



---

## Анализ несимметричных статистических связей между пунктами теста в компьютерной психодиагностике

*Е.В. Воробьёва, С.В. Гриднева, Е.М. Кови, С.Б. Целиковский, Д.В. Явна*

*Южный федеральный университет, Ростов-на-Дону*

**Аннотация:** Основной целью работы является демонстрация преимуществ анализа несимметричных статистических связей между заданиями теста при исследовании его внутренней структуры. Авторы также пытаются обозначить области возможного применения такого анализа в психодиагностике и психометрике: адаптивное тестирование, оценка дискриминативности тестового задания и достоверности получаемых данных. В основе излагаемых рассуждений лежит исследование результатов выполнения теста ММИЛ (адаптированный ММРІ) группой из 172 испытуемых.

**Ключевые слова:** компьютерная психодиагностика, адаптивное тестирование, сопряжённость признаков, вероятность, статистическая связь, ассоциации, графы.

### Введение

Анализ статистических связей между заданиями теста лежит в основе значительного числа методов, используемых при разработке психодиагностического инструментария. Перечислим некоторые типовые задачи, решаемые этими методами: факторизация и автоматическая классификация пунктов, валидизация и определение надёжности теста, оценка дискриминативности пункта. Алгоритмы решения этих задач создавались преимущественно в докомпьютерные времена. В большинстве случаев в качестве меры связи выступают коэффициенты корреляции; в зависимости от типа используемых измерительных шкал могут применяться параметрические, ранговые, бисериальные или дихотомические оценки коррелированности. Мы считаем, это может вести к потерям или даже искажению получаемой информации, что в случаях полностью компьютеризированного тестирования является неоправданным, и предлагаем обратиться к анализу как симметричных, так и несимметричных статистических связей между заданиями теста.

Для простоты и наглядности изложения далее будем использовать примеры переменных, значения которых измерены в дихотомических

---

шкалах. Рассмотрим случай, когда одновременно регистрируются значения двух переменных. Если переменная 1 принимает значение 1 («да»), имеет место событие  $A$ ; если 0 («нет»), то  $\bar{A}$ . Если переменная 2 принимает значение 1 («да»), имеет место событие  $B$ , если же 0 («нет»), то  $\bar{B}$ . Под несимметричной статистической связью мы будем подразумевать связь импликативного типа, при наличии которой, например, с определённой вероятностью может быть истинным выражение  $(A \Rightarrow B) \wedge (B \neq A)$ . При этом оцениваемая корреляционная связь будет невелика по сравнению со случаем, когда  $(A \Rightarrow B) \wedge (B \Rightarrow A)$ , – случаем симметричной связи. Статистические связи такого рода (симметричные и несимметричные) удобно исследовать, сгруппировав исходные данные в четырёхклеточные матрицы ассоциации.

### Извлечение информации о статистических связях из четырёхклеточных матриц ассоциации

Рассмотрим два совместно наблюдаемых ряда альтернативных событий  $A \oplus \bar{A}$  и  $B \oplus \bar{B}$ . Эти события могут быть отождествлены с ответами «да» и «нет» на два пункта психологического теста с обязательным выбором, которыми измеряют психологические переменные 1 и 2:

Таблица № 1

Пример варьирования двух связанных дихотомических переменных при  $n=12$  наблюдениях (Пример 1)

Переменная 1:	A	A	A	A	A	A	$\bar{A}$	$\bar{A}$	$\bar{A}$	$\bar{A}$	$\bar{A}$	$\bar{A}$
Переменная 2:	B	B	B	B	B	B	B	$\bar{B}$	$\bar{B}$	$\bar{B}$	$\bar{B}$	$\bar{B}$

Нетрудно заметить, что количество случаев одновременного появления событий  $A$  и  $B$  (обозначим это количество  $a$ ) составляет 6,  $A$  и  $\bar{B}$  ( $b$ ) – 0,  $\bar{A}$  и  $B$  ( $c$ ) – 1,  $\bar{A}$  и  $\bar{B}$  ( $d$ ) – 5. Очевидно, что  $a+b+c+d=n$ . Для удобства дальнейших рассуждений представим эти значения в четырёхклеточной матрице ассоциации, называемой также таблицей сопряжённости:

Таблица № 2

Количество одновременных наблюдений событий  $A \oplus \bar{A}$  и  $B \oplus \bar{B}$  из Таблицы 1 (Пример 1)

	B	$\bar{B}$
A	$a=6$	$b=0$
$\bar{A}$	$c=1$	$d=5$

Попробуем оценить вероятности события  $A$ , если было  $B$  (обозначим как  $pA(B)$ );  $B$ , если было событие  $A$  ( $pB(A)$ ); и т.д. В качестве оценок вероятности будем использовать *относительные частоты*, для простоты пока не касаясь вопросов, связанных с достоверностью оценок:

$$\begin{aligned} pA(B) &= a / (a + c) = 6 / (6 + 1) = 6/7 ; p\bar{A}(B) = 1 - pA(B) = 1/7 \\ pA(\bar{B}) &= b / (b + d) = 0 / (0 + 5) = 0 ; p\bar{A}(\bar{B}) = 1 - pA(\bar{B}) = 1 \\ pB(A) &= a / (a + b) = 6 / (6 + 0) = 1 ; p\bar{B}(A) = 1 - pB(A) = 0 \\ pB(\bar{A}) &= c / (c + d) = 1 / (1 + 6) = 1/6 ; p\bar{B}(\bar{A}) = 1 - pB(\bar{A}) = 5/6. \end{aligned} \quad (1)$$

Очевидно, мы имеем дело с сильной взаимной связью возрастающего типа. Рассчитаем четырехпольный коэффициент ассоциации Пирсона  $\varphi$  [1], аналогичный коэффициенту линейной корреляции  $\rho$  для величин, измеряемых в шкалах отношений:

$$\varphi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+c)(b+d)(a+b)(c+d)}} \approx 0,845 . \quad (2)$$

Нижняя и верхняя границы 95-процентного доверительного интервала для такого коэффициента составят соответственно около 0,53 и 0,96; таким образом, действительно имеются основания говорить о сильной связи. Асимметрия таких связей в психодиагностике обычно не исследуется. Однако обратим внимание на то, что лишь события  $A$  и  $\bar{B}$  «однозначно» предсказывают появление соответственно  $B$  и  $\bar{A}$ . В случае  $\bar{A}$  вероятность  $\bar{B}$

составляет около 0,83, в случае  $B$  вероятность  $A$  примерно равна 0,86. Даже если количество наблюдений будет достаточно велико, и рассчитанные оценки вероятности приблизятся к истинным, эти значения *могут быть признаны* исследователем недостаточными для принятия решения о том, что если  $\bar{A}$ , то  $\bar{B}$ , если  $B$ , то  $A$ .

Рассмотрим другой случай совместного варьирования двух дихотомических переменных, заданный значениями Таблицы № 3.

Таблица № 3

Количество одновременных наблюдений несимметрично связанных событий

$A \oplus \bar{A}$  и  $B \oplus \bar{B}$  (Пример 2)

	$B$	$\bar{B}$
$A$	$a=6$	$b=2$
$\bar{A}$	$c=1$	$d=3$

По аналогии с (1) рассчитаем оценки вероятностей:

$$pA(B) = a / (a + c) = 6 / (6 + 1) = 6/7 ; p\bar{A}(B) = 1 - pA(B) = 1/7$$

$$pA(\bar{B}) = b / (b + d) = 2 / (2 + 3) = 2/5 ; p\bar{A}(\bar{B}) = 1 - pA(\bar{B}) = 3/5$$

$$pB(A) = a / (a + b) = 6 / (6 + 2) = 3/4 ; p\bar{B}(A) = 1 - pB(A) = 1/4$$

$$pB(\bar{A}) = c / (c + d) = 1 / (1 + 3) = 1/4 ; p\bar{B}(\bar{A}) = 1 - pB(\bar{A}) = 3/4. \quad (3)$$

Показанный в Таблице 3 случай демонстрирует значительно более выраженную асимметрию связей, чем обсуждаемый ранее. Мы видим, что если  $A$ , то с вероятностью 0,75  $B$ ; если  $B$ , то с вероятностью 0,86  $A$ . Если  $\bar{A}$ , то с вероятностью 0,75  $\bar{B}$ , однако событие  $\bar{B}$  едва ли вообще имеет прогностическую силу. При этом  $\varphi$  невелик, он составляет около 0,48.

В некоторых ситуациях оценки вероятностей, рассчитанные способом, используемым в (1) и (3), могут казаться противоречивыми. Рассмотрим ещё один случай совместного проявления двух дихотомически меняющихся признаков в двенадцати испытаниях ( $\varphi \approx 0,3$ ):

Таблица № 4

Количество одновременных наблюдений несимметрично связанных событий

$A \oplus \bar{A}$  и  $B \oplus \bar{B}$  (Пример 3)

	B	$\bar{B}$
A	$a=6$	$b=5$
$\bar{A}$	$c=0$	$d=1$

Рассчитаем оценки вероятностей:

$$\begin{aligned} p_{A(B)} &= a / (a + c) = 6 / (6 + 0) = 1 \quad ; \quad p_{\bar{A}(B)} = 1 - p_{A(B)} = 0 \\ p_{A(\bar{B})} &= b / (b + d) = 5 / (5 + 1) = 5/6 \quad ; \quad p_{\bar{A}(\bar{B})} = 1 - p_{A(\bar{B})} = 1/6 \\ p_{B(A)} &= a / (a + b) = 6 / (6 + 5) = 6/11 \quad ; \quad p_{\bar{B}(A)} = 1 - p_{B(A)} = 5/11 \\ p_{B(\bar{A})} &= c / (c + d) = 0 / (0 + 1) = 0 \quad ; \quad p_{\bar{B}(\bar{A})} = 1 - p_{B(\bar{A})} = 1. \end{aligned} \quad (4)$$

Итак, событие  $B$  с вероятностью 1 «указывает» на наличие события  $A$ ; событие  $\bar{B}$  указывает на  $A$  также с достаточно высокой вероятностью (0,83). При этом событие  $\bar{A}$  предсказывает  $\bar{B}$ . С другой стороны, и прогноз на основании  $p_{A(B)} = 1$  может находиться под вопросом, так как, вообще говоря, распределение событий  $A \oplus \bar{A}$  сильно несимметрично, заметно отличаясь при этом от распределения  $B \oplus \bar{B}$ ; событие  $A$  само по себе очень ( $f(A)=11/12$ ) вероятно. Отметим, что данная ситуация для психодиагностики является нежелательной, и пункты со столь неравномерным распределением ответов часто отбраковываются на этапе разработки методики [2]. Для разрешения противоречий представленной ситуации мы предлагаем принять к сведению следующие рассуждения.

Рассмотрим совокупность  $n$  объектов типа  $A$  и  $\bar{A}$ , содержащую  $m$  объектов типа  $A$ , разделённую надвое случайным образом. Может ли иметь место ситуация, при которой относительная частота объекта типа  $A$  в каждой из частей разделяемой совокупности превысит  $m/n$ ?

Положим, что в первую часть совокупности попало  $x$  объектов, причём она содержит  $k$  объектов типа  $A$ . Относительная частота объектов типа  $A$  в первой части будет равна  $k/x$ , во второй части –  $(m-k)/(n-x)$ . Возможно ли, что окажутся истинными и левая, и правая части выражения

$$\frac{k}{x} > \frac{m}{n} \wedge \frac{m-k}{n-x} > \frac{m}{n} ? \quad (4)$$

Нет, так как тогда было бы истинным полученное путём простых алгебраических преобразований выражение

$$k > \frac{mx}{n} \wedge -k > -\frac{mx}{n} . \quad (5)$$

Нетрудно заметить, что чтобы избавиться от противоречивого предсказания в приведённом выше случае (Таблица 4) и подобных ему, нужно *учитывать только оценки вероятностей, превышающие абсолютную частоту предсказываемого события*. Под абсолютной частотой мы подразумеваем, например, частоту  $A$  в ряду событий  $A \oplus \bar{A}$  (обозначим её  $f(A)$ ),  $B$  в ряду событий  $B \oplus \bar{B}$  ( $f(B)$ ) т.д. В приведённом случае  $f(A)$  составляет примерно 0,91, поэтому прогностические возможности события  $\bar{B}$  в отношении  $A$  ( $pA(\bar{B}) = 0,83$ ) рассматривать в качестве таковых не следует.

Может ли иметь место ситуация, при которой событие  $A$  предсказывает событие  $B$ , а событие  $\bar{B}$  предсказывает  $A$ , причём  $pB(A) > f(B)$ ,  $pA(\bar{B}) > f(A)$ ? Рассмотрим два ряда из  $n$  пар наблюдений. Первый ряд содержит  $x$  событий типа  $A$ , второй  $y$  событий типа  $B$ , причём в  $m$  случаях эти события присутствуют в парных наблюдениях. Кроме того, ряды содержат события  $\bar{A}$  и  $\bar{B}$ . Если утвердительно ответить на поставленный вопрос, то будут истинными обе части следующего выражения:

$$\frac{m}{x} > \frac{y}{n} \wedge \frac{x-m}{n-y} > \frac{x}{n} . \quad (6)$$

Однако выразив (6) в виде

$$m > \frac{xy}{n} \wedge -m > -\frac{xy}{n} , \quad (7)$$

---

легко убедиться в обратном. Далее, если  $p_{B(A)} > f(B)$ , тогда, исходя из доказанного ранее,  $p_{A(B)} > p_{A(\bar{B})}$ , причём, так как  $p_{A(B)} + p_{\bar{A}(B)} = 1$  и  $p_{A(\bar{B})} + p_{\bar{A}(\bar{B})}$ ,  $p_{\bar{A}(B)} < p_{\bar{A}(\bar{B})}$ .

Таким образом, в результате проведённых рассуждений можно убедиться в непротиворечивости статистических связей, выявляемых в ходе анализа четырёхклеточной матрицы ассоциации, когда учитываются только оценки вероятностей, превышающие абсолютную частоту предсказываемого события.

### **Возможности применения информации о несимметричных статистических связях в психодиагностике**

#### *Адаптивное тестирование*

В практической работе психодиагноста часто возникает необходимость ограничения времени обследования при минимизации потерь в точности, надёжности и спектре получаемых диагностических характеристик. Хорошо известно, что слишком долгое и/или сложное обследование неприемлемо, например, при работе с детьми, с астеническими больными или умственно отсталыми, а нередко и с нормальными людьми при определённых обстоятельствах. Решению такой задачи способствует применение адаптивного подхода к тестированию [3, 4], суть которого заключается в предъявлении последующих пунктов теста в зависимости от ответов на предыдущие. Реализация данного подхода имеет смысл в основном при использовании компьютерных вариантов тестовых методик.

В основу адаптивного тестирования может быть положено изучение несимметричных статистических связей между ответами на задания теста [4], при этом для теста из  $n$  пунктов необходимо составить  $(n^2 - n)/2$  матриц сопряженности.

Посредством использования прогностически важных пунктов мы имеем возможность получить достаточно адекватные результаты, не

---

---

используя опросник целиком и автоматически заполняя пропуски в ответах исходя из имеющихся у нас знаний о связях между пунктами. Засчет отбрасывания маловажных пунктов тестирование существенно упрощается и укорачивается.

Рассмотрим использование несимметричных статистических связей в адаптивном тестировании на примере ММРІ. Это достаточно объёмный опросник; неслучайно он был одним из первых тестов, с которых началась компьютеризация психодиагностики [3]. По некоторым сведениям, начало этому было положено ещё в 60-е годы, и одной из первых разработок в этой области явилась программа обработки результатов тестирования по ММРІ, составленная психологами американского города Мэйо в 1965 году [5].

Нами используется адаптированная отечественная версия опросника – *методика многостороннего исследования личности* (ММИЛ) [6]. Она включает ряд психодиагностических шкал. Первые три шкалы (L, F, K) являются оценочными и служат в основном для выяснения степени достоверности полученных результатов. Для сходных целей часто используется также индекс F–K. Затем идут шкалы т. н. невротической триады (1 – соматизация тревоги, 2 – тревога и депрессивные тенденции и 3 – вытеснение факторов, вызывающих тревогу), за ними следуют: 4 – реализация эмоциональной напряженности в непосредственном поведении, 5 – выраженность мужских и женских черт характера, 6 – ригидность аффекта, 7 – фиксация тревоги и ограничительное поведение, 8 – аутизация, 9 – отрицание тревоги, гипоманиакальные тенденции, 0 – социальные контакты.

Ранее нами в результате опроса 172 здоровых респондентов по ММИЛ была сформирована выборка для обучения алгоритма адаптивного тестирования [7]. В настоящее время ведётся работа по её увеличению. Расчёты показали, что между пунктами, ответы на которые распределены

сравнительно равномерно (не менее 25% и не более 75% одинаковых ответов, напр. «да»), имеются достаточно сильные статистические связи.

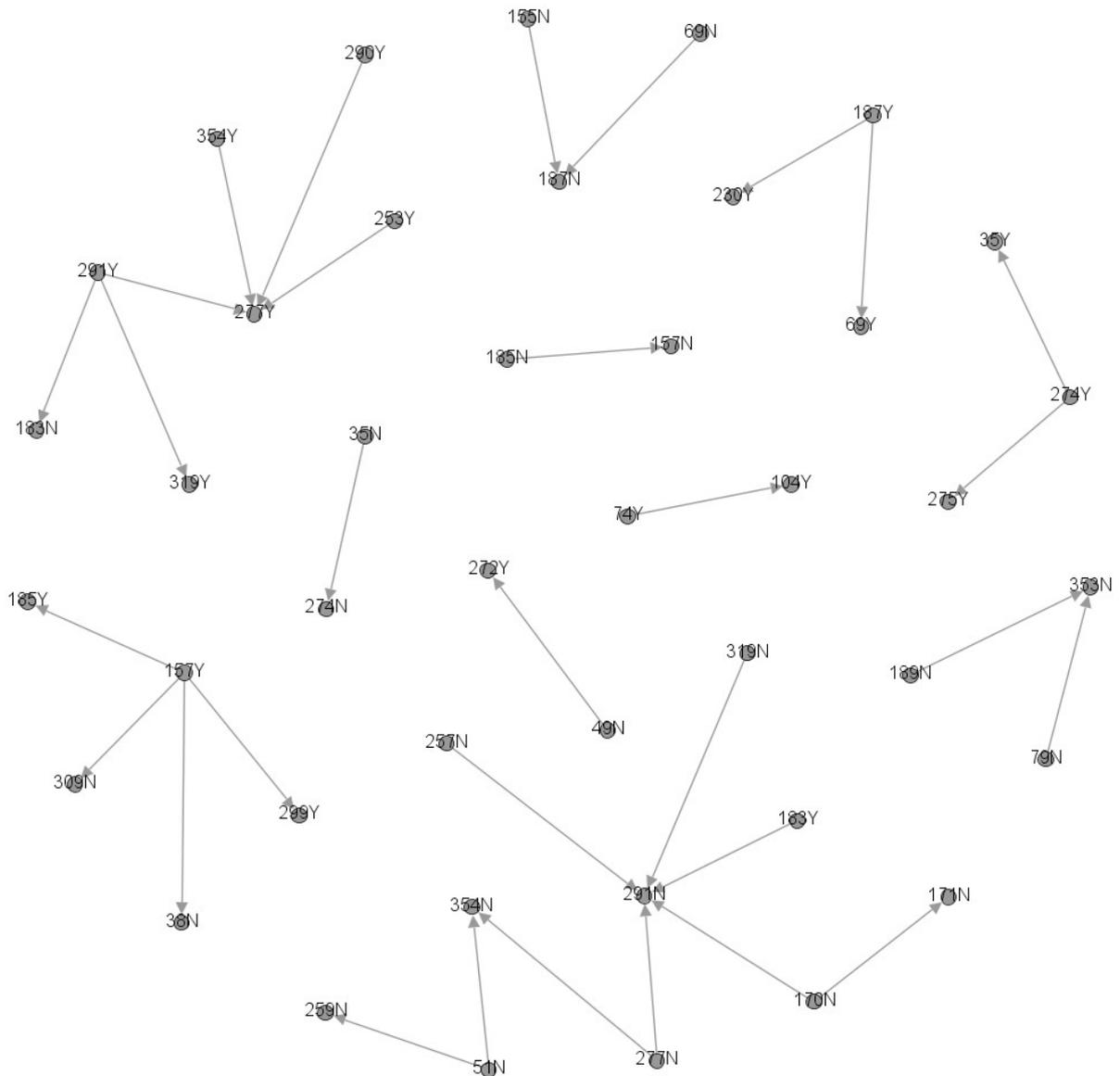


Рис. 1. Представление связей между событиями – отрицательными и положительными ответами на пункты ММИЛ, – в виде неполного ориентированного графа ( $p>0,9$ ). Рисунок выполнен средствами системы Gephi.

Так, с  $p>0,9$  (Рис. 1) было найдено 41 предсказание, с  $p>0,85$  (Рис. 2) – 173 предсказания. Заметим, что 95-процентный доверительный интервал для, например,  $pA(B)=0,9$  даже в случае только 38,7 событий  $A$  при 43  $B$  (25%

---

от  $n=172$ ) может составлять от 0,77 до 0,96. Для  $pA(B)=0,85$  он соответствует от 0,71 до 0,93 [8].

Какова же содержательная сторона выявленных статистических связей? Из всех пунктов, показанных на Рис.1, наибольшей предсказательной способностью обладал 157 («Когда Вы едете на поезде, в автобусе и т.п., Вы часто разговариваете с незнакомыми»; шкала 0). Положительный ответ на него предсказывал отрицательные ответы на утверждения 38 («Вам трудно поддерживать разговор с человеком, с которым Вы только что познакомились»; шкалы К, 3, 4, 9, 0) и 309 («Знакомиться с людьми Вам труднее, чем другим»; шкалы 8, 0), положительные – на 185 («Вы охотно знакомитесь с людьми»; шкала 0) и 299 («Когда Вам скучно, Вы стараетесь устроить что-нибудь веселое»; шкала 9). Положительный ответ на 157 пункт с заданной нами вероятностью не предсказывается, зато отрицательный предсказывается отрицательным ответом на уже встречавшийся нам пункт 185, что говорит о симметричности связи между ними.

Следующий пункт, имеющий большое число связей – 291 («Вы обидчивее, чем большинство других людей»; шкалы 6, 7). Положительный ответ на него означает отрицательный на 183 («Вас трудно обидеть»; шкала 5), положительные на 277 («У Вас бывают периоды, во время которых Вы необычайно веселы без особой причины»; шкалы К, 2, 4, 0) и на 319 («Иногда Вы не уступаете людям не потому, что дело действительно важное, а просто из принципа»; шкалы 2, 9). Отрицательный ответ на 291 пункт предсказывается положительным на 183 и отрицательными на пункты 170 («Вы склонны принимать все слишком близко к сердцу»; шкала 7), 257 («Вы считаете себя человеком нервным»; шкала 2), 277, 319.

Итак, связанные пункты входят в разные шкалы, но совсем не сложно увидеть некую объяснимую связь между ними. Очевиден *семантический* характер связи в парах типа «вы обидчивее, чем большинство других людей»

---

– «вас трудно обидеть»); скорее психологическим смыслом обладают связи в парах наподобие «вы обидчивее, чем большинство других людей» – «у Вас бывают периоды, во время которых Вы необычайно веселы без особой причины».

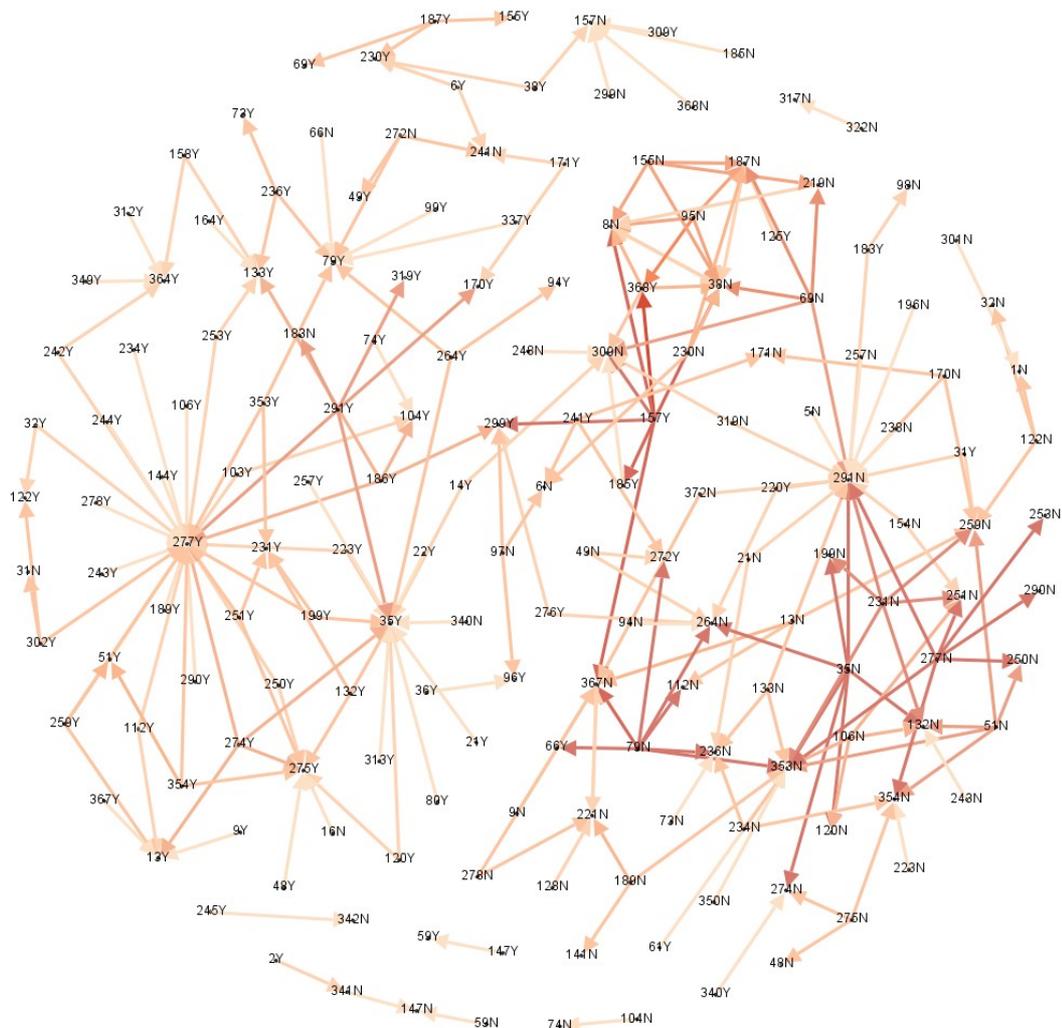


Рис. 2. Представление связей между событиями – отрицательными и положительными ответами на пункты ММИЛ, – в виде неполного ориентированного графа ( $p>0,85$ ). Более насыщенным цветом показаны связи узлов с большей исходящей мощностью.

В завершение обсуждения применения анализа несимметричных статистических связей в адаптивном тестировании отметим, что он открывает перед разработчиком тестов широкие возможности,

---

обеспечиваемые применением теории графов к психодиагностическим данным. Так, задача поиска оптимальной последовательности предъявляемых тестовых заданий может решаться с учётом различий в исходящей мощности узлов, а также существования регрессивных и нейтральных [9] дуг. Представляет значительный интерес и использование кластерного анализа на графах [10] в задачах конструирования многофакторных адаптивных тестов.

#### *Оценка дискриминативности тестового задания*

Традиционно оценка дискриминативности тестового задания осуществляется одним из следующих способов [напр. 1]:

– расчётом *коэффициента* детерминации как корреляции (напр., бисериальной) между результатом выполнения отдельного задания и общим результатом по шкале;

– расчётом индекса детерминации как разности долей «правильно» решивших задачу в контрастных группах. Этот способ, однако, не рекомендуется для создания традиционных психометрических шкал [2].

Важно отметить, что как для расчёта коэффициента дискриминации, так и для применения множества иных математико-статистических процедур важно учитывать распределение ответов на пункт теста. Слишком высокая асимметричность распределения является основанием для исключения пункта на этапе разработки или ревалидации [2]. Изучение несимметричных связей позволяет избежать необходимости этого. Более того, некоторые пункты, ответы на которые распределены сильно несимметрично, могут оказаться чрезвычайно информативными, например, в клинической психодиагностике.

#### *Оценка достоверности получаемых данных*

Степень соответствия ответов испытуемого прогнозируемым ответам может выступать в качестве оценки достоверности получаемых результатов.

---

Например, если испытуемый систематически даёт ответы, противоречащие предсказаниям, имеются основания предполагать сознательное искажение результатов или случайное заполнение.

### Заключение

Корреляционный анализ в настоящее время можно считать одним из самых распространённых статистических методов психологических исследований [11]. В немалой степени этому способствует своеобразная традиция преподавания математико-статистических методов на психологических факультетах, вырабатывающая у исследователя «линейно-функциональный» тип мышления; кажущаяся простота рассчитываемых оценок; в отдельных случаях даже наличие формальных требований основывать свои выводы на значении показателей, обозначаемых буквами  $\rho$ ,  $\varphi$  или  $r$ . Печальным результатом этого является некоторая мифологизация статистического показателя. К сожалению, многие исследователи-психологи, оценивая значимость полученных коэффициентов корреляции и интерпретируя их, допускают классическую ошибку [см. напр. 12]: тестируя гипотезу о равенстве  $\rho$  нулю и принимая альтернативную гипотезу  $\rho \neq 0$ , делают обобщения, уместные скорее при принятии гипотезы  $\rho > 0,9$ .

С другой стороны, возможности анализа несимметричных статистических связей, по нашему мнению, недооцениваются психологическим сообществом. Эта ситуация имеет место не только в психодиагностике (так, сравнительно небольшое распространение получили пока адаптивные варианты тестовых методик), но и в практике статистической обработки данных [11]. Однако, как было показано выше, изучение несимметричных статистических связей может оказаться полезным для решения ряда важных задач компьютерной психодиагностики и психометрики. Кроме того, следует упомянуть о значительных возможностях анализа несимметричных статистических связей при обработке данных

---



---

эмпирического психологического исследования, которые заслуживают отдельного рассмотрения.

**Работа выполнена при финансовой поддержке Южного федерального университета в рамках темы № 213.01-07-2014/15ПЧВГ (проектная часть внутреннего гранта ЮФУ) «Угрозы национальной безопасности в условиях геополитической конкуренции и модели агрессивного и враждебного поведения молодежи».**

### Литература

1. Бурлачук Л.Ф., Морозов С.М. Словарь-справочник по психодиагностике // Спб: Питер Ком, 1999. 528 с.
2. Батурин Н.А., Мельникова Н.Н. Технология разработки тестов: часть II // Вестник ЮУрГУ. 2009. №42 (175). С. 11-25.
3. Ермакова И.В. Некоторые подходы и перспективы развития автоматизированной психодиагностики за рубежом // Вопросы психологии. 1986. № 4. С. 170-176.
4. Дюк В.А. Компьютерная психодиагностика. Спб: Братство, 1994. 364 с.
5. Анастаси А. Психологическое тестирование: книга 2. Пер. с англ. / Под ред. Гуревича К.М., Лубовского В.И. М.: Педагогика, 1982. 320 с.
6. Березин Ф.Б., Мирошников М.П., Соколова Е.Д. Методика многостороннего исследования личности (структура, основы интерпретации, некоторые области применения). М.: Фолиум, 1994. 175 с.
7. Целиковский С.Б., Явна Д.В. Опыт реализации адаптивного компьютерного опроса на примере теста ММИЛ // Психологический вестник РГУ. 1999. Вып. 4. С. 342-347.
8. Agresti A., Coull B.A. Approximate Is Better than "Exact" for Interval Estimation of Binomial Proportions // The American Statistician. 1998. Vol. 52, No. 2. Pp. 119-126.



9. Ерусалимский Я.М. Графы с затуханием на дугах и усилением в вершинах и маршрутизация в информационных сетях // Инженерный вестник Дона. 2015. № 1. URL: [ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015/2782](http://ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015/2782).

10. Розин М.Д., Свечкарев В.П., Конторович С.Д., Литвинов С.В., Носко В.И. Исследование социальных сетей как площадки социальной коммуникации рунета, используемой в целях предвыборной агитации // Инженерный вестник Дона. 2011. № 1. URL: [ivdon.ru/magazine/archive/n1y2011/397](http://ivdon.ru/magazine/archive/n1y2011/397).

11. Воробьев А.В. Обзор применения математических методов при проведении психологических исследований // Психологические исследования. 2010. Т. 2, № 10. URL: [psystudy.ru/index.php/num/2010n2-10/311-vorobiev10.html](http://psystudy.ru/index.php/num/2010n2-10/311-vorobiev10.html).

12. Taylor R. Interpretation of the correlation coefficient: a basic review // Journal of Diagnostic Medical Sonography. 1990. Vol. 6, No. 1. Pp. 35-39.

### References

1. Burlachuk L.F., Morozov S.M. Slovar'-spravochnik po psihodiagnostike [Glossary of psychodiagnostics] // Spb: Piter Kom, 1999. 528 p.

2. Baturin N.A., Mel'nikova N.N. Vestnik JuUrGU (Rus). 2009. No. 42 (175). P. 11-25.

3. Ermakova I.V. Voprosy psihologii (Rus). 1986. No. 4. P. 170-176.

4. Djuk V.A. Komp'yuternaja psihodiagnostika [Computer Psychodiagnostics]. Spb: Bratstvo, 1994. 364 p.

5. Anastazi A. Psihologicheskoe testirovanie: kniga 2. Per. s angl. [Psychological Testing: book 2. Translation from English] / Eds. Gurevich K.M., Lubovskij V.I. M.: Pedagogika, 1982. 320 p.

6. Berezin F.B., Miroshnikov M.P., Sokolova E.D. Metodika mnogostoronnego issledovanija lichnosti (struktura, osnovy interpretacii,



nekotorye oblasti primeneniya) [Method of multilateral examination of personality (structure, basis of interpretation, some applications)]. M.: Folium, 1994. 175 p.

7. Tselikovskiy S.B., Yavna D.V. Psihologicheskij vestnik RGU (Rus). 1999. Issue 4. P. 342-347.

8. Agresti A., Coull B.A. Approximate Is Better than "Exact" for Interval Estimation of Binomial Proportions // The American Statistician. 1998. Vol. 52, No. 2. Pp. 119-126.

9. Erusalimskij Ja.M. Inzhenernyj vestnik Dona (Rus). 2015. No. 1. URL: [ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015/2782](http://ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015/2782).

10. Rozin M.D., Svechkarev V.P., Kontorovich S.D., Litvinov S.V., Nosko V.I. 9. Inzhenernyj vestnik Dona (Rus). 2011. № 1. URL: [ivdon.ru/magazine/archive/n1y2011/397](http://ivdon.ru/magazine/archive/n1y2011/397).

11. Vorobiev A.V. Psihologicheskie issledovanija (Rus). 2010. Vol. 2, no. 10. URL: [psystudy.ru/index.php/num/2010n2-10/311-vorobiev10.html](http://psystudy.ru/index.php/num/2010n2-10/311-vorobiev10.html).

12. Taylor R. Interpretation of the correlation coefficient: a basic review // Journal of Diagnostic Medical Sonography. 1990. Vol. 6, No. 1. Pp. 35-39.