purposive behaviour in animals and men. N.Y., 1932.
- Torgerson W. A.* Theory and methods of scaling. N.Y., 1958.
- Tulving E.* Familiarity of letters sequences and tachistoscopic identification. «Amer. Journ. Psychol.», v. 76, 1963, стр. 143—146.
- Underwood B. J.* and *Schulz R. W.* Meaningfulness and verbal learning. Chicago, 1960.
- Venables P. H.* Input disfunction in schizophrenia. В кн.: Progress in experimental personality research. N.Y., 1964.
- Weiner J. B.* Psychodiagnosis in schizophrenia. N.Y.—London, 1966.
- Wickelgren W. A.* Acoustic similarity and retroactive interference in short-term memory. «Journ. Verb. Learn. Verb. Behav.», v. 4, 1965, № 1.
- Winnick W. A.* and *Kressel K.* Tachistoscopic recognition threshold: paired associate learning and free recall as a function of abstractedness-concreteness and word frequency. «Journ. Exp. Psychol.», v. 70, 1965, стр. 163—168.
- Witmer L. R.* The association value of three-place consonant syllables. «Journ. Genet. Psychol.», v. 47, 1935, стр. 337—360.

Summary

Collection of papers dealing with the role of past verbal experience (PVE) in verbal behaviour. The series of experiments are reported in which subjective probability estimates (F_{sub}) of various verbal stimuli are obtained with a psychometric technique. Two tachistoscopic experiments with Russian nonsense trigrams demonstrate the correlation between VDT and both pronounceability and F_{sub} of the stimuli. The role of association value (AV) of trigrams in behavioural experiments is discussed; a new measure of AV is proposed which is based on the variability of response sets. A comparative study of PVE in normal and schizophrenic Ss is reported. The results obtained lead to believe that the ability of schizophrenic patients to estimate word frequency is significantly poorer than that of normals.

Included are the tables of text frequencies, F_{sub} , pronounceability and AV for 200 Russian trigrams and the table of F_{sub} for 400 Russian nouns.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
I. Психометрические исследования <i>вероятностной структуры речевого поведения</i>	
<i>Р. М. Фрумкина и А. П. Василевич. Получение оценок вероятностей слов психометрическими методами</i>	7
<i>М. С. Мацковский. Проблемы определения субъективной метрики ощущений</i>	28
<i>А. П. Василевич. К вопросу об использовании субъективных оценок как источника сведений о частоте слов-стимулов</i>	44
II. Изучение процессов вероятностного прогнозирования при зрительном распознавании элементов текста	
<i>Р. М. Фрумкина, А. П. Василевич и Е. Н. Герганов. Субъективные оценки частот элементов текста как прогнозирующий фактор</i>	70
<i>Р. М. Фрумкина и А. П. Василевич. Произносительная трудность буквосочетаний и ее связь с порогами зрительного распознавания</i>	94
<i>Е. Н. Муравьева. Некоторые данные о распознаваемости букв (на материале тахистоскопических опытов с триграммами)</i>	107
III. Проблема получения оценок ассоциативной силы неосмысленных буквосочетаний	
<i>Е. Н. Герганов. Об оценках «ассоциативной силы» неосмысленных буквосочетаний (обзор экспериментальных исследований)</i>	117
<i>А. П. Василевич, Е. Н. Герганов, О. Е. Загустина и А. В. Ярхо. Опыт экспериментального исследования ассоциативной силы неосмысленных русских триграмм</i>	134

IV. Расстройства вероятностного прогнозирования речи при патологических состояниях	
<i>Р. М. Фрумкина, А. П. Василевич и А. Б. Добрович.</i> Вероятностная организация речевого поведения в норме и патологии (при шизофрении). Опыт сравнительного исследования . . .	145
Приложение. <i>А. П. Василевич, Е. Н. Герганов и А. В. Ярхо.</i> Основные характеристики 200 русских триграмм	170
Литература	188
Summary	195

CONTENTS

Foreword	3
I. Stimulus probability and verbal behaviour: psychometric studies	
<i>Frumkina R. M. and Vasilevich A. P.</i> The assessment of word probability estimates by psychometric methods	7
<i>Matskovsky M. S.</i> Some problems of psychological scaling	28
<i>Vasilevich A. P.</i> On the use of subjective estimates of word frequencies as a source of word probability data	44
II. Tachistoscopic recognition of verbal stimuli	
<i>Frumkina R. M., Vasilevich A. P. and Gerganov E. N.</i> Subjective estimates of trigram frequencies and their predictive value in visual recognition	70
<i>Frumkina R. M. and Vasilevich A. P.</i> Pronunciability: correlation with syllable structure and visual duration thresholds	94
<i>Muravyeva E. N.</i> Letter discriminability and confusability (analysis of errors in visual recognition of Russian trigrams)	107
III. On the association value of nonsense trigrams	
<i>Gerganov E. N.</i> The measurement of association value of nonsense trigrams: a review	117
<i>Vasilevich A. P., Gerganov E. N., Zagustina O. E. and Yarkho A. V.</i> Towards assessment of association values of Russian trigrams	134
IV. Deficit in the use of past verbal experience in schizophrenia	
<i>Frumkina R. M., Vasilevich A. P. and Dobrovich A. B.</i> A comparative experimental study of past verbal experience in normal and schizophrenic ss.	145
Appendix. <i>Vasilevich A. P., Gerganov E. N. and Yarkho A. V.</i> Tables of text frequencies, subjection frequency estimates, pronunciability and association values for 200 Russian nonsense trigrams	170
References	188
Summary	194

ОПЕЧАТКИ И ИСПРАВЛЕНИЯ

Стр.	Строка	Напечатано	Должно быть
130	13-я сверху	этих триграмм (см. рисунок), правого конца шкалы (рисунок). $P_i \log_2 P_i$	этих триграмм. правого конца шкалы. $- P_i \log_2 P_i$
130	13-я снизу		
143	в таблице		

«Вероятностное прогнозирование в речи»

**Вероятностное прогнозирование
в речи**

*Утверждено к печати
Институтом языковедения АН СССР*

Редактор издательства **Г. Н. Корова**
Технический редактор **Ю. В. Рылина**

Сдано в набор 30/III 1971 г. Подписано к печати 27/IX 1971 г.
Формат 84×108^{1/4}. Усл. печ. л. 10,5 Уч.-изд. л. 16,1
Тираж 5000 экз. Тип. зак. 2609 Бумага № 2. Цена 61 к.

Издательство «Наука».
Москва К-62, Подсосенский пер., 21
2-я типография издательства «Наука».
Москва Г-09, Шубинский пер., 10