

УДК 159.9

DOI 10.25205/2658-4506-2019-12-1-65-79

**А. А. Фёдоров**

*Новосибирский государственный университет  
ул. Пирогова, 1, Новосибирск, 630090, Россия*

*fedleks@yandex.ru*

**ВНУТРЕННЯЯ СТРУКТУРА И КОНСТРУКТИВНАЯ  
ВАЛИДНОСТЬ РУССКОЯЗЫЧНОЙ ВЕРСИИ ШКАЛЫ  
ОТНОШЕНИЯ К РЕАЛЬНОСТИ \***

Представлены результаты проверки внутренней структуры и конструктивной (конвергентной и дискриминантной) валидности русскоязычной версии шкалы отношения к реальности (The attitude about reality scale, AARS), разработанной Р. Унгер, Р. Драпером и М. Пендеграссом в 1986 г. Выборка исследования составила 272 чел. Конфирматорный факторный анализ показал, что и однофакторная, и трехфакторная модели шкалы демонстрируют неприемлемый уровень соответствия эмпирическим данным. В свою очередь, исследовательский факторный анализ не позволил получить интерпретируемое факторное решение. Также было выявлено, что внутренняя согласованность AARS является довольно низкой, а корреляционные связи не подтверждают ее конвергентной валидности, хотя и свидетельствуют в пользу дискриминантной валидности. Полученные результаты показывают, что в существующем виде шкала отношения к реальности не подходит для оценки представлений человека о действительности.

*Ключевые слова:* шкала отношения к реальности, логический позитивизм, социальный конструкционизм, валидность.

Шкала отношения к реальности (*The attitude about reality scale, AARS*) была разработана Р. Унгер, Р. Драпером и М. Пендеграссом в 1986 г. [Unger et al., 1986]. Данная шкала рассматривается автора-

---

\* Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-013-00715.

*Фёдоров А. А.* Внутренняя структура и конструктивная валидность русскоязычной версии шкалы отношения к реальности // Reflexio. 2019. Т. 12, № 1. С. 65–79.

ми как инструмент, операционализирующий представления индивида о том, как устроена реальность, при этом одна шкала соответствует принятию *социального конструкционизма*, а другой – *логического позитивизма*. Концептуальной основой этого различия выступает подход А. Басса, который предлагал выделять два прототипических утверждения, отражающих взгляды на природу субъект-объектных отношений, т. е. отношений между индивидом и действительностью [Buss, 1978]. Эти утверждения формулируются следующим образом: (1) «Человек конструирует реальность» и (2) «Реальность конструирует человека». Согласно А. Бассу, психологические революции можно описать в терминах сдвига от одного прототипического утверждения к другому. Так, например, переход от структурализма к бихевиоризму есть переход от взгляда «человек конструирует реальность» ко взгляду «реальность конструирует человека», в то время как переход от бихевиоризма к когнитивизму шел в обратном направлении.

Р. Унгер с соавторами полагают, что в основе утверждения «реальность конструирует человека» лежит логический позитивизм [Unger et al., 1986]. При этом оно связано с верой в биологический и физический детерминизм, а также в то, что мы будем приближаться ко все более глубокому и полному познанию реальности посредством разработки все более точных методов измерения. Утверждение «человек конструирует реальность», напротив, отражает более релятивистский взгляд на причинность и тесно связано с социальным конструкционизмом К. Гергена [Gergen, 1985].

Шкала отношения к реальности представляет собой 40-пунктовую шкалу, каждый пункт которой оценивается по 7-балльной шкале Ликерта от (1) практически полностью не согласен до (7) практически полностью согласен. Люди, набирающие высокие показатели по этой шкале, характеризуются позитивистским взглядом на реальность. Согласно авторам методики, они:

«1) демонстрируют доминирующую тенденцию соглашаться с утверждениями, согласно которым реальность стабильна, необратима и детерминирована;

2) соглашаются с утверждениями о биологической и интрапсихической (а не средовой или социальной) причинности;

3) верят в индивидуальную, а не социальную детерминацию власти и статуса;

4) демонстрируют общее принятие существующего положения вещей;

5) верят в успешное функционирование науки как общественного института, а также в то, что научный успех – это результат заслуг» [Unger et al., 1986. P. 71].

Люди, набирающие низкие показатели по AARS, поддерживают позицию социального конструкционизма, т. е.:

«1) демонстрируют доминирующую тенденцию соглашаться с утверждениями, согласно которым реальность изменчива и во многом зависит от культурных и исторических определений;

2) верят в средовую детерминированность многих социальных проблем;

3) полагают, что в функционировании общества важную роль играет динамика, которую задают факторы, лежащие вне индивида;

4) менее удовлетворены существующим положением вещей и менее негативно смотрят на попытки людей изменить общество;

5) не уверены в том, что в науке меритократия работает так же хорошо, как в других сферах общества» [Ibid. P. 71].

Авторами методики продемонстрировано, что шкала отношения к реальности характеризуется хорошей внутренней согласованностью ( $\alpha = 0,72$ ) и относительно высокой ретестовой надежностью на трехмесячном интервале ( $r = 0,73$ ). Они также предприняли попытку установить факторную структуру методики, но шкалы, сформированные на основе четырехфакторного решения, показали низкую внутреннюю согласованность ( $\alpha$  между значениями 0,18 и 0,72). Таким образом, согласно разработчикам AARS, эта шкала является одномерным инструментом.

Л. А. Джексон и Д. Л. Джефферс, однако, поставили под сомнение одномерность этой шкалы, основываясь на том факте, что она включает в себя пункты, весьма отличные друг от друга с точки зрения их содержания (например, такие разные утверждения, как «Гораздо важнее нравиться людям, чем быть влиятельным» и «Важные идеи обычно рождаются в авторитетных организациях», указывают на позитивизм) [Jackson, Jeffers, 1989]. Они предприняли исследование, направленное на установление факторной структуры AARS и оценку ее конвергентной и дискриминантной валидности. Результаты проведенного ими факторного анализа показывают, что 25 из 40 утверждений оригинальной шкалы можно распределить по двум или трем факторам. Два фактора, которые они назвали «социальный детерминизм» и «индивидуальный детерминизм», легко интерпретируются с точки зрения содержания и обладают хорошей внутренней согласованно-

стью ( $\alpha = 0,69$  и  $0,65$  соответственно). Внутренняя согласованность третьего фактора, обозначенного как «вариативный детерминизм», существенно ниже ( $\alpha = 0,50$ ), а содержание пунктов менее однородно. Незначимые корреляционные связи с другими методиками, используемыми в исследовании (среди которых краткая форма полоролевого опросника Бем, шкала локуса контроля Роттера и шкала самоуважения Розенберга), указывают на дискриминантную AARS.

В исследовании У. Дж. Эванса также была установлена конструктивная валидность шкалы отношения к реальности [Evans, 2000]. Им были выдвинуты и подтверждены гипотезы, что между баллами по AARS и баллами по шкале толерантности к неопределенности Маклейна (MSTAT-I) существует значимая отрицательная корреляционная связь ( $r = -0,35$ ), между баллами по AARS и баллами по шкале правого авторитаризма – значимая отрицательная ( $r = 0,66$ ), а между AARS и шкалой социальной желательности Марлоу-Крауна значимая корреляционная связь отсутствует ( $r = 0,17$ ).

Можно отметить, что как в исследовании Р. Унгер с соавторами, так и в работе Л. А. Джексона и Д. Л. Джефферса внутренняя структура AARS устанавливалась при помощи исследовательского факторного анализа, но пригодность полученных ими моделей (одномерной и трехмерной соответственно) в дальнейших исследованиях не оценивалась. Соответственно, настоящее исследование направлено на проверку внутренней структуры русскоязычной версии шкалы отношения к реальности при помощи конфирматорного факторного анализа, а также оценку ее конструктивной валидности.

### **Выборка**

В исследовании приняли участие 272 чел. в возрасте от 17 до 53 лет ( $M = 21,21$ ,  $Me = 20$ ,  $SD = 4,83$ ), 80 мужчин и 192 женщины.

*Подвыборки по использованным методикам:* шкала отношения к реальности (AARS) – 272 чел., шкала толерантности к неопределенности Маклейна (MSTAT-I) – 88 чел., краткая форма личностного опросника Айзенка – 184 чел.

Данная выборка удовлетворяет средним по строгости эмпирическим правилам для проведения конфирматорного факторного анализа, опирающимся либо на абсолютное число людей в выборке ( $N > 200$ ), либо на соотношение числа людей к количеству переменных ( $N : p > 5$ ) [MacCallum et al., 1999].

## Инструменты

1. *Шкала отношения к реальности (AARS)*. Данная шкала состоит из 40 пунктов, оцениваемых по 7-балльной шкале Ликерта от (1) практически полностью не согласен до (7) практически полностью согласен. Для этого исследования был осуществлен перевод данной шкалы на русский язык, при этом для контроля его качества использовался метод обратного перевода. Текст методики и ключ приведены в Приложении к статье.

2. *Шкала толерантности к неопределенности Маклейна (MSTAT-I)* в адаптации Е. Г. Луковицкой, текст методики был взят из работы Е. Н. Осина [2010]. Выбор данной методики обусловлен ее использованием в исследовании У. Дж. Эванса, при этом существование значимой отрицательной связи между баллами по MSTAT-I и AARS рассматривается как свидетельство в пользу конструктивной валидности последней.

3. *Краткая форма личностного опросника Айзенка (ЛЮА-К)* [Слободская и др., 2006] проводилась полностью, но использовались только показатели шкалы лжи для оценки дискриминантной валидности в контексте анализа смещения ответов, которое может быть вызвано социальной желательностью.

## Результаты и обсуждение

### *Факторная структура AARS*

Для анализа факторной структуры шкалы отношения к реальности проводился конфирматорный факторный анализ в статистическом пакете *EQS 6.2 for Windows*. Учитывая предыдущие исследования, проверялись две теоретические модели. Модель 1 является однофакторной и опирается на оригинальное исследование авторов данной шкалы [Unger et al., 1986]. Модель 2 является трехфакторной и получена в исследовании Л. А. Джексона и Д. Л. Джефферса [Jackson, Jeffers, 1989].

Поскольку распределение переменных отклоняется от многомерной нормальности ( $s.r. = 41,3$ ), конфирматорный факторный анализ проводился с поправкой Саторры – Бентлера [Satorra, Bentler, 1994]. Для оценки пригодности моделей использовались следующие показатели: 1) Satorra – Bentler (S-B)  $\chi^2 p > 0,05$ ; 2) RMSEA  $< 0,05$  (при 90 %

CI от 0,000 до 0,049); 3) CFI > 0,95; 4) IFI > 0,95; 5) TLI > 0,95. Результаты проверки обеих моделей представлены в табл. 1.

Таблица 1

## Показатели соответствия моделей AARS по итогам CFA

Модель	(S-B) $\chi^2$ , $p$	RMSEA (90 % CI)	CFI	IFI	TLI
М.1 (Унгер и соавт.)	1325,97, $p < 0.001$	0,054 (0,049 0,059)	0,442	0,463	0,412
М.2 (Джексон и Джефферс)	403,59, $p < 0.001$	0,042 (0,033 0,051)	0,698	0,717	0,667

Как видно из приведенных показателей, обе модели продемонстрировали неприемлемый уровень соответствия эмпирическим данным. Учитывая это, была предпринята попытка установления факторной структуры AARS при помощи метода главных компонент. Отметим, что поскольку этот метод представляет собой главным образом дескриптивную технику, он не требует многомерной нормальности данных [Jolliffe, 2002].

Проведенный исследовательский факторный анализ с прямоугольным вращением Варимакс позволяет выделить 15 факторов, собственное значение которых выше 1, объясняющих 60,7 % общей дисперсии. Однако подобное факторное решение нельзя признать удовлетворительным, поскольку оно приводит к выделению большого числа факторов, включающих всего 1 или 2 пункта, кроме того, процент объясняемой дисперсии, с учетом количества факторов, должен быть больше. Опираясь на метод каменной сыпи (см. рис.), можно получить трех- или четырехфакторное решение, но процент объясняемой дисперсии такого решения даже при четырех факторах чрезвычайно мал (25,8 %).

Также в программном пакете Statsoft STATISTICA 10 оценивалась надежность по внутренней согласованности как для всей шкалы AARS, так и для отдельных подшкал, выделенных в исследовании Л. А. Джексона и Д. Л. Джефферса. Для всей шкалы коэффициент  $\alpha$  ока-

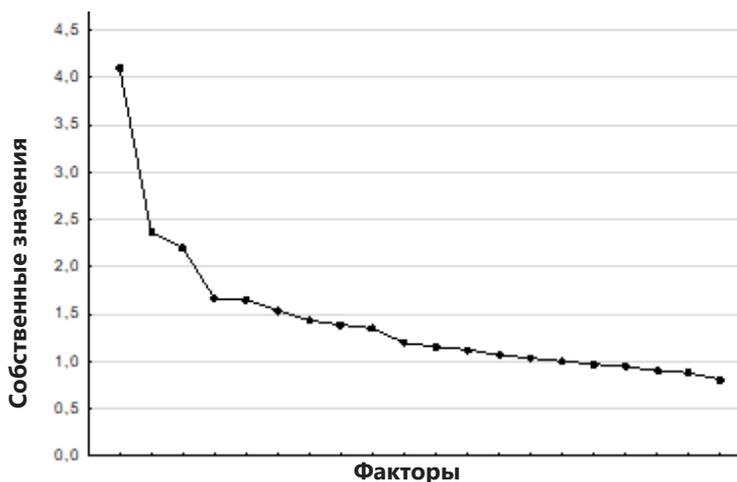


График собственных значений выделенных факторов

заявлено равен 0,50, для подшкалы «социальный детерминизм» –  $\alpha = 0,43$ , подшкалы «индивидуальный детерминизм» –  $\alpha = 0,63$  и подшкалы «вариативный детерминизм» –  $\alpha = 0,55$ . И хотя конвенциональные пороговые значения коэффициента альфа отнюдь не являются сакральными [Schmitt, 1996], в данном случае, учитывая количество пунктов в шкале и подшкалах, а также результаты проведённого конфирматорного факторного анализа, следует признать, что AARS характеризуется довольно низкой внутренней согласованностью.

#### *Оценка конструктивной валидности AARS*

В данном исследовании оценивались два вида конструктивной валидности AARS – конвергентная и дискриминантная валидность. Согласно У. Дж. Эвансу, значимая отрицательная корреляционная связь между баллами по AARS и MSTAT-I свидетельствует в пользу конвергентной валидности методики, а низкие значения корреляционных связей между AARS и показателем социальной желательности – в пользу дискриминантной валидности. Результаты приведены в табл. 2 (учитывая нарушения нормальности, использовались непараметрические коэффициенты Спирмена ( $\rho$ ) и Кендалла ( $\tau$ )).

Полученные результаты не подтверждают конвергентной валидности AARS, но свидетельствуют в пользу ее дискриминантной ва-

лидности, поскольку связи со шкалой лжи ЛОА-К являются слабыми (хотя коэффициент  $\tau$  и является значимым).

Таблица 2

Корреляции между AARS, MSTAT-I и шкалой L ЛОА-К  
(\*  $p < 0,05$ )

Шкала	AARS		N
	$\rho$	$\tau$	
MSTAT-I	-0,14	-0,09	88
L ЛОА-К	0,13	0,10*	184

### Заключение

Таким образом, проведенный конфирматорный факторный анализ показывает, что существующие модели структуры шкалы отношения к реальности обладают низкой пригодностью, а исследовательский факторный анализ не позволяет получить интерпретируемое решение, объясняющее приемлемый процент дисперсии. Внутренняя согласованность AARS является низкой, а корреляционные связи не свидетельствуют в пользу ее конструктивной валидности.

Вероятно, подобная неоднородность содержания шкалы отношения к реальности может быть объяснена тем, что хотя она и опирается на подход А. Басса, при ее конструировании учитывалось не столько содержание логического позитивизма и социального конструкционизма как философских концепций, сколько взгляды конкретных «ученых – общественных активистов, которые, судя по всему, поддерживают социально-конструкционистскую позицию» [Unger et al., 1986. P. 72]. В силу этого «логико-позитивистскому» взгляду на реальность были приписаны не те особенности, которые ему действительно присущи, а скорее те, которые его характеризуют с точки зрения социальных конструкционистов (и похоже, что это искаженное представление). Так, например, из логического позитивизма и прототипического утверждения «реальность конструирует человека» не следует, что «нельзя научить людей творить – они либо рождаются способными к творчеству, либо нет» (п. 14 AARS) или что «то, что с нами

происходит, зависит от наших собственных усилий и заслуг» (п. 17 AARS). В результате представления о реальности оказались смешаны с социально-политическими взглядами и идеологемами.

Проведенное исследование показывает, что в существующем виде шкала отношения к реальности не подходит для оценки представлений человека о действительности. По-видимому, дальнейшая работа, направленная на их операционализацию, должна быть сосредоточена не на попытках доработать эту весьма неоднородную методику, а на разработке нового инструмента, в котором, возможно, будут использованы отдельные пункты, входящие в AARS. В любом случае, подобные представления следует рассматривать не как гипотетические причины, объясняющие действия человека, а как диспозиции, являющиеся вероятностью поведения.

### Список литературы

Осин Е. Н. Факторная структура русскоязычной версии шкалы общей толерантности к неопределенности Д. Маклейна // Психологическая диагностика. 2010. № 2. С. 65–86.

Слободская Е. Р., Князев Г. Г., Сафронова М. В. Краткая форма личностного опросника Айзенка (ЛЮА-К) и ее использование для оценки риска употребления психоактивных веществ // Психологический журнал. 2006. Т. 27, № 3. С. 94–105.

Buss A. R. The structure of psychological revolutions // Journal of the History of the Behavioral Sciences. 1978. Vol. 14, No. 1. P. 57–64.

Evans W. J. Construct validity of the Attitudes about reality scale // Psychological Reports. 2000. Vol. 86, No. 3. P. 738–744.

Gergen K. J. The social constructionist movement in modern psychology // American Psychologist. 1985. Vol. 40, No. 3. P. 266–275.

Jackson L. A., Jeffers D. L. The Attitudes about reality scale: a new measure of personal epistemology // Journal of Personality Assessment. 1989. Vol. 53, No. 2. P. 353–365.

Jolliffe I. T. Principal component analysis. New York: Springer-Verlag, 2002.

MacCallum R. C., Widaman K. F., Zhang S., Hong S. Sample size in factor analysis // Psychological Methods. 1999. Vol. 4, No. 1. P. 84–99.

Satorra A., Bentler P. M. Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis // Latent variables analysis: Applications for developmental research: Thousand Oaks, CA: Sage, 1994. P. 399–419.

*Schmitt N.* Uses and abuses of coefficient alpha // *Psychological Assessment*. 1996. Vol. 8, No. 4. P. 350–353.

*Unger R. K., Draper R. D., Pendergrass M. L.* Personal epistemology and personal experience // *Journal of Social Issues*. 1986. Vol. 42, No. 2. P. 67–79.

*Материал поступил в редколлегию 09.02.2019*

**A. A. Fedorov**

*Novosibirsk State University  
1 Pirogov Str., Novosibirsk, 630090, Russian Federation*

*fedleks@yandex.ru*

**THE INTERNAL STRUCTURE AND CONSTRUCT VALIDITY  
OF THE RUSSIAN-LANGUAGE VERSION OF THE ATTITUDES  
ABOUT REALITY SCALE \***

The internal structure and construct (convergent and discriminant) validity of the Russian-language version of the Attitudes about reality (AAR) scale developed by R. K. Unger, R. D. Draper and R. D., & M. L. Pendergrass (1986) are examined. The sample was 272 subjects. The confirmatory factor analysis revealed that both one-factor and three-factor structural models have poor fit indices. The exploratory factor analysis, in turn, did not allow to obtain an interpretable factor solution. The study also showed that the internal consistency of AARS is rather low. The obtained correlations do not confirm the convergent validity of the scale, although they provide initial support for its discriminant validity. The results show that the AAR scale in its current form is not suitable for assessing individual's beliefs about reality.

*Keywords:* attitude about reality scale, logical positivism, social constructionism, validity.

---

\* The research was supported by the Russian Foundation of Basic Research (RFBR), the scientific project No. 18-013-00715

## References

- Buss, A. R. (1978). The structure of psychological revolutions. *Journal of the History of the Behavioral Sciences*, 14 (1), 57–64.
- Evans, W. J. (2000). Construct validity of the Attitudes about reality scale. *Psychological Reports*, 86 (3), 738–744.
- Gergen, K. J. (1985). The social constructionist movement in modern psychology. *American Psychologist*, 40 (3), 266–275.
- Jackson, L. A., & Jeffers, D. L. (1989). The Attitudes about reality scale: a new measure of personal epistemology. *Journal of Personality Assessment*, 53 (2), 353–365.
- Jolliffe, I. T. (2002). *Principal component analysis*. New York: Springer-Verlag.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4 (1), 84–99.
- Osin, E. N. (2010). Faktornaia struktura russkoiazыchnoi versii shkaly obshchei tolerantnosti k neopredelennosti D. Makleina [The factor structure of the Russian-language version of D. Mclain's scale of general tolerance for ambiguity]. *Psikhologicheskaja Diagnostika*, 2, 65–86. (in Russ.)
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399–419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8 (4), 350–353.
- Slobodskaya, E. R., Knyazev, G. G., Safronova, M. V. (2006). Kratkaja forma lichnostnogo oprosnika Ajzenka (LOA-K) i ee ispol'zovanie dlja ocenki riska upotreblenija psihoaktivnyh veshhestv [Eysenck personality questionnaire brief form and its application for evaluation of adjustment and risk of psychoactive substances usage]. *Psikhologicheskii zhurnal*, 27 (3), 94–105. (in Russ.)
- Unger, R. K., Draper, R. D., & Pendergrass, M. L. (1986). Personal epistemology and personal experience. *Journal of Social Issues*, 42 (2), 67–79.

## ШКАЛА ОТНОШЕНИЯ К РЕАЛЬНОСТИ

(Р. Унгер, Р. Драпер, М. Пендеграсс, 1986)

	Практически полностью не согласен		Ни то, ни другое		Практически полностью согласен	
	1	2	3	4	5	6
1. В чьих руках власть – вот центральный вопрос, на который мы должны ответить, если хотим понять, как работает общество	1	2	3	4	5	6
2. Отказ соответствовать требованиям других людей мешает адаптации в обществе	1	2	3	4	5	6
3. Наука недооценивает степень влияния генов на поведение человека	1	2	3	4	5	6
4. Для социальных изменений необходимо несоответствие во взглядах	1	2	3	4	5	6
5. На выбор учёными метода изучения проблем влияют ценности общества, в котором они живут	1	2	3	4	5	6
6. Если кто-то усердно работает над решением проблемы, он обычно находит ответ	1	2	3	4	5	6
7. Если бы каждый знал, что для него важно, в мире всё было бы в порядке	1	2	3	4	5	6
8. Большинство различий между полами имеет эволюционный смысл	1	2	3	4	5	6
9. Люди, которые добиваются успеха, обычно его заслуживают	1	2	3	4	5	6
10. Утверждение «Узнайте истину, и истина сделает вас свободным» до сих пор справедливо	1	2	3	4	5	6
11. Чем больше технологий мы создадим, тем лучше будет наша наука	1	2	3	4	5	6

Продолжение таблицы

12. Случайные решения проблем крайне редки	1	2	3	4	5	6	7
13. В наши дни достижения людей признаются независимо от их расы, пола или социального класса	1	2	3	4	5	6	7
14. Нельзя научить людей творить – они либо рождаются способными к творчеству, либо нет	1	2	3	4	5	6	7
15. Среди людей, требующих социальных перемен, обычно много тех, кто не достиг успеха в существующем обществе	1	2	3	4	5	6	7
16. Научные факты меняются с течением времени	1	2	3	4	5	6	7
17. То, что с нами происходит, зависит от наших собственных усилий и заслуг	1	2	3	4	5	6	7
18. Однажды открытый научный факт навсегда становится частью науки	1	2	3	4	5	6	7
19. Мы сообщаем друг другу гораздо больше информации, чем осознаем	1	2	3	4	5	6	7
20. Большинство различий в человеческом поведении объясняются свойствами личности	1	2	3	4	5	6	7
21. Важные идеи обычно рождаются в авторитетных организациях	1	2	3	4	5	6	7
22. Старание часто может компенсировать отсутствие таланта в какой-то области	1	2	3	4	5	6	7
23. Гораздо важнее нравиться людям, чем быть влиятельным	1	2	3	4	5	6	7
24. Биологический пол, гендерные роли и сексуальные предпочтения тесно связаны друг с другом у нормального человека	1	2	3	4	5	6	7
25. Ключ к пониманию поведения взрослого человека – взаимоотношения между матерью и ребёнком	1	2	3	4	5	6	7
26. Люди, которые являются членами меньшинств, не должны беспокоиться о других людях в этих группах, которые менее успешны, чем они	1	2	3	4	5	6	7

27. Для понимания поведения человека крайне важно учитывать бессознательную мотивацию	1	2	3	4	5	6	7
28. «Отклоняющееся поведение» – это не особый вид поведения, а мнение других людей о том, что это поведение социально неприемлемо	1	2	3	4	5	6	7
29. Общество должно защищать себя от тех, кто не принимает его правил	1	2	3	4	5	6	7
30. Книги известных людей часто цитируются, чтобы добавить авторитета открытиям менее знаменитых исследователей	1	2	3	4	5	6	7
31. Большинство людей сотрудничают друг с другом, только если они понимают, что каждый получит выгоду от совместных действий	1	2	3	4	5	6	7
32. Признание заслуг в научном сообществе обусловлено высоким качеством сделанной работы	1	2	3	4	5	6	7
33. Очень важно сокращать дистанцию между «реальным миром» и научной лабораторией	1	2	3	4	5	6	7
34. Мы можем многое узнать о поведении человека, изучая животных	1	2	3	4	5	6	7
35. Те, кто считались инакомыслящими в один период истории, часто оказывались новаторами с точки зрения будущих эпох	1	2	3	4	5	6	7
36. Признание открытий в научном сообществе зависит от влияния человека, который его сделал	1	2	3	4	5	6	7
37. Лучше не знать слишком много о тех вещах, которые нельзя изменить	1	2	3	4	5	6	7
38. Физиологические различия ограничивают степень, до которой мужчины и женщины могут научиться быть похожими друг на друга	1	2	3	4	5	6	7
39. Люди, которые меньше теряют в случае разрыва отношений, будут с большей вероятностью гнуть в них свою линию	1	2	3	4	5	6	7
40. Большинство социальных проблем решаются немногочисленными высококвалифицированными специалистами	1	2	3	4	5	6	7

### **Ключ**

Перед суммированием баллов необходимо обратить 12 пунктов: # 1, 4, 5, 16, 19, 27, 28, 30, 33, 35, 36, 39.

Люди, которые набирают высокий балл по этой шкале, имеют позитивистский взгляд на реальность.

17-й пункт для русскоязычной версии шкалы был переформулирован (в оригинале он звучит следующим образом: «The United States has the most egalitarian society in the world»).