

Оптимальный выбор семантических шкал для социометрии

И.Н. Мощенко¹, И.Ф. Бугаян², О.А. Мощенко¹

¹Южный федеральный университет, Ростов-на-Дону

²Донской государственной технической университет, Ростов-на-Дону

Аннотация: Приводятся результаты сравнительного анализа оценок уровней эмоционального восприятия, сделанных по полной и укороченной семантическим шкалам. Исследования выполнены на конкретных экспериментальных данных, полученных при измерении депривационных установок студенчества архитектурно-строительной академии ДГТУ в конце 2016 г. Получено, что уменьшение количества признаков в семантической шкале до оптимального приводит к небольшим трансформациям оценок эмоционального восприятия. На индивидуальном уровне изменения в основном (для 70% респондентов) не более 10%, в целом по группе еще меньше.

Ключевые слова: относительная депривация, семантическое пространство, факторный анализ, оценочные шкалы, экспериментальная закономерность, факторизации шкал, психофизиологическая природа закона факторизации, оптимальный набор.

В технологии семантического дифференциала для измерений используется специальная семантическая шкала, состоящая из ряда биполярных признаков, задаваемых прилагательными-антонимами и разбитыми на 5-7 градаций [1-3]. В анкетах респондентов просят оценить по ним исследуемый объект или процесс. Не вдаваясь в тонкости и обоснование технологии, отметим, что она позволяет выявить ассоциативные связи между объектами в сознании и бессознательном человека [1-3]. Шкалообразующие прилагательные имеют эмоциональную направленность, и при такой оценке происходит проекция субъективного эмоционального восприятия исследуемого объекта в семантическое пространство.

Типичная семантическая шкала, составленная нами на основе признаков, отобранных из работ основоположника метода Ч. Осгуда [1-4], приведена в Табл. 1. Хотя при практических измерениях обычно используются 15-20 признаков, оценки по ним не являются статистически независимыми. Еще Ч. Осгуд показал, что между ними существует корреляция, обусловленная небольшим числом независимых факторов. По

смыслу входящих в них признаков он назвал их факторами «оценки», «силы» и «активности» [1-3]. В многочисленных последующих работах по технологии семантического дифференциала такая факторизация подтверждалась. Всегда удавалось свести весь экспериментальный набор признаков к трем – четырем признакам. Хотя латентные параметры чаще всего не сводились к классическим факторам Осгуда.

Таблица № 1

Типичный набор биполярных признаков используемых в измерениях по методу семантического дифференциала.

слабый	-3	-2	-1	0	1	2	3	сильный
мужской	-3	-2	-1	0	1	2	3	женский
активный	-3	-2	-1	0	1	2	3	пассивный
медленный	-3	-2	-1	0	1	2	3	быстрый
обычный	-3	-2	-1	0	1	2	3	необычный
ложный	-3	-2	-1	0	1	2	3	правдивый
хороший	-3	-2	-1	0	1	2	3	плохой
жестокий	-3	-2	-1	0	1	2	3	добрый
прямой	-3	-2	-1	0	1	2	3	кривой
пунктуальный	-3	-2	-1	0	1	2	3	разболтанный
вкусный	-3	-2	-1	0	1	2	3	безвкусный
неудачный	-3	-2	-1	0	1	2	3	удачный
твердый	-3	-2	-1	0	1	2	3	мягкий
глупый	-3	-2	-1	0	1	2	3	умный
новый	-3	-2	-1	0	1	2	3	старый
важный	-3	-2	-1	0	1	2	3	неважный
острый	-3	-2	-1	0	1	2	3	округлый
хладнокровный	-3	-2	-1	0	1	2	3	восторженный
бесцветный	-3	-2	-1	0	1	2	3	красочный
красивый	-3	-2	-1	0	1	2	3	некрасивый

Здесь следует отметить, что в факторном анализе количество выделенных факторов не определяется однозначно, а зависит от выбираемого

исследователем уровня погрешности. К примеру, в некоторых работах авторы расширяли набор факторов и больше четырех.

В настоящий момент вышеописанная закономерность получила статус экспериментального закона Ч. Осгуда. В научной литературе сложилось устойчивое мнение, что она связана со спецификой семантического пространства респондентов [5,6].

Однако последние наши исследования показали, что закономерность, выявленная Ч. Осгудом, имеет более общий характер [7]. Экспериментально, на базе опросов несколько тысяч респондентов, получено, что аналогичным образом факторизуются любые оценочные измерения. Нами высказано предположение, что это связано с психико-физиологическим ограничением восприятия вопросов анкетизируемыми. По нашему мнению, в среднем респондент может одновременно независимо оценить не больше 3-4 параметра. При большем количестве предлагаемых для оценки признаков ответы начинают коррелировать между собой, «сворачиваются». Что вносит погрешности в измерения. Для увеличения адекватности необходимо выбирать оптимальное количество исследуемых параметров.

Такая оптимизация семантической шкалы, по числу используемых признаков, была выполнена нами на основе многомерного анализа значимости последних [8]. В основу анализа были положены результаты исследований эмоционального восприятия различных социальных явлений, проводимых с 2009 г. по настоящий момент, в основном среди студентов городов Ростова-на-Дону, Грозного, Владикавказа и Карачаевска. А также политически активной части населения Ростова-на-Дону. В этих опросах для измерений использовалась шкала, показанная в Табл. 1. При этом респондентов просили оценить не только реальные исследуемые объекты, но и идеальные положительные и отрицательные конструкты того же класса. Это было нужно для задания масштаба и направления в семантическом

пространстве при интерпретации результатов анкетирования. При этом расстояние между образами идеальных объектов позволяло также определять значимость шкальных признаков. В частности, близость идеальных образов говорило о плохой их различимости респондентом и низкой значимости признака для измерения.

В результате проведенной оптимизации объем семантической шкалы уменьшился с 20 признаков (см. Табл. 1) до 8, показанных в Табл. 2.

Таблица № 2

Набор биполярных признаков используемых в оптимизированной семантической шкале.

слабый	-3	-2	-1	0	1	2	3	сильный
активный	-3	-2	-1	0	1	2	3	пассивный
ложный	-3	-2	-1	0	1	2	3	правдивый
хороший	-3	-2	-1	0	1	2	3	плохой
пунктуальный	-3	-2	-1	0	1	2	3	разболтанный
неудачный	-3	-2	-1	0	1	2	3	удачный
глупый	-3	-2	-1	0	1	2	3	умный
важный	-3	-2	-1	0	1	2	3	неважный

Отметим, что в методике семантического дифференциала использовать вышеприведенную шкалу с 20-тью признаками еще можно при оценке одного-двух объектов. Но когда необходимо одновременно исследовать большее их количество, анкета становится тяжело читаемой. Собственно говоря, именно для таких случаев и производилась оптимизация шкалы. В частности, она применялась для исследования социальных установок студенчества по отношению к внутриличностным конфликтам, где пришлось одновременно оценивать пять объектов [9].

Целью настоящей работы являлся анализ следствий, к которым приводит вышеуказанное сокращение числа признаков, используемых в семантической шкале. Исследование выполнялось на результатах опроса, проведенного в конце 2016 г. среди студентов архитектурно-строительной академии ДГТУ. Анкетирование носило пилотажный характер, в нем участвовало 50 учащихся. Социальный портрет респондентов и анализ полученных данных полностью приведен в [10], здесь на этом мы останавливаться не будем. Приведем только часть результатов, необходимую для нашего сравнительного анализа.

Целью работы [10] было выявление депривационных установок студенчества. Эмоциональная составляющая установок определялась с использованием семантической шкалы, представленной в Табл. 1. Как мы уже упоминали, в своих исследованиях мы применяем вариант технологии семантического дифференциала с калибровкой. Студентов просили оценить по шкале Табл. 1 как свою реальную экономическую обеспеченность и социальную защищенность, так и идеальные абсолютно положительную и абсолютно отрицательную. Для расчета уровня эмоционального восприятия своей обеспеченности использовалась теория порождения ответов респондентами, известная как «теория идеальной точки» [6]. Применительно к нашей ситуации из нее следует, что уровень эмоционального восприятия определяет близости между образами реального объекта и идеальных конструктов в семантическом пространстве. И может быть оценен по соответствующим относительным расстояниям. В частности, в линейном приближении такой уровень пропорционален полуразности расстояний от образа реального объекта до образов абсолютно неприемлемой и, наоборот, полностью устраивающей респондентов обеспеченностей. Подобным образом были рассчитаны индивидуальные линейные уровни восприятия R_{lin} по полному набору семантических признаков, и r_{lin} – по укороченной

шкале. Здесь и далее уровни эмоциональное восприятие собственной обеспеченности нормировалось от -1 (отношение к максимально неприемлемой обеспеченности) до +1 (абсолютно положительная реакция). Кроме того, по индивидуальным R_lin и r_lin определялась разность восприятия ($\Delta_R=R_lin - r_lin$), возникающая за счет изменения базы семантической шкалы. Для этих трех величин были получены функции распределения по респондентам, показанные на Рис. 1, 2 и 3 соответственно. Здесь по горизонтальной оси показаны уровни восприятия (либо их разность), по вертикальной – доля респондентов (в %), характеризующаяся таким уровнем.

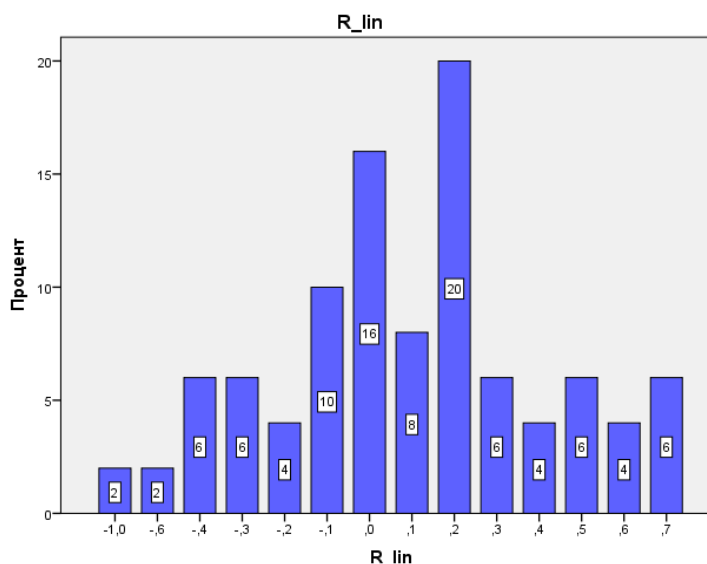


Рис. 1. - Диаграмма распределения респондентов по индексу аффективного восприятия социально-экономической обеспеченности. Линейное приближение. Посчитано по полному набору признаков.

Как показывает функция распределения разностей уровней восприятия (Рис. 3), для 26% респондентов уменьшение семантической базы не приводят к изменению оценок уровня восприятия, а для 44% - изменяет оценку всего на 0,1 (10% от максимального), причем для половины из них в одну сторону, а для остальных – в другую. Лишь для 30% респондентов оценки при трансформации шкалы изменяются на 0,2 и более. При этом опять же

примерно одинаково в обе стороны. Отметим, что исследователей всегда интересуют не индивидуальные уровни восприятия, а их функции распределения по группе в целом (Рис. 1 и 2).

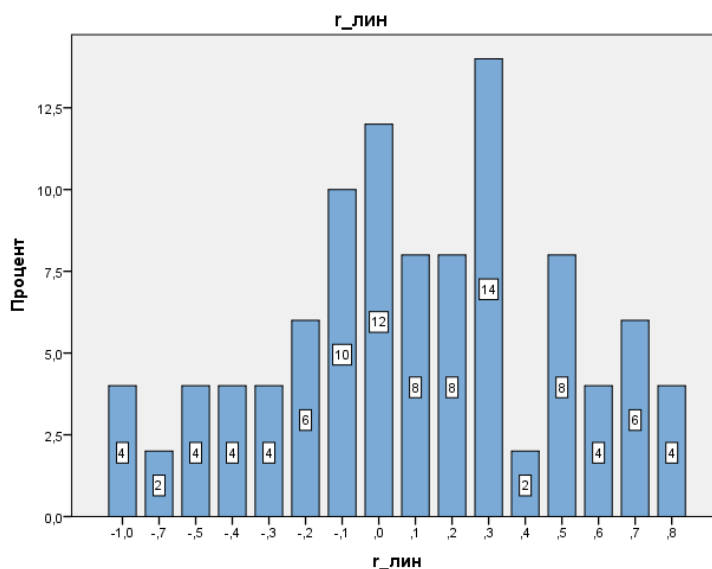


Рис. 2. - Диаграмма распределения респондентов по индексу аффективного восприятия социально-экономической обеспеченности. Линейное приближение. Посчитано по укороченному набору признаков.

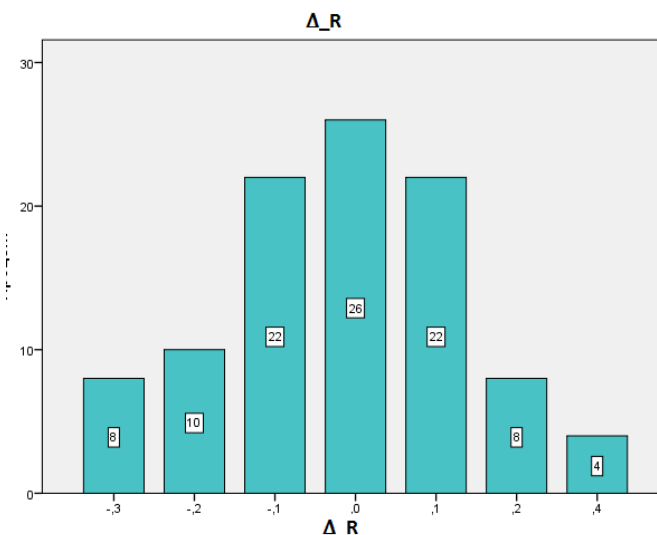


Рис. 3. - Диаграмма распределения респондентов по разности линейных уровней восприятия.

На групповом уровне разница в оценках уровня восприятия по полной и укороченной шкалах еще меньше, чем на индивидуальном. Здесь

изменения уровня восприятия для одних респондентов, к примеру, в положительную сторону, компенсируется отрицательными вариациями других респондентов. И наоборот. Функции распределения уровня восприятия, представленные на Рис.1 и 2 очень похожи. Обе двумодальные. Первый максимум наблюдается посередине, при нулевом уровне и на Рис. 1 он равен 16%, а на Рис. 2 - 12%. Вторые максимумы для этих двух функций различаются немного больше, на 6%, и сдвинуты на 0,1 по горизонтали.

Различия между функциями, представленными на Рис. 1 и 2 удобно исследовать по разности этих диаграмм, показанной на Рис. 4.

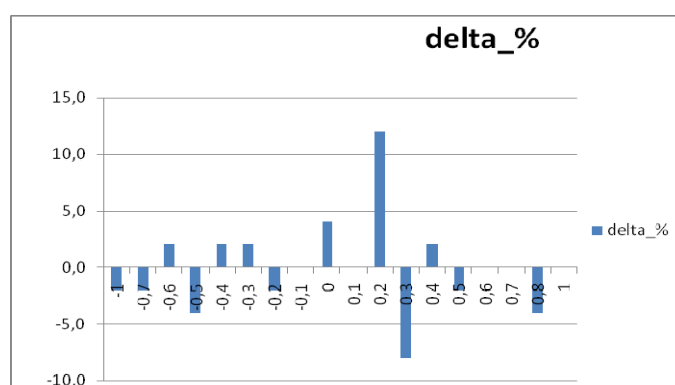


Рис. 4. Диаграмм разности линейных функций распределений, полученных по полной и укороченной семантическим шкалам.

Рисунок демонстрирует, близость этих функций распределения. Почти для всех уровней восприятия отличия не превышают 4%. Для 0,2 и 0,3 разница выше по модулю, но это связано с вышеуказанным сдвигом распределений. Если рассматривать данные для этих уровней вместе, в сумме, то опять получим те же 4%.

Во всех своих исследованиях эмоционального восприятия различных социальных процессов мы не ограничивались линейным приближением. Для учета нелинейных слагаемых в зависимости уровня восприятия от экспериментально определяемых вышеупомянутых относительных расстояний в семантическом пространстве нами разработана стохастическая психосемантическая модель [11]. В модели такая зависимость задается

стохастическим дифференциальным уравнением, потенциал которого определяется на базе концепции типичности, в рамках теории катастроф. При интерпретации результатов измерений такие уравнения решаются нами методом Монте-Карло на агентно-ориентированном пакете AnyLogic [11]. В конечном итоге определяются статистические характеристики задачи, такие как диаграммы распределения уровня эмоционального восприятия по респондентам [11].

На Рис. 5 – 8 показаны точно такие же функции, как и на Рис. 1- 4, но рассчитанные уже с учетом нелинейностей, в рамках теории катастроф.

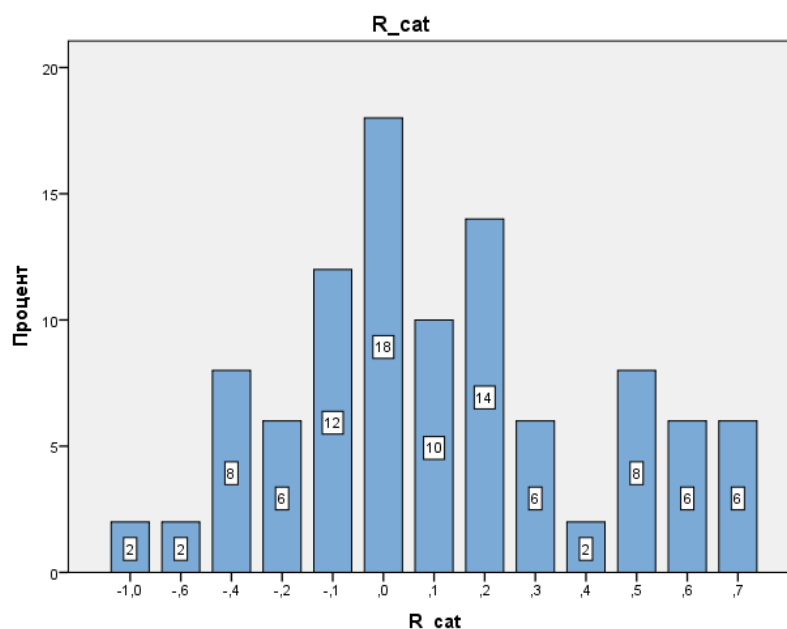


Рис. 5. - Диаграмма распределения респондентов по индексу аффективного восприятия социально-экономической обеспеченности. Нелинейное приближение. Посчитано по полному набору признаков.

Результаты, полученные по уточненным функциям распределения, в общем, подтверждают выводы, полученные по линейному приближению. Теперь на индивидуальном уровне подгруппа опрашиваемых, для которых оценки уровня восприятия не изменились, стала 34% (против 26% для линейных расчетов). Доля респондентов с изменениями 0,1 по модулю наоборот, уменьшилась до 36%. Как и ранее, для 30% анкетированных

получаются изменения оценок на 0,2 и выше. Хотя и здесь наблюдаются небольшие уменьшения вариаций. Если по линейному приближению оценка увеличивалась по модулю выше 0,2 у 12%, то теперь только у 8%.

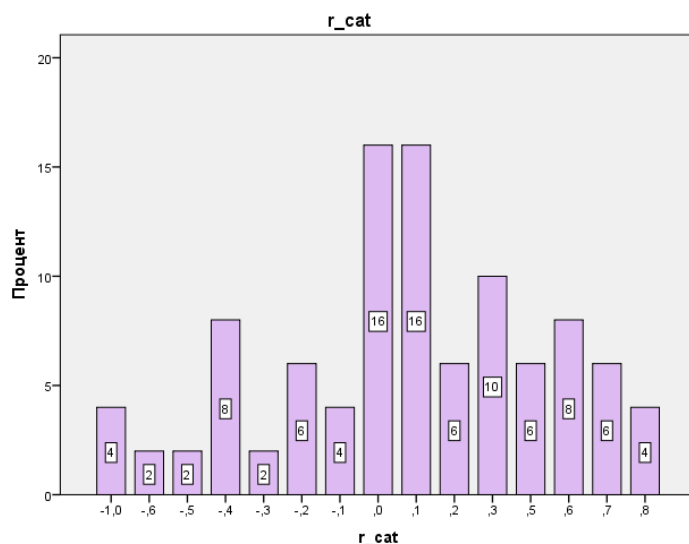


Рис. 6. – Диаграмма распределения респондентов по индексу аффективного восприятия социально-экономической обеспеченности. Нелинейное приближение. Посчитано по укороченному набору признаков.

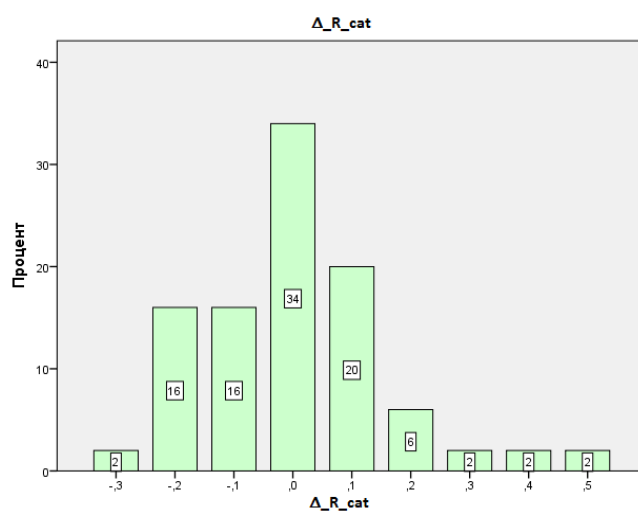


Рис. 7. – Диаграмма распределения респондентов по разности уточненных уровней восприятия, рассчитанных по нелинейной модели.

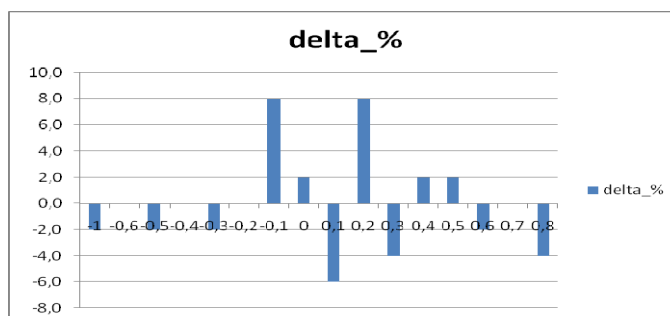


Рис. 8. Диаграмм разности уточненных функций распределений, полученных по полной и укороченной семантическим шкалам.

Следует отметить, что функция распределения респондентов по разности уровней Рис. 7 стала менее симметрична, чем ранее (см. Рис. 3). И теперь в целом по группе положительные и отрицательные вариации уровней меньше компенсируют друг друга. Изменения оценок уровней восприятия при уменьшении семантической базы в среднем по группе все равно меньше, чем на индивидуальном уровне. Но не настолько, как по анализу линейного приближения. Функции распределения, полученные по полной семантической шкале больше отличаются от посчитанных по укороченному оптимальному варианту. В частности, на диаграмме разности функций распределений Рис. 8 теперь наблюдается не 2, а 3 выброса с величинами больше 0,4 по модулю. И если выброс при уровне 0,2 можно объяснить сдвигом функции распределения вправо (суммарные изменения для уровней 0,2 и 0,3 всего 4%), то на уровнях -0,1 и +0,1 наблюдается более сложное поведение при изменении семантической базы. Оценка доли респондентов с уровнем восприятия -0,1 при уменьшении числа признаков уменьшается на 8%, а оценка с уровнем +0,1 увеличивается почти на столько же (6%). Можно сказать, что и здесь при изменении базы происходит сдвиг функции распределения вправо, но уже неоднородный.

Несмотря на вышеуказанные отличия, функции распределения Рис. 5 и 6 статистически похожи: обе одномодовые, средние и наиболее вероятные

значения практически совпадают. Оценки доли респондентов с нейтральным, слегка и сильно положительным, и наоборот, чуть-чуть и значительно отрицательным эмоциональным восприятием близки для исследований по полной и укороченной шкале.

Таким образом, проведенный в работе анализ, как по линейному приближению, так и по уточненному варианту, показал, что уменьшение количества признаков в семантической шкале до оптимального приводит к небольшим трансформациям оценок эмоционального восприятия. На индивидуальном уровне изменения в основном (для 70% респондентов) не более 10%, в целом по группе еще меньше. Какие из таких оценок более адекватны, и какой вариант семантической шкалы надо использовать при измерениях этот анализ конечно не дает.

С одной стороны, чем больше признаков содержит семантическая шкала, тем с большего числа сторон оценивается эмоциональное восприятие, что увеличивает адекватность. С другой стороны, из-за вышеуказанного психико-физиологических ограничений восприятия респондента, для больших шкал погрешности увеличиваются. Исходя из многолетнего опыта работы с технологией семантического дифференциала можно рекомендовать при одновременном исследовании одного – двух объектов применять полную шкалу из 15-20 признаков (типа представленной в Табл. 1). Если же необходимо рассматривать больше социальных явлений или процессов, то шкалу следует укорачивать. К примеру, до оптимального варианта из 8-ми признаков (см. Табл. 2). При этом оптимизацию следует проводить на основе экспериментальных данных, хотя бы предварительного исследования.

Выполнено по гранту ЮФУ № ВИГр-07/2017-20



Литература

1. Osgood C.E. The nature and measurement of meaning. Psychological Bulletin, Vol. 49, No. 3, May, 1952. P.197 – 327.
 2. Osgood C.E., Suci G.J., Tannenbaum P.H. The measurement of meaning. Urbana and Chicago: University of Illinois press, 1957. 347 p.
 3. Осгуд Ч., Суси Дж., Танненбаум П. Приложение методики семантического дифференциала к исследованиям по эстетике и смежным проблемам // Семиотика и искусствометрия. М.: Мир, 1972. 1.
 4. Мощенко И.Н. Психосемантическая феноменологическая модель групповой политической напряженности //Инженерный вестник Дона, 2010, №1 URL: ivdon.ru/magazine/archive/n1e2010/173.
 5. Новиков А.Л., Новикова И.А. Метод семантического дифференциала: теоретические основы и практика применения в лингвистических и психологических исследованиях. Вестник РУДН, серия Теория языка. Семиотика. Семантика, 2011, № 3. С. 63-71.
 6. Толстова Ю.Н. Измерение в социологии: Курс лекций.- М.: Инфра-М, 1998. 224 с.
 7. Розин М.Д., Мощенко И.Н., Свечкарев В.П., Иванова М.И. Обобщение закона факторизации семантического пространства применительно к любым оценочным шкалам. Инженерный вестник Дона, 2016, №3 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2016/3867.
 8. Мощенко И.Н., Мощенко О.А. Многомерный анализ значимости семантических шкал. Инженерный вестник Дона, 2016, №3 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2016/3873.
 9. Мощенко И.Н., Ярошенко А.Н., Мощенко О.А. Аффективные составляющие социальных установок студенчества по отношению к внутриличностным конфликтам Часть I. Инженерный вестник Дона, 2017, №1 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2017/4300.
-



10. Мощенко И.Н., Бугаян И.Ф. Депривационные установки студенчества архитектурно-строительной академии ДГТУ. Инженерный вестник Дона, 2017, №1 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2017/4267.

11. Мощенко И.Н., Иванова М.И. Стохастическая интерпретация психосемантической феноменологической модели оценок социальных установок. Инженерный вестник Дона, 2015, №2. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n2y2015/2948.

References

1. Osgood C.E. The nature and measurement of meaning. Psychological Bulletin, Vol. 49, No. 3, May, 1952. P.197 – 327.

2. Osgood C.E., Suci G.J., Tannenbaum P.H. The measurement of meaning. Urbana and Chicago: University of Illinois press, 1957. 347 p.

3. Osgud Ch., Susi Dzh., Tannenbaum P. Semiotika i iskusstvometrija. M.: Mir, 1972. pp. 355–359. 1.

4. Moshchenko I.N. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2010, №1 URL: ivdon.ru/magazine/archive/n1e2010/173.

5. Novikov A.L., Novikova I.A. Vestnik RUDN, seriya Teoriya yazyka. Semiotika. Semantika, 2011, № 3. Pp. 63-71.

6. Tolstova Ju.N. Izmerenie v sociologii: Kurs lekcij [Measurement in Sociology: lectures]. M.: Infra-M, 1998. 224 p.

7. Rozin M.D., Moshchenko I.N., Svechkarev V.P., Ivanova M.I. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2016, №3 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2016/3867.

8. Moshchenko I.N., Moshchenko O.A. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2016, №3 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2016/3873.

9. Moshchenko I.N., Yaroshenko A.N., Moshchenko O.A. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2017, №1 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2017/4300.

10. Moshchenko I.N., Bugayan I.F. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2017, №1 URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2017/4267.



11. Moshchenko I.N., Ivanova M.I. Inzhenernyj vestnik Dona (Rus), 2015, №2. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n2y2015/2948.