

Причины роста деструктивного страха при трансформации отдельных компонент актуального самовосприятия

Басимов Михаил Михайлович

Д-р психол. наук, вед. науч. сотр.

ORCID: 0000-0001-5380-1125, e-mail: basimov_@mail.ru

Университет мировых цивилизаций имени В.В. Жириновского, г. Москва, Россия

Аннотация

В статье представлена причинно-следственная картина влияния компонент актуального самовосприятия «Подавленный – самостоятельный» и «Безучастный (равнодушный) – включенный» на трансформацию деструктивного страха во время стрессовой жизненной ситуации. Значения всех коэффициентов линейной корреляции между показателем деструктивного страха и компонентами актуального самовосприятия не превышают по модулю 0,25, то есть являются слишком низкими, чтобы быть отмеченными. Однако в модели для кварт независимой переменной при использовании авторского метода нашлись две сильные связи, демонстрирующие нелинейную природу деструктивного страха. Линейные модели в рассматриваемом случае неприемлемы, поскольку могут лишь крайне исказить результаты и натолкнуть на ошибочные выводы и интерпретации. Автором статьи даны описания этих зависимостей и их наглядное графическое представление, а также объяснено, как, вероятнее всего, были бы оценены зависимости в рамках традиционного подхода.

Ключевые слова

Психологическое исследование, деструктивный страх, актуальное самовосприятие, статистическая зависимость, линейный, нелинейный

Для цитирования: Басимов М.М. Причины роста деструктивного страха при трансформации отдельных компонент актуального самовосприятия // Вестник университета. 2022. № 12. С. 207–216.



Reasons for the growth of destructive fear during the transformation of individual components of actual self-perception

Mikhail M. Basimov

Dr. Sci. (Psy.), Leading Researcher

ORCID: 0000-0001-5380-1125, e-mail: basimov_@mail.ru

Zhirinovskiy University of World Civilizations, Moscow, Russia

Abstract

The article presents a causal view on the influence that components of the actual self-perception, “Suppressed – independent” and “Indifferent (indifferent) – included,” have on the transformation of destructive fear in a stressful life situation. None of the coefficients of linear correlation between the indicator of destructive fear and the components of actual self-perception exceed 0.25 in absolute value; they are too weak to be noted. However, in the model for quarts of the independent variable, two strong relationships were found through the use of the author’s method, showing the non-linear nature of destructive fear. Linear models are unacceptable in this case, since they can only distort the results extremely and lead to erroneous conclusions and interpretations. The author of the article provides descriptions of these dependencies as well as their visual graphical representation and explains in what way they would most likely be assessed using the traditional approach.

Keywords

Psychological research, destructive fear, actual self-perception, statistical dependence, linear, non-linear

For citation: Basimov M.M. (2022) Reasons for the growth of destructive fear during the transformation of individual components of actual self-perception. *Vestnik universiteta*, no. 12, pp. 207–216.



ВВЕДЕНИЕ

В настоящей статье с позиции нелинейной психологии рассматриваются отдельные результаты эмпирического исследования, посвященного изучению студентов, находящихся в условиях самоизоляции в период пандемии COVID-19. Смежные темы неоднократно затрагивались экспертами в публикациях 2020–2022 гг. [1; 2].

Для демонстрации методологической проблемы исследования был выбран показатель деструктивного страха в его связи с особенностями актуального самовосприятия. Рассматривались три шкалы страха в рамках Я-структурного теста Аммона, одна из которых – шкала деструктивной агрессии и тревоги (страха) – анализируется в данной статье. Тревога, или страх, идентифицирует личность во время стресса. При умеренной интенсивности такое переживание поддерживает творческую составляющую, то есть гибкость индивидуальности, а при высокой – может препятствовать активности личности и осознанию причинно-следственной связи совершаемых поступков.

Самовосприятие, в свою очередь, может быть определено как образ себя. Оно входит в структуру самосознания, и его механизмом служит сравнение себя с другими людьми. Как особенности самовосприятия [3–5] студентов, так и тревожность [6–9] хорошо изучены, однако нам не удалось найти работ, отражающих характер связи шкал страха и актуального самовосприятия. Как представляется, это свидетельствует о необходимости выхода за рамки линейного мировоззрения, а значит, и об актуальности темы данной статьи.

МЕТОДЫ И МЕТОДИКИ ИССЛЕДОВАНИЯ

Исследование проводилось в период действия жестких карантинных мер (полной самоизоляции). Общая выборка состояла из 127 студентов 1–6-го курсов, обучающихся на очных отделениях московских вузов. Всего рассматривалось 80 первичных показателей.

Для статьи использовались результаты следующих методик психодиагностики:

- 1) шкала деструктивного страха Я-структурного теста Аммона;
- 2) методика «Личностный дифференциал», разработанная в психоневрологическом институте имени В.М. Бехтерева и диагностирующая актуальное самовосприятие.

Для анализа статистических связей использовался авторский метод [10]. Он позволяет, наряду с линейными связями, изучать простейшие нелинейные зависимости (с максимумом, с минимумом, монотонные) и таким образом дает возможность не только расширить спектр выявляемых связей и избавиться от многочисленных ошибок традиционной интерпретации коэффициента корреляции, но и лучше понять сложный психологический предмет конкретного исследования.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Прежде всего стоит, используя коэффициент корреляции Пирсона (r), отметить, что сильная ($|r| > 0,7$), средняя ($0,5 < |r| \leq 0,7$), умеренная ($0,3 < |r| \leq 0,5$) и даже частично слабая ($0,25 < |r| \leq 0,3$) линейная корреляция попросту отсутствует между 26 показателями актуального самовосприятия, с одной стороны, и показателем деструктивного страха – с другой. То же касается корреляции между другими шкалами страха теста Аммона и актуальным самовосприятием. Значит, в рамках линейных моделей говорить о рассматриваемой причинно-следственной картине не приходится. А вот ее нелинейное моделирование дает конкретные содержательные результаты. Эти результаты, помимо прочего, демонстрируют ошибки разного типа, которые могут появиться, если рассматривать результаты корреляционного анализа по схеме, принятой в современном психологическом сообществе, то есть не вполне корректно используя понятие «значимая корреляция» и отказываясь от понятия «сила корреляционной связи».

Что касается показателя деструктивного страха и 26 показателей актуального самовосприятия, в рамках модели для кварт независимой переменной были выявлены две сильные простейшие нелинейные зависимости (табл. 1 и 2), демонстрирующие ошибку 1-го типа, когда между переменными отсутствуют связи с позиции линейного анализа.

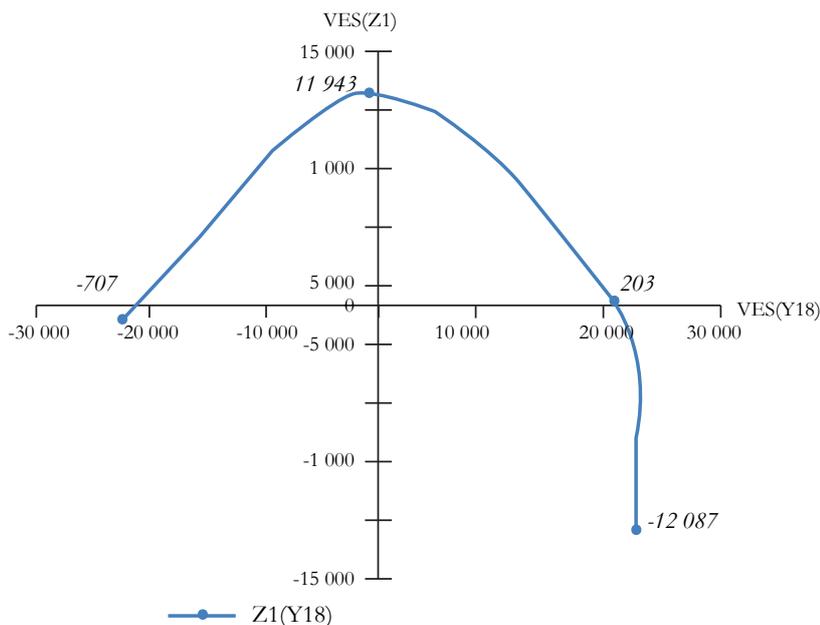
Зависимость показателя Z1 («Деструктивный страх. Число ответов плюс») от показателя Y18 («Подавленный – самостоятельный») в виде сравнительных весомостей показателя Z1 (X43) для кварт по шкале Y18 (X72) и средних значений показателей для кварт

Номер кварты	Y18	VES(Z1)	VES(Y18)	Среднее значение Y18	Среднее значение Z1
1	1–3	-707	-24 102	2,17	3,26
2	4–5	+11 943	-568	4,53	4,53
3	6	+203	+22 213	6,00	3,47
4	7	-12 087	+24 149	7,00	2,12

Примечание: VES – сравнительная весомость.

Составлено автором по материалам исследования

Коэффициент силы связи (SV) равен 0,76. Зависимость, несомненно, является односторонней, поскольку обратная зависимость показателя актуального самовосприятия «Подавленный – самостоятельный» от показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» крайне слаба ($SV^2 = 0,09$). Доказательством служит и крайне низкий коэффициент корреляции (-0,11), который по своей природе симметричен. Такие корреляции даже не относятся к «значимым» (в данном случае – таким, которым соответствуют значения по модулю от 0,17), и при интерпретации результатов корреляционного анализа их просту нет. При этом рассматриваемые показатели, Z1 и Y18, очень сильно зависят друг от друга. График их зависимости представлен на рисунке 1.



Составлено автором по материалам исследования

Рис. 1. Зависимость показателя Z1 («Деструктивный страх. Число ответов плюс») от актуального самовосприятия по шкале Y18 («Подавленный – самостоятельный»): сравнительные весомости по квартам Y18

и показателя в 6 баллов характерно умеренно выраженное самовосприятие как самостоятельного, а также сравнительная весомость, равная +203, и среднее значение 3,47. На 4-й кварте, при сильно выраженном восприятии себя как самостоятельного, убывание становится еще более резким: сравнительная весомость равна -12 087, и среднее значение составляет 2,12. При этом по всей изучаемой выборке из 127 испытуемых среднее значение зависимой переменной «Деструктивный страх. Число ответов плюс» – 3,39, а среднее квадратическое (стандартное) отклонение – 2,45.

В зависимости наблюдается сильная односторонняя связь показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» с показателем «Подавленный – самостоятельный». Самовосприятие как преимущественно подавленного, которому соответствует 1-я кварта и 1–3 балла по шкале теста, характеризуется усредненным по изучаемой выборке уровнем деструктивного страха: сравнительная весомость равна -707, а среднее значение составляет 3,26 (табл. 1). Однако, как только самовосприятие становится либо нейтральным, то есть не является восприятием себя как подавленного или как самостоятельного, либо слабо выраженным самостоятельным, чему соответствует 2-я кварта и 4–5 баллов, наблюдается резкий рост деструктивного страха: сравнительная весомость равна +11 943, а среднее значение составляет 4,53. Далее рост сменяется убыванием: для 3-й кварты

Таким образом, лицам 2-й кварты, которые не могут сделать выбор между оценкой восприятия себя как подавленных или как самостоятельных либо отмечают слабо выраженное самовосприятие как самостоятельных, в наибольшей степени свойственны проявления деструктивного страха. Подобный страх выражается в повышенной тревожности, склонности к беспокойству и волнениям даже по самым незначительным поводам, а также в трудностях в организации собственной активности, частом ощущении недостаточного контроля над ситуацией, в нерешительности, робости и стеснительности.

В то же время представители 1-й кварты при разной степени восприятия себя как подавленных в основном не имеют перечисленных проблем. Показатель деструктивного страха данной группы близок к среднему по изучаемой выборке. Чаще всего такие испытуемые не испытывают серьезных трудностей самореализации, не переполнены всевозможными опасениями относительно своего будущего, не встречаются значительных сложностей, связанных с доверием к себе или окружающим людям. Подобные явления резко проявляются при переходе от актуального восприятия себя как подавленного к восприятию себя как самостоятельного.

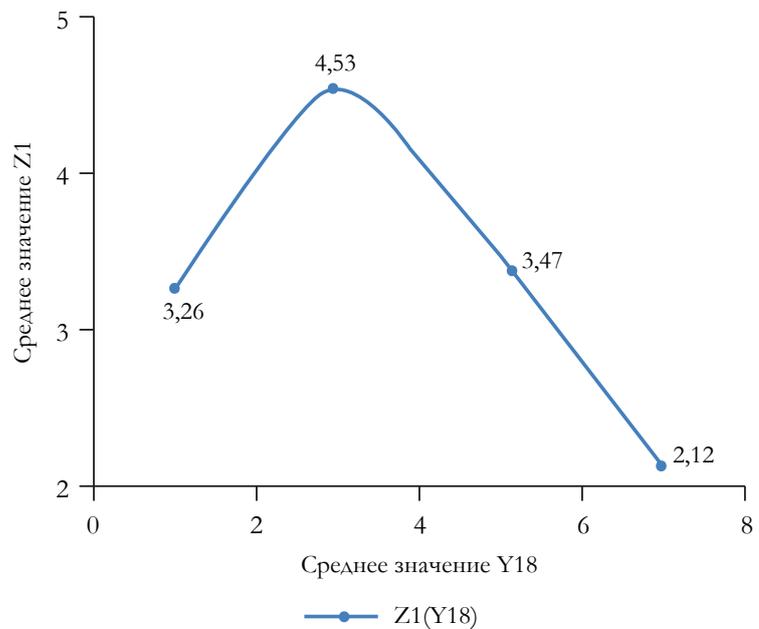
Только формирование умеренно и сильно выраженного самовосприятия как самостоятельного способствует ликвидации деструктивного страха. У лиц 3-й и 4-й кварт его показатель доходит до минимальных значений, свидетельствуя о гораздо более низком уровне деструктивного страха, чем у испытуемых и 2-й, и 1-й кварты. Значит, при формировании восприятия себя как самостоятельного может возникнуть проблема попутного проявления деструктивного страха, а следовательно, и желание вернуться в комфортное состояние подавленности. В таком случае деструктивный страх проявляется только на уровне средних показателей рассматриваемой выборки испытуемых, что совсем не критично и не провоцирует возникновение проблем.

Отметим, что непропорциональность независимой переменной по квартам связана с тем, что деление на кварталы при равном или почти равном разбиении данных по количеству объектов совсем иначе разбивает интервал независимой переменной, и отдельные отрезки, соответствующие той или иной кварте, могут сильно отличаться по длине интервала значений переменной. Поэтому для большей точности при построении графиков в настоящем исследовании на оси независимой переменной используются не условные значения 1, 2, 3, 4, а сравнительные весомости этой переменной для кварт, определенных для той же переменной (рис. 1 и 3).

В целях сравнения стоит рассмотреть график для средних значений переменных по квартам независимой переменной (рис. 2), где по осям координат откладываются средние значения для кварт независимой переменной. Очевидно, что принципиально картина зависимости не меняется.

Следует отметить, что средние значения нельзя использовать для расчета коэффициентов силы связи, поскольку не будет наблюдаться их сходимости к единице, когда рассматриваются все зависимости изучаемых переменных от самих себя. Нельзя упростить процедуру расчета точных показателей силы связи для отбора зависимостей по их силе, однако для наглядного представления зависимостей это вполне допустимо.

В следующей зависимости коэффициент силы связи равен 0,78. Зависимость, несомненно, является односторонней, поскольку обратная зависимость показателя актуального самовосприятия «Безучастный (равнодушный) – включенный» от показателя «Деструктивный страх. Степень согласия (сумма)» крайне слаба ($SV^2 = 0,15$). Доказательством служит и крайне низкий коэффициент корреляции ($r = -0,10$), который по своей природе является симметричным. Такие корреляции даже не относятся



Составлено автором по материалам исследования

Рис. 2. Зависимость показателя Z1 («Деструктивный страх. Число ответов плюс») от актуального самовосприятия по шкале Y18 («Подавленный – самостоятельный»): средние значения переменных по квартам Y18

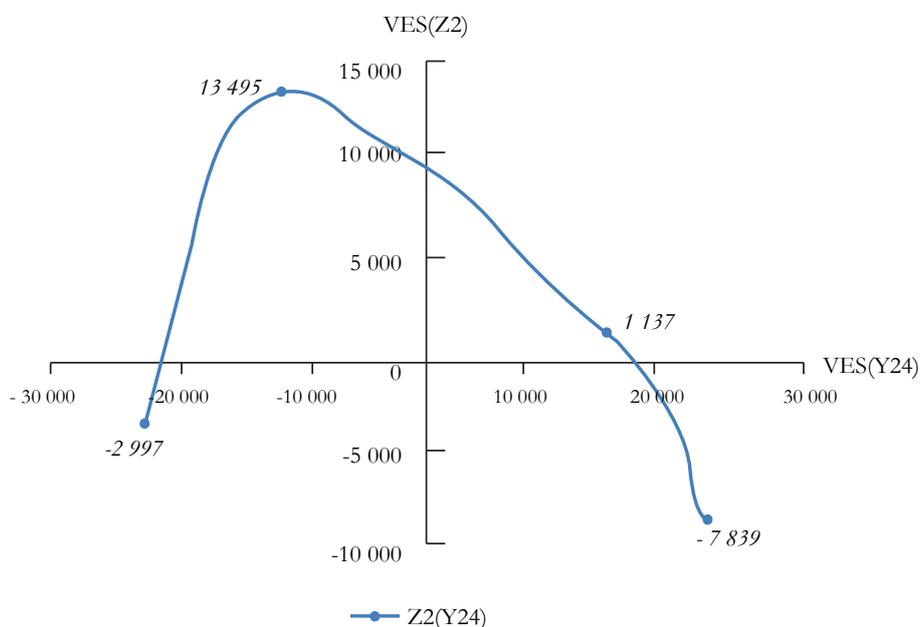
к «значимым», и при интерпретации результатов корреляционного анализа их попросту нет. При этом рассматриваемые показатели, $Z2$ и $Y24$, очень сильно зависят друг от друга. График их зависимости представлен в виде рисунка 3.

Таблица 2

Зависимость показателя $Z2$ («Деструктивный страх. Степень согласия (сумма)») от показателя $Y24$ («Безучастный (равнодушный) – включенный») в виде сравнительных весомостей показателя $Z2$ ($X44$) для кварт по шкале $Y24$ ($X78$) и средних значений показателей для кварт

Номер кварты	$Y24$	VES($Z2$)	VES($Y24$)	Среднее значение $Y24$	Среднее значение $Z2$
1	1–2	-2 997	-24 178	1,79	14,62
2	3–4	+13 495	-13 026	3,47	24,90
3	5	+1 137	+16 054	5,00	21,16
4	6–7	-7 839	+23 984	6,16	12,57

Составлено автором по материалам исследования



Составлено автором по материалам исследования

Рис. 3. Зависимость показателя $Z2$ («Деструктивный страх. Степень согласия (сумма)») от актуального самовосприятия по шкале $Y24$ («Безучастный (равнодушный) – включенный»): сравнительные весомости по квартам $Y24$

В зависимости наблюдается сильная односторонняя связь показателя «Деструктивный страх. Степень согласия (сумма)» с показателем «Безучастный (равнодушный) – включенный». Сильное или умеренное самовосприятие как безучастного (равнодушного), чему соответствует 1-я кварта и 1–2 балла по шкале теста, характеризуется выраженностью деструктивного страха на уровне ниже среднего по изучаемой выборке: сравнительная весомость равна -2 997, а среднее значение составляет 14,62 (табл. 2). Но, как только самовосприятие становится либо нейтральным, то есть не является восприятием себя как безучастного или как включенного, либо слабо выраженным восприятием себя как безучастного, наблюдается резкий рост деструктивного страха до максимальных значений. Сравнительная весомость оказывается равна +13 495, а среднее значение составляет 24,9. После этого рост сменяется резким убыванием. Вначале, то есть у лиц 3-й кварты, которой соответствует 5 баллов и наблюдается слабо выраженное восприятие себя как включенных, сравнительная весомость равна +1 137, а среднее значение – 21,16. На 4-й кварте, которой соответствует 6–7 баллов и умеренное или сильно выраженное восприятие себя

как включенного, показатели достигают своих минимальных значений: сравнительная весомость равна -7 839, а среднее значение – 12,57. При этом по всей изучаемой выборке из 127 испытуемых среднее значение зависимой переменной «Деструктивный страх. Степень согласия (сумма)» – 17,31, а среднее квадратическое (стандартное) отклонение – 14,38.

Таким образом, для лиц 2-й кварты, которые либо отмечают восприятие себя как слабо выраженных равнодушных, либо не могут сделать выбор между оценкой себя как равнодушных или как включенных, в наибольшей степени характерно значительное проявление деструктивного страха, связанного с повышенной тревожностью, склонностью к беспокойству и волнениям даже по самым незначительным поводам.

При этом представители 1-й кварты, которым свойственно сильное или умеренное восприятие себя как равнодушных, почти не сталкиваются с проблемами такого рода. Уровень их деструктивного страха ниже даже среднего показателя в рамках рассматриваемой выборки. В основном они не испытывают серьезных трудностей самореализации и не переполнены всевозможными опасениями относительно своего будущего. Подобные тенденции резко проявляются только при минимизации восприятия себя как равнодушного, в условиях, когда происходит перестройка актуального самовосприятия с равнодушного на включенное.

В то же время только формирование умеренного или сильно выраженного самовосприятия как включенного способствует минимизации деструктивного страха. Так, соответствующий показатель для 4-й кварты опускается до минимальных значений, свидетельствуя о гораздо более низком уровне деструктивного страха, чем у испытуемых и 2-й, и 1-й кварты. Показатели деструктивного страха 3-й кварты, которой свойственна слабо выраженная включенность, превосходят показатели 1-й кварты.

Следовательно, при формировании оценки себя как включенного может возникнуть проблема сопутствующего проявления деструктивного страха и, таким образом, появиться желание вернуться в комфортное состояние безучастности и равнодушия. При подобном состоянии значения показателя деструктивного страха оказываются ниже средних значений по рассматриваемой выборке, то есть не оказывают серьезного воздействия на эмоциональное состояние и не провоцируют возникновение проблем.

Для сравнения стоит подчеркнуть: если рассмотреть график для средних значений переменных по квартам независимой переменной, где по осям координат откладываются средние значения для кварт независимой переменной, принципиально картина зависимости не изменится.

В заключение кажется особенно уместным резюмировать (с определенными оговорками) отличия двух зависимостей разной силы, представленных в таблице 3 и для наглядности на рисунке 4:

1) зависимости показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» ($Z1$) от показателя «Подавленный – самостоятельный» ($Y18$), которой соответствуют коэффициент силы связи 0,76 и коэффициент корреляции -0,11;

2) зависимости показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» ($Z1$) от показателя «Изможденный – работоспособный» ($Y13$), которой соответствуют коэффициент силы связи 0,34 и коэффициент корреляции -0,17.

Таблица 3

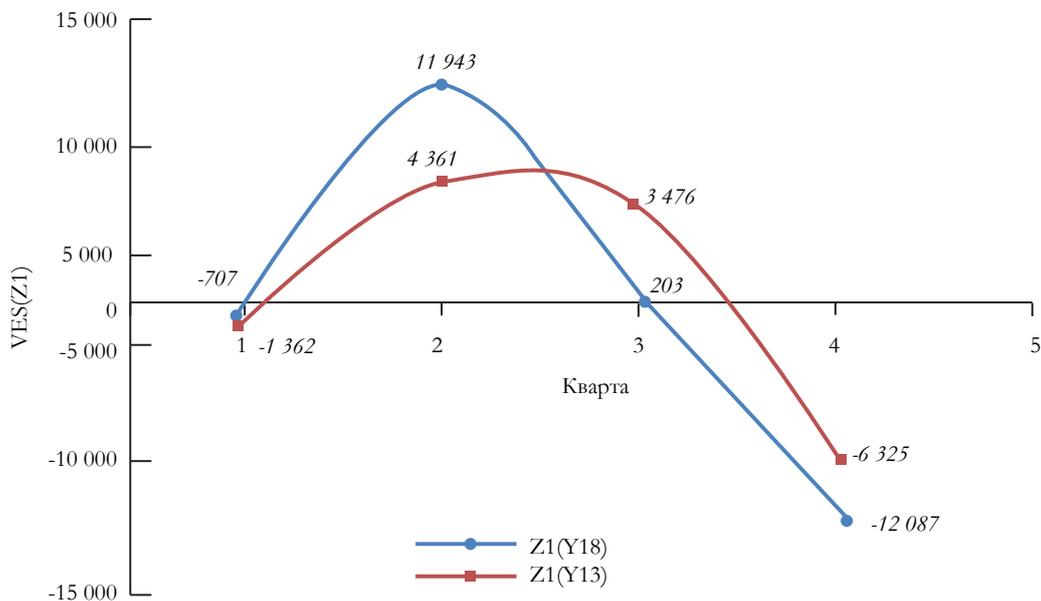
Зависимости показателя $Z1$ («Деструктивный страх. Число ответов плюс») от показателей актуального самовосприятия по шкалам $Y18$ («Подавленный – самостоятельный») и $Y13$ («Изможденный – работоспособный»): сравнительные весомости по квартам

Номер кварты	VES($Z1$) для кварт по шкале $Y18$	VES($Z1$) для кварт по шкале $Y13$
1	-707	-1 362
2	+11 943	+4 361
3	+203	+3 476
4	-12 087	-6 325

Составлено автором по материалам исследования

Так как теперь для демонстрации проблемы «значимой корреляции» используются разные независимые переменные, представим их на порядковой шкале, которая всегда имеет один вид и зависит только от количества значений. В данном случае на шкале расположены номера кварт, причем цифрой 1

обозначена кварта наименьших значений, а цифрой 4 – кварта наибольших. Сравнительные весомости зависимых переменных всегда измеряются по одной шкале с единой нулевой точкой. Такую операцию можно осуществить благодаря обобщенному варианту авторского метода множественного сравнения, на котором базируется используемый метод изучения статистических связей.



Составлено автором по материалам исследования

Рис. 4. Зависимости показателя Z1 («Деструктивный страх. Число ответов плюс») от показателей актуального самовосприятия по шкалам Y18 («Подавленный – самостоятельный») и Y13 («Изможденный – работоспособный»): сравнительные весомости по кварталам

Для сильной зависимости показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» от показателя «Подавленный – самостоятельный» с коэффициентом силы связи 0,76 коэффициент корреляции $-0,11$ очень слаб и оказывается ниже порога «значимости» (гипотеза о равенстве нулю коэффициента корреляции).

Для намного более слабой зависимости показателя «Деструктивный страх. Число ответов плюс» от показателя «Изможденный – работоспособный» значение коэффициента силы связи составляет 0,34, а коэффициент корреляции равен $-0,17$. Согласно традиционному подходу, широко распространенному в психологическом сообществе, такой коэффициент попадает в разряд «значимых корреляций». Описанная зависимость может интерпретироваться многими исследователями как линейная убывающая: при изучении актуального самовосприятия выясняется, что со снижением изможденности и ростом работоспособности наблюдается падение деструктивного страха. Когда даже при фактически слабой зависимости коэффициент силы связи составляет 0,34, с одной стороны, явно наблюдается нелинейная природа зависимости, а с другой – ее сила характеризуется диапазоном значений сравнительных весомостей и их динамикой. Данные показатели можно сопоставить с показателями сильной зависимости. График на рисунке 4 наглядно демонстрирует, насколько одна зависимость слабее другой, и позволяет сделать вывод о том, стоит ли упоминать более слабую зависимость как достойный внимания результат исследования.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Вначале необходимо отметить, что между рассматриваемыми группами показателей, а именно 26 показателями актуального самовосприятия и 2 шкалами деструктивного страха, или тревоги, отсутствуют линейные связи: наблюдаются только очень слабые ($|r| \leq 0,2$) и слабые ($0,2 < |r| \leq 0,25$) корреляции. При этом имеются две очень слабые ($0,17 < |r| \leq 0,2$) и две слабые ($0,2 < |r| \leq 0,25$) «значимые» корреляции (гипотеза о равенстве нулю коэффициента корреляции). Итак, традиционный исследователь обнаруживает четыре так называемые значимые зависимости, которые он может рассматривать как достойный для интерпретации результат, несмотря на их слабость. Этого вполне достаточно для доказательства сомнительных гипотез, каждая из которых справедлива примерно для 15–25 % испытуемых изучаемой выборки, в зависимости от значения коэффициента корреляции. Причем эти подмножества

индивидуальны для каждой такой зависимости, а на их пересечении оказывается еще меньшая доля испытуемых, которая продолжает сокращаться при попытках найти подмножество, для которого справедливо большее количество зависимостей.

При этом в ходе исследования на пересечении рассматриваемых групп переменных были выявлены две простейшие нелинейные зависимости между показателями актуального самовосприятия и шкалами деструктивного страха (тревоги) с коэффициентами силы связи, превосходящими 0,7 и свидетельствующими о тесной связи. Данный факт обуславливает необходимость использования синергетической методологии при анализе и интерпретации зависимостей между обозначенными группами переменных. В числе прочего в психологии нелинейным эффектом называют эффект, описываемый некоторой нелинейной зависимостью. Математически зависимости такого рода выражаются нелинейными функциями.

В рамках принятых правил интерпретации результатов корреляционного анализа в двух рассмотренных нелинейных зависимостях наблюдается ошибка 1-го типа, когда корреляция крайне мала (меньше по модулю «значимого» значения 0,17), а потому с точки зрения линейной модели корреляционного анализа связи нет. Таким образом, в статье представлена интерпретация двух зависимостей, которые находятся вне сферы результатов корреляционного анализа даже при условии обращения к слабым и очень слабым зависимостям, называемым значимыми. Для этих пар переменных корреляция оказывается ниже порога «значимости»: она близка к нулю.

Ранее автором настоящего исследования был предложен метод анализа данных в психологии и социологии для выявления в одной задаче как линейных, так и простейших нелинейных зависимостей [10]. В опубликованных статьях показаны типы ошибок, которые могут возникнуть, когда для изучения связей в психологических исследованиях используется только корреляционный анализ с общепринятыми интерпретациями величины коэффициента корреляции, а цель исследователя – интерпретация исключительно линейных зависимостей [11; 12]. Авторский метод изучения нелинейных связей апробировался в ряде исследований, относящихся к различным областям психологической науки и представленных, например, в материалах Европейского психологического конгресса [13–15], Международного психологического конгресса [16; 17] и других источниках.

Библиографический список

1. Цветкова Н.А., Кисляков П.А., Володарская Е.А. Особенности смысловой сферы личности и суточного структурирования занятости студентов, переболевших COVID-19. *Siberian journal of life sciences and agriculture*. 2021;13(5):285–306. <https://www.doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-5-285-306>
2. Цветкова Н.А., Петрова Е.А., Савченко Д.В. Социально-психологические особенности работающих студентов: личностная направленность, жизненная позиция, поликоммуникативная эмпатия. *Перспективы науки и образования*. 2022;55(1):444–463. <https://www.doi.org/10.32744/pse.2022.1.28>
3. Бабиянц К.А., Коломийченко Е.В., Хажуев И.С. Особенности самоотношения студентов вуза, занимающихся и не занимающихся спортом, в связи с самовосприятием физической и эстетической модальностей Я-образа. *Российский психологический журнал*. 2017;14(1):25–38. <https://www.doi.org/10.12731/rpj.2017.1.2>
4. Михайлова И.В., Таскина С.В. Самовосприятие и когнитивные особенности студентов с разным социометрическим статусом. *Вестник МГОУ. Серия: Психологические науки*. 2017;4:60–67. <https://www.doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-5-285-30610.18384/2310-7235-2017-4-60-67>
5. Столярская Е.В. Самовосприятие и самоактуализация у студентов вуза. В кн.: Фурманов И.А. (ред.) *Актуальные проблемы социализации учащейся молодежи: сборник научных статей*. Минск: БГУ; 2013. С. 131–141.
6. Аммон Г. *Динамическая психиатрия*. СПб.: Психоневрологический институт имени В. М. Бехтерева; 1995. 200 с.
7. Каменецкая Е.В. Я-функция тревоги (страха) и защита эго у женщин с нарушением пищевого поведения. *Прикладная юридическая психология*. 2016;2:70–74.
8. Абрамова Н.М. Исследование личности суицидентов с помощью Я-структурного теста Аммона. *Вестник психотерапии*. 2004;17:91–96.
9. Осипова С.А., Курпатов В.И. Изменение Я-структуры личности при формировании невротических депрессий. *Вестник психотерапии*. 2008;32:24–27.
10. Basimov M.M. *Mathematical methods in psychological research (nontraditional methods): monograph*. Saarbrücken: LAP LAMBERT Academic Publishing; 2011.
11. Basimov M. Study of political preferences and type 2 errors in the traditional correlation approach. В кн.: *Proceedings of the*

- International Conference on "Humanities and Social Sciences: Novations, Problems, Prospects" (HSSNPP 2019), Novosibirsk, March 5–6, 2019.* Atlantis Press; 2019. P. 11–18. <https://doi.org/10.2991/hssnpp-19.2019.3>
12. Basimov M. Study of political preferences and type 1 errors in the traditional correlation approach. В кн.: *Proceedings of the International Conference Communicative Strategies of Information Society (CSIS 2018), St. Petersburg, October 26–27, 2018.* Atlantis Press; 2019. P. 488–494. <https://doi.org/10.2991/csis-18.2019.99>
 13. The 11th European Congress of Psychology (ECP09). Abstracts, Poster Sessions. Oslo; 2009.
 14. The 12th European Congress of Psychology (ECP11). Abstracts, Poster Sessions. Istanbul; 2011.
 15. The 14th European Congress of Psychology (ECP15). Abstract Book, Posters. Milan; 2015.
 16. 30th International Congress of Psychology, Cape Town, July 22–27, 2012. *International journal of psychology.* 2012;47(S1).
 17. 31st International Congress of Psychology, Yokohama, July 24–26, 2016. *International journal of psychology.* 2016;51(S1).

References

1. Tsvetkova N.A., Kislyakov P.A., Volodarskaya E.A. Features of the semantic sphere of personality and daily structuring of employment of students with COVID-19. *Siberian journal of life sciences and agriculture.* 2021;13(5):285–306. <https://www.doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-5-285-306>
2. Tsvetkova N.A., Petrova E.A., Savchenko D.V. Socio-psychological peculiarities of working students: personal orientation, life position, polycommunicative empathy. *Perspectives of science and education.* 2022;55(1):444–463. <https://www.doi.org/10.32744/pse.2022.1.28>
3. Babiyants K.A., Kolomiichenko E.V., Khazhuev I.S. Peculiarities of self-attitude in university students involved and not involved in sports in relation to self-perception of the physical and aesthetic modalities of self-image. *Russian journal of psychology.* 2017;14(1):25–38. <https://www.doi.org/10.12731/rpj.2017.1.2>
4. Mikhailova I.V., Taskina S.V. Self-examination and cognitive features of students with different sociometric status. *Bulletin of Moscow Regional State University. Series: Psychology.* 2017;4:60–67. <https://www.doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-5-285-30610.18384/2310-7235-2017-4-60-67>
5. Stolyarskaya E.V. Self-perception and self-actualization among university students. In: Furmanov I.A. (ed.) *Actual problems of socialization of student youth: a collection of scientific papers.* Minsk: Belarusian State University; 2013. P. 131–141.
6. Ammon G. *Dynamic psychiatry.* St. Petersburg: Bekhterev Psychoneurological Institute; 1995. (In Russian).
7. Kamenetskaya E.V. Self-function of anxiety (fear) and ego protection in women with eating disorders. *Applied legal psychology.* 2016;2:70–74.
8. Abramova N.M. Personality investigation in suicide patients by the use of the ego-structure test by Ammon. *Bulletin of psychotherapy.* 2004;12(17):91–96.
9. Osipova S.A., Kurpatov V.I. Changes in a personality ego-structure under development of neurotic depressions. *Bulletin of psychotherapy.* 2008;32:24–27.
10. Basimov M.M. *Mathematical methods in psychological research (nontraditional methods): monograph.* Saarbrücken: LAP LAMBERT Academic Publishing; 2011.
11. Basimov M. Study of political preferences and type 2 errors in the traditional correlation approach. In: *Proceedings of the International Conference on "Humanities and Social Sciences: Novations, Problems, Prospects" (HSSNPP 2019), Novosibirsk, March 5–6, 2019.* Atlantis Press; 2019. P. 11–18. <https://doi.org/10.2991/hssnpp-19.2019.3>
12. Basimov M. Study of political preferences and type 1 errors in the traditional correlation approach. In: *Proceedings of the International Conference Communicative Strategies of Information Society (CSIS 2018), St. Petersburg, October 26–27, 2018.* Atlantis Press; 2019. P. 488–494. <https://doi.org/10.2991/csis-18.2019.99>
13. The 11th European Congress of Psychology (ECP09). Abstracts, Poster Sessions. Oslo; 2009.
14. The 12th European Congress of Psychology (ECP11). Abstracts, Poster Sessions. Istanbul; 2011.
15. The 14th European Congress of Psychology (ECP15). Abstract Book, Posters. Milan; 2015.
16. 30th International Congress of Psychology, Cape Town, July 22–27, 2012. *International journal of psychology.* 2012;47(S1).
17. 31st International Congress of Psychology, Yokohama, July 24–26, 2016. *International journal of psychology.* 2016;51(S1).