ИСКУССТВЕННЫЙ ИНТЕЛЛЕКТ И ЭКСПЕРТНЫЕ СИСТЕМЫ
(Вычислительные системы)
1997 год Выпуск 160

УДК 519

КАК ИЗМЕРИТЬ СКЛОННОСТЬ К КОНФОРМИЗМУ[1]

С.Л.Каргальцева, К.Ф.Самохвалов

Цель статьи — предложить некоторую процедуру для измерения предрасположенности испытуемого человека к конформизму. В известной мере такая цель мотивируется практическими соображениями, ибо политики и социальные психологи видят в конформизме одно из условий возможности влиять на общество [1, с. 105–108].

§ 1. Предварительные замечания

Чтобы выразить общий замысел работы, кратко обсудим сначала два вопроса. Первый: **как** проявляется конформизм? Второй: **почему** он проявляется? Ответ на первый — подборка фактов. Ответ на второй — некоторая гипотеза о причинах, вызывающих эти факты.

Факты. В 1951 году Эш своим классическим экспериментом положил начало опытному изучению конформизма [2]. В эксперименте Эша восьми участникам предлагалось визуально сравнить длину одиночного отрезка с длинами трех других. Участники по очереди сообщали номер отрезка, который, по их мнению, имеет ту же длину, что и одиночный отрезок.

[1]Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ № 97-06-80312.

Семь членов группы находились в сговоре с экспериментатором и давали то верные, то неверные ответы. "Неосведомленным" был лишь один, седьмой по очереди, испытуемый. Конечной целью эксперимента было выявить, как будет вести себя этот испытуемый, когда шесть человек до него и один после него единодушно удостоверят факт, противоречащий его собственному восприятию действительности.

Эш установил, что в описанных условиях 77% испытуемых по меньшей мере однажды ошибочно соглашались с утверждениями группы, а треть испытуемых систематически давали ошибочный ответ, совпадающий с групповым.

Более поздние исследования Уайлдера показали, что "давление конформности" увеличивается с численностью группы. Если в опыте помимо "неосведомленного" испытуемого участвует только один человек, ответы первого не будут "конформными", но с увеличением численности группы вероятность конформности возрастает, достигая максимума в присутствии 5–8 человек [3].

Оказалось, однако, что столь выраженным эффект бывает, главным образом, в тех случаях, когда у испытуемого нет никакой социальной поддержки. Достаточно ввести в группу одного–единственного человека, ознакомленного с сутью эксперимента и систематически разделяющего мнение испытуемого, как тот сразу начинает высказывать собственную точку зрения.

Согласно данным Констанцо [4], сильнее всего давление конформности сказывается в небольших группах подростков. В возрасте 12–13 лет этому давлению подвержен каждый второй, а после 19 — каждый третий (что согласуется с результатами Эша).

Кроме того, как показал Кратчфилд [5], человек способен успешнее сопротивляться давлению группы, если он достаточно образован и творчески настроен.

Подборка фактов дана по [1].

Гипотеза. Сказанное наводит на мысль, что наблюдаемые проявления конформизма обязаны совместному действию двух различных причин. Первая — это **боязнь** противопоставить себя обществу; вторая — **неуверенность** в собственных суждениях.

Замысел. Если это так, то отдельное проявление конформизма отдельным человеком может свидетельствовать о разном — в зависимости от преобладания первой или второй причины. Одно дело, если я перешел с компанией дорогу на красный свет светофора, боясь насмешек со стороны этой компании; другое дело, если я сделал так, зная, что я дальтоник, и потому полагаясь не на свое зрение, а на чужое. В первом случае я подлежу наказанию наравне с компанией, во втором — нет. Однако в обоих случаях я выгляжу конформистом для внешнего наблюдателя. Этот пример показывает, что для здравого учета конформизма (при попытках целенаправленно воздействовать на общество) желательно было бы уметь так оценивать склонность человека к конформизму, чтобы получаемая оценка позволяла различать вклады в возможный конформизм испытуемого каждой из упомянутых двух причин по отдельности.

Как могла бы быть устроена соответствующая измерительная процедура? Простейший ответ состоит в следующем. Искомая процедура DC является просто парой (U, F) двух других измерительных процедур U и F, где:

U — процедура измерения неуверенности испытуемого в своем мнении;

F — процедура измерения боязни испытуемым противопоставить свое мнение мнению общества.

Именно этот простейший случай исследуется в настоящей статье. Наша исходная цель, таким образом, свелась к двум задачам: спроектировать и описать процедуру U; спроектировать и описать процедуру F.

§ 2. Процедура U

Как можно измерить неуверенность человека в его собственные суждения? На первый взгляд проблема выглядит безнадежной. Неуверенность, говорят, двусмысленна, неясна, изменчива, субъективна и поэтому слишком неуловима для измерения. Но точно те же самые аргументы могли бы быть приведены первоначально и против возможности измерения температуры или размера. Обычные суждения о размерах изменчивы в зависимости от расстояния, перспективы, атмосферы, цвета, ракурса и даже заинтересованности. Размер может означать общий объем, или он может означать максимальный диаметр, длину, ширину и т.д. Аргументы против измерения неуверенности в действительности являются аргументами против измерения почти всего. Точность, фиксированный смысл и объективность суть результат измерения, а не предварительные условия его. В конце концов, цель любого измерения — осуществить определенное (быть может, очень сложное) наблюдение и зафиксировать полученный результат в некотором стандартном (как правило, числовом) коде. В этом смысле измерения являются частным видом опытного наблюдения, а их результаты — частным видом протоколов наблюдения. И в этом же смысле измерению подлежит вообще все, что подлежит наблюдению. Поэтому вопрос не в том, возможно ли вообще измерить неуверенность, а в том, результаты каких именно наблюдений считать прагматически важными (т.е. важными для принятия тех или иных решений в ходе достижения предполагаемых целей). Разумеется, ответ здесь зависит не только от суммы каких-либо выделенных **фактов**, но и от **предположений** о связи этих фактов со всем тем, что может встретиться при дальнейшем знакомстве с интересующей нас областью возможных явлений.

Одно такое предположение укажем сразу. Предполагается, что неуверенность человека в его собственные суждения зависит от вида суждений. Так что, например, неуверенность в суждение "Этот отрезок визуально равен по длине тому отрезку" и неуверенность в суждение "Это пятно выглядит таким же по цвету, что и то" — две разные характеристики испытуемого человека.

Связаны они друг с другом или нет — вопрос дополнительного исследования, но чтобы такое исследование провести, нужно уже уметь измерять обе характеристики.

В статье описывается измерительная процедура для первой из них; вторая может быть измерена аналогичным образом. Аналогичным образом могут быть измерены и многие другие неупомянутые виды неуверенностей.

Введем некоторые обозначения. Пусть x, y, z — переменные для отрезков; a, b, c — константы для них же. Пусть далее $P_a(x)$ означает: отрезок x визуально равен (для испытуемого) отрезку a. И, наконец, для всякого отрезка x пусть $|x|$ обозначает число, выражающее в ангстремах длину x.

Как кажется на первый взгляд, повседневный опыт надежно свидетельствует, что свойство "быть визуально равным данному отрезку a" является *размытым* в следующем смысле: выполняется условие

$$\forall xy(|x| \leq |y| \leq |x| + 1 \rightarrow (P_a(x) \leftrightarrow P_a(y))), \tag{1}$$

говорящее о том, что любые два отрезка x и y, разнящиеся по длине не более чем на один ангстрем, визуально равны (или не равны) данному отрезку a одновременно. И все же условие (1) не является правильным обобщением опытных данных: из него следует абсурдное, с точки зрения фактов, заключение, что любой сколь угодно длинный отрезок визуально равен по длине данному отрезку a для данного испытуемого.

В самом деле, рассмотрим одноместный предикат R на натуральных числах, определяемый соотношением:

(i) $R(n) \leftrightarrow \forall x(|x| = |a| + n \rightarrow P_a(x))$.

Как видим, этот предикат выполняется на числе n тогда и только тогда, когда всякий отрезок, длиною ровно на n ангстремов больше, чем a, визуально равен для испытуемого отрезку a. Естественно поэтому полагать, что в нормальных обстоятельствах (например, в отсутствие зрительных иллюзий) при $n = 0$ предикат R выполняется. Мы, таким образом, имеем:

(ii) $R(0)$.

С другой стороны, из (1) непосредственно вытекает

(iii) $\forall nxy(|y| = |a| + n \& |x| = |a| + n + 1 \rightarrow (P_a(x) \leftrightarrow P_a(y)))$.

В свою очередь, (iii) влечет:

(iv) $\forall n(R(n) \rightarrow R(n+1))$.

Это легко увидеть. Допустим, (iii) истинно, а (iv) — нет. Тогда для некоторого n_0 имеем:

(v) $R(n_0) \& \neg R(n_0 + 1)$.

Откуда, учитывая (i), получаем:

(vi) $\forall y(|y| = |a| + n_0 \rightarrow P_a(y)) \& (|x_0| = |a| + n_0 + 1 \& \neg P_a(x_0))$,

где x_0 — некоторый отрезок. Из (vi) следует:

(vii) $(|y_0| = |a| + n_0 \& P_a(y_0)) \& |x_0| = |a| + n_0 + 1 \& \neg P_a(x_0)$,

где y_0 — также некоторый отрезок. Что, в свою очередь, дает:

(viii) $|y_0| = |a| + n_0 \& |x_0| = |a| + n_0 + 1 \& \neg(P_a(y_0) \leftrightarrow P_a(x_0))$.

Но (viii) противоречит (iii); следовательно, не может быть так, чтобы (iv) было ложно, а (iii) было истинно. Значит, (iii) действительно влечет (iv).

С другой стороны, (ii) и (iv) дают по индукции:

(ix) $\forall n R(n)$,

или, вновь учитывая (i),

(x) $\forall nx(|x| = |a| + n \rightarrow P_a(x))$.

Выражение (x) очевидно означает, что любой сколь угодно длинный (длины $|a| + n$, где n — произвольное натуральное число) отрезок визуально равен по длине заданному отрезку a. Это и есть упомянутое абсурдное, с точки зрения фактов, следствие условия (1).

Вывод из наших рассуждений (из нашей версии "парадокса кучи"), стало быть, таков: первоначально размытый интуитивный смысл "размытости" визуальных длин отрезков **ошибочно** уточнять, вопреки расхожему мнению, как выполнение условия (1); нужно искать какие-то другие уточнения. Собственно говоря, нужно понять, в чем, конкретно, состоит фальшь условия (1), и почему она не видна сразу, а требует для своего обнаружения апелляции к "парадоксу кучи".

Рассмотрим бинарный предикат $S(x, y)$, обозначающий отношение: отрезок x визуально равен (для испытуемого) отрезку y. Отметим, что одноместный предикат $P_a(x)$ очевидным образом определи́м через предикат $S(x,y)$ и константу a:

(xi) $P_a(x) \leftrightarrow S(x,a)$.

Поэтому природа размытости предиката $P_a(x)$, **в чем бы она ни состояла**, целиком определяется природой размытости предиката $S(x,y)$. А предикат $S(x,y)$ *размыт* в следующем смысле: для него выполняется условие

$$\forall xy(|x| \le |y| \le |x| + 1 \to S(x,y)). \qquad (2)$$

Это условие говорит, что любые два отрезка, разнящиеся по длине не более, чем на один ангстрем, визуально равны друг другу (для данного испытуемого). Посмотрим, как условие (2) соотносится с условием (1). Перепишем (1) с учетом (xi). Получаем:

$$\forall xy(|x| \le |y| \le |x| + 1 \to (S(x,a) \leftrightarrow S(y,a))). \qquad (1^0)$$

Если бы условие (1) правильно выражало природу размытости предиката $P_a(x)$, то (1^0) должно было бы вытекать из (2). Но в том-то и дело, что это не так. В этом и состоит ошибка принятия условия (1) за выражение смысла размытости предиката $P_a(x)$.

Теперь посмотрим, чем эта ошибка маскируется. Условие (1^0) вытекает из условия (2) при дополнительном предположении, что предикат $S(x,y)$ симметричен и транзитивен:

(xii) $\forall xy(S(x,y) \leftrightarrow S(y,x))$;

(xiii) $\forall xyz(S(x,y)\&S(y,z) \to S(x,z))$.

В самом деле, пусть (2), (xi), (xii) и (xiii) верны, а (1^0) — нет. Тогда:

(xiv) $|x_0| \le |y_o| \le |x_0| + 1\&\neg(S(x_0,a) \leftrightarrow S(y_0,a))$,

где x_o, y_0 — некоторые конкретные отрезки. Из (xiv) имеем:

(xv) $|x_0| \le |y_0| \le |x_0| + 1\&((S(x_0,a)\&\neg S(y_0,a))\vee$
$\vee(\neg S(x_0,a)\&S(y_0,a)))$.

Из (2) и (xv) вытекает:

(xvi) $|x_0| \le |y_0| \le |x_0| + 1\&S(x_0,y_0)\&((S(x_o,a)\&\neg S(y_0,a))\vee$
$\vee(\neg S(x_0,a)\&S(y_0,a)))$,

или:

$$(\text{xvii})\quad |x_0| \le |y_0| \le |x_0|+1\&((S(x_0,y_0)\&S(x_0,a)\&\neg S(y_0,a))\vee \vee(S(x_0,y_0)\&\neg S(x_0,a)\&S(y_0,a))).$$

Из (xvii), (xii) и (xiii) путем очевидных преобразований получаем:

$$(\text{xviii})\quad |x_0| \le |y_0| \le |x_0|+1\&((S(x_0,y_0)\&S(x_0,a)\& \&\neg S(y_0,a)\&S(y_0,a))\vee(S(x_0,y_0)\&\neg S(x_0,a)\& \&S(x_0,a)\&S(y_0,a))).$$

Противоречие.

Этот несложный вывод (1^0) из (2), (xii), (xiii), как и две его посылки — (xii), (xiii) — из трех, интуитивно ощущаются как нечто само собою разумеющееся, что и создает иллюзию адекватности условия (1) (в его версии (1^0)) опытным данным. При этом выпадает из внимания тот факт, что, как показывает снова опыт, отношение "визуального" равенства отрезков (в отличие от "геометрического" равенства) не транзитивно, и что, следовательно, посылка (xiii) не верна.

Таким образом, если мы хотим иметь дело с предикатом $P_a(x)$, мы должны отправляться от следующего:

(а) **исходным** предикатом, подлежащим **непосредственному** наблюдению, является предикат $S(x,y)$;

(б) **предполагается**, что предикат $S(x,y)$ не транзитивен;

(в) **предполагается**, что предикат $S(x,y)$ рефлексивен, т.е. результаты наблюдения $S(x,y)$ удовлетворяют условию

$$\forall x S(x,x); \tag{3}$$

(г) **предполагается**, что предикат $S(x,y)$ симметричен, т.е. результаты наблюдения $S(x,y)$ удовлетворяют условию

$$\forall xy(S(x,y) \leftrightarrow S(y,x)); \tag{4}$$

(д) **предполагается**, что результаты наблюдения $S(x, y)$ удовлетворяют условию (2)[2];

(е) **дан** конкретный отрезок a;

(ж) предикат $P_a(x)$ **определяется** соотношением (xi).

Однако этот начальный материал нужно пополнить новыми предположениями, дабы установить для данного испытуемого (и оправдать как полезную для подразумеваемых применений) процедуру измерения степени неуверенности в суждения вида $P_a(x)$.

А именно, дополнительно мы предполагаем (ср. [7]), что отношение $S(x, y)$ в обычных обстоятельствах связано с длинами наблюдаемых отрезков таким образом, что:

(з) для каждого отрезка x длины d_1 найдется отрезок y длины d_2, $d_2 > d_1$, такой, что $\neg S(x, y)$;

(и) если x — произвольный отрезок длины d_1, y — произвольный отрезок длины d_2, $d_2 \geq d_1$, и имеет место $S(y, x)$, то для любого отрезка z длины d, $d_1 \leq d \leq d_2$, имеет место $S(x, z)$.

Вот теперь мы готовы говорить о процедуре U.

Описание процедуры. Опираясь на "а"-"и", можно договориться, в каких единицах мы собираемся измерять степень неуверенности испытуемого в суждения вида $P_a(x)$. Для этого введем (по индукции) следующую систему "баллов неуверенности". Условимся говорить, что суждение $P_a(x)$ *имеет степень неуверенности, равную 0 баллов*, если и только если $S(x, a)$. Далее, пусть Z_k — такое множество отрезков, что для каждого отрезка z из него степень неуверенности суждений $P_a(z)$ равна k баллам. И пусть $z_0 \in Z_k$ — произвольный самый короткий отрезок среди элементов множества Z_k. Кроме того, пусть y_0 — про-

---

[2]Имеются, правда, попытки дискредитировать условие (2) утверждением, что любая (например, в один ангстрем) геометрическая разница длин отрезков может быть сделана **статистически значимой** путем соответствующей обработки — в духе "выделения сигнала из шумов" — достаточно большого объема наблюдений (см.[6]). Забавно, что при этом не замечается **подмена** предмета обсуждения — подмена **наблюдаемого** предиката *"визуального равенства (неравенства)"* **вычисляемым** предикатом *"статистически значимого равенства (неравенства)"*. На таком пути легко оспорить вообще любое положение, просто заявив: давайте поговорим о чем-нибудь другом.

извольный самый короткий отрезок такой, что длина y_0 больше длины z_0 и $\neg S(y_0, z_0)$. Тогда некоторое суждение $P_a(x)$ *имеет степень неуверенности, равную* $k+1$ *баллам,* если и только если $S(x, y_0)$ и $\neg S(x, z_0)$.

Логическая корректность приведенного определения "баллов неуверенности" обеспечивается положениями "а"–"и", что непосредственно очевидно. Заметим лишь, что вместо баллов $0, 1, \ldots, k, k+1, \ldots,$ мы с равным успехом могли бы, соответственно видоизменив последующие обозначения, говорить о баллах $\varphi(0), \varphi(1), \ldots, \varphi(k),$ $\varphi(k+1), \ldots,$ где φ — произвольное строго монотонное преобразование числовой оси в себя. По этой собственно причине мы называем нашу шкалу возможных значений степени неуверенности именно балльной шкалой, а не как-либо иначе.

Что касается эмпирического смысла рассматриваемой системы баллов, то он согласован со следующими неформальными значениями. Во-первых, степень неуверенности тем больше, чем больше ее балл. Во-вторых, неуверенность тем меньше, чем больше уверенность; в частности, минимальная неуверенность в суждение $P_a(x)$ достигается испытуемым тогда и только тогда, когда он вполне уверен, что $S(x, a)$ — например, при $|x| = |a|$ или просто при $x = a$ (при $P_a(a)$). В-третьих, неуверенность в суждение $P_a(x)$ тем больше, чем больше уверенность в противоположное суждение $\neg P_a(x)$. В-четвертых, уверенность в суждение $\neg P_a(x)$ тем больше, чем отрезок x длиннее отрезка a. В-пятых, два суждения $P_a(x_1)$ и $P_a(x_2)$ могут иметь разные баллы неуверенности, даже если отрезки x_1 и x_2 визуально равны для испытуемого по длине, чем и предупреждается "парадокс кучи".

Возможные реализации. Процедура U, как она только что описана, может быть реализована на практике различными, разумеется, способами. Поэтому интересен вопрос, какие дополнительные соображения следовало бы привлечь для того, чтобы выделить среди прочих более предпочтительный способ?

В этой связи уместно отметить известное родство процедуры U так называемому *методу минимальных изменений*, широко и успешно применяемому в психофизических исследованиях (см., например, [8, с.210–223]).

Этот метод служит для определения порогов раздражения. Есть два вида таких порогов — *абсолютные пороги* и *разностные пороги*. *Абсолютный порог* раздражения — это та минимальная величина раздражения (предполагается, что мы умеем ее измерять в шкале отношений), когда ощущение, вызываемое ее действием, становится впервые заметным, или, как еще говорят, когда получается *едва заметное* ощущение. *Разностным порогом* называется минимальная величина раздражения, на которую нужно уменьшить или увеличить данное раздражение (что имеет смысл, ибо предполагается наличие шкалы отношений для измерения величин раздражения), чтобы впервые заметить хоть какое-то изменение первоначального ощущения, или, иными словами, чтобы получить ощущение, *едва заметно отличное* от данного. При этом первоначальная величина раздражения называется *нормальным раздражением* (обозначается N), а величина раздражения, которая изменяется, называется *переменным раздражением* (обозначается V).

Методы определения разностных и абсолютных порогов делят обычно на две группы, а именно, на *методы минимальных изменений* и *методы ошибок*. При помощи методов первой группы пороги определяются **непосредственно**, при помощи вторых пороги **вычисляются**. По мотивам, ясным из подстрочного примечания, нас должны интересовать лишь методы **минимальных изменений**. Кроме того, в силу специфики нашей задачи нам важно понять только то, как определяются **разностные** пороги.

Простейший способ определения разностного порога состоит в следующем. Для данного нормального раздражения N создаем (или отыскиваем) переменное раздражение V, заметно **большее**, чем N, и уменьшаем его до тех пор, пока различие сделается **впервые** незаметным. Фиксируем полученное при этом значение V_0 переменного раздражения. Затем мы его снова увеличиваем, пока оно не покажется впервые снова заметно бо́льшим, чем N. Пусть этому соответствует значение V_1. Величина $h(N)$, которая лежит посередине между впервые заметным различием и впервые незаметным различием, есть *средний верхний пункт равенства (в N)*: $h(N) = \frac{1}{2}(V_0+V_1)$. Величина ΔN, определяемая соотношением $\Delta N = h(N) - N$, называется *верхним разностным порогом (в N)*.

Нижний *разностный порог δN (в N)* определяется аналогичным образом, что, впрочем, для нас не существенно, ибо эта часть метода минимальных изменений не будет использоваться при реализации процедуры U.

Впредь условимся, что для данного N величину $h(N)$ мы будем называть (просто) *верхним* (а не *средним верхним*) *пунктом равенства в N*, если и только если мы предположили, что выполняется следующее так называемое *условие экспериментальной корректности*: величина $\Delta N/N$ не превосходит относительной ошибки, с какой мы имеем N.

Заметим также, что та реализация процедуры U, описание которой следует ниже, предполагает выполненным условие экспериментальной корректности для всех величин раздражения, что только будут упоминаться. Реализации U, возможные без этого предположения, — не предмет обсуждения в данной статье.

Начиная с этого момента, мы под стимулом раздражения (для испытуемого) понимаем произвольный отрезок x (визуально наблюдаемый им), а под величиной этого раздражения, измеряемой в шкале отношений, — геометрическую (физическую) длину $|x|$ отрезка x. Таким образом, $h(|x|)$ обозначает *верхний пункт равенства в $|x|$* (не забудем, что условие корректности предполагается выполненным: величина $\Delta|x|/|x|$ не превосходит относительной ошибки, с которой задана длина $|x|$). Теперь простейшая реализация процедуры U может быть описана достаточно просто.

Первый этап. Для исходного отрезка a методом минимальных изменений определяем верхний пункт равенства $h(|a|)$ в $|a|$; для всякого отрезка x промежуточной длины — от $|a|$ (включительно) до $h(|a|)$ (исключительно) — присваиваем суждению $P_a(x)$ балл 0 (неуверенности испытуемого в это суждение).

Второй этап. Задаем какой-нибудь отрезок b_1 длины $h(|a|)$; для отрезка b_1 методом минимальных изменений определяем верхний пункт равенства $h(h(|a|))$ в $h(|a|)$; для всякого отрезка промежуточной длины — от $h(|a|)$ (включительно) до $h(h|a|)$ (исключительно) — присваиваем суждению $P_a(x)$ балл 1 (неуверенности испытуемого в это суждение).

Третий этап. Задаем какой-нибудь отрезок b_2 длины $h(h(|a|))$; для отрезка b_2 методом минимальных изменений определяем и т.д.

Осуществляем столько таких этапов, сколько (например, $s \geq 1$) мы хотим получить различных балльных оценок неуверенности испытуемого в его собственные суждения вида $P_a(x)$.

В результате испытуемый (назовем его I) характеризуется следующим упорядоченным набором $Pro_{I,s}$ из s величин: $Pro_{I,s} = (|a|, |b_1|, |b_2|, \ldots, |b_{s-1}|)$. Здесь все члены последовательности $Pro_{I,s}$ — физические величины, измеренные в какой-то одной шкале отношений f. Последовательность $f^{(s)} = (f, f, \ldots, f)$ длины s можно считать шкалой, в которой измерена физическая величина $Pro_{I,s}$. Назовем эту шкалу *s-мерной f-шкалой отношений*. Тип (группа допустимых преобразований) s-мерной f-шкалы отношений $f^{(s)}$ индуцируется группой допустимых преобразований шкалы f. Величину $Pro_{I,s}$ впредь будем называть *s-балльным профилем неуверенности испытуемого I*.

До сих пор речь шла об измерении степени неуверенности в суждении вида $P_a(x)$: отрезок x визуально равен по длине данному отрезку a. Однако все сказанное равным образом приложимо и к суждениям других видов, например, к суждению $R_a(x)$: монохроматическое пятно x равно по цвету монохроматическому пятну a (раздражитель — длина световой волны); или к суждению $Q_a(x)$: образец x по запаху равен образцу a (раздражитель — процентное содержание в предъявляемых образцах, скажем, мускуса) и т.д. Поэтому, чтобы различать реализации процедуры U, отвечающие $P_a(x), R_a(x), Q_a(x)$ и т.д., мы иногда говорим, что U *имеет* соответствующие *модальности* $P_a(x), R_a(x), Q_a(x)$ и т.д., или что суждения $P_a(x), R_a(x), Q_a(x)$ и т.д. *суть* различные *модальности* U.

§ 3. Процедура F

Как мы отметили в самом начале статьи, назначение F — измерять боязнь испытуемых противопоставлять свое мнение (по определенному вопросу) мнению общества. Мы отметили также, что результаты эксперимента Эша (и всех родственных ему) зависят, возможно, от двух факторов, из которых только один — упомянутая боязнь. Поэтому измерительная методика Эша в чистом виде не может быть взята в качестве процедуры F — эту методику следует модифицировать таким образом, чтобы устранить влияние на ее результаты второго фактора. А так как второй фактор — обсуждавшаяся выше неуверенность, то требуемую модификацию можно осуществить следующим образом.

Описание F. Пусть мнение, которое испытуемый I сопоставляет с общественным, выражается суждениями вида $P_a(x)$. В этом случае модифицированная методика Эша начинается с выполнения процедуры U, имеющей модальность $P_a(x)$, чтобы установить $Pro_{I,s}$ для некоторого предварительно выбранного натурального $s \geq 1$: $Pro_{I,s} = (|a|, |b_1|, |b_2|, \ldots, |b_{s-1}|)$. Затем для произвольного отрезка x всем участникам эксперимента задают вопрос: верно ли, что $P_a(x)$? При этом испытуемый I не должен знать, что остальные договорились с экспериментатором отвечать на этот вопрос "нет", если $|a| \leq |x| < |b_1|$, и — "да", если $|b_1| \leq |x|$. Так повторяется с этим отрезком x и другими отрезками достаточно много раз, чтобы "набрать" следующую статистику: относительную частоту

$\nu(j)$, $j = 0, \ldots, s-1$, совпадений ответов испытуемого I и остальных участников на заданный вопрос, когда длина $|x|$ отрезка x, фигурирующего в вопросе, удовлетворяет условию $|a| \le |x| < |b_1|$ при $j = 0$, условию $|b_j| \le |x| < |b_{j+1}|$ при $0 < j < s-1$, и условию $|b_{s-1}| \le |x|$ при $j = s-1$. Значение ν для конкретного натурального числа j_0, т.е. $\nu(j_0)$, назовем *степенью боязни (модальности $P_a(x)$, испытуемого I) на уровне балла* j_0. Число j_0 при этом называется *степенью неуверенности (модальности $P_a(x)$, испытуемого I)*. Функцию $\nu(j)$ можно рассматривать как зависимость одного фактора конформизма — степени боязни ν (измеряемой в абсолютной шкале) от другого фактора — степени неуверенности j (измеряемой в s–балльной шкале).

Эта зависимость — выход процедуры F.

§ 4. Применение DC

Мы описали две измерительные процедуры U и F, тем самым описав и упомянутую в самом начале процедуру $DC = (U, F)$. Заметим только, что упорядоченная пара (U, F) истолковывается при этом как последовательное выполнение сначала процедуры U, а затем процедуры F; выходом процедуры DC считается выход процедуры F, т.е. зависимость $\nu_{I,M}(j)$ степени боязни от степени неуверенности, полученная для данного испытуемого I и для данной модальности M. Заметим также, что, поскольку частота измеряется в абсолютной шкале, то с величинами $\nu_{I,M}(j)$ допустимо обращаться как с просто числовыми функциями. В частности, можно усреднять зависимости $\nu_{I,M}(j)$ по множеству испытуемых и/или по множеству модальностей, если эти зависимости мы предварительно нашли для разных людей и разных модальностей.

Последнее замечание дает определенное основание для выбора некоторых рекомендаций по применению процедуры DC. Вспомним, что ожидаемое применение DC — это получение данных для целенаправленного влияния на общество. В этой связи возникает проблема: как по реакции, какова бы она ни была, человека на один вопрос (на одну модальность) судить о его возможных реакциях на другие вопросы (на другие модальности)? Как, например, по зависимости $\nu_{I,M1}(j)$, где $M1$ — модальность $P_a(x)$, судить о зависимости $\nu_{I,M2}(j)$, где $M2$ — модальность $Q_a(x)$? Какая связь между визуальной оценкой испытуемым длин отрезков (модальность $P_a(x)$) и его оценкой запахов (модальность $Q_a(x)$)? Или, скажем, как по реакции испытуемого на "**пустяковый**" вопрос о длинах отрезков судить о его реакции на "**важный**" вопрос о качестве правительства? Словом, проблема в том, чтобы найти для данного испытуемого некую единую характеристику, свободную от какой-либо конкретной модальности, но учитывающую все их.

Простейший способ решить эту проблему состоит в следующем. Формируем некоторое исходное множество $\mathcal{M}$ модальностей $M1, M2, \ldots$: $\mathcal{M} = \{M1, M2, \ldots\}$. Для этого $\mathcal{M}$ и испытуемого I получаем с помощью DC соответствующий ансамбль $N(I, \mathcal{M})$ зависимостей $\nu_{I,M1}(j)$, $\nu_{I,M2}(j), \ldots$; усредняем по этому ансамблю и в результате имеем единую зависимость (*среднее выборочное (по $\mathcal{M}$)*) $\nu_{I,\mathcal{M}}(j)$. Кроме того, вычисляем величины $(\nu_{I,M1}(j) - \nu_{I,\mathcal{M}}(j))^2$, $(\nu_{I,M2}(j) - \nu_{I,\mathcal{M}}(j))^2, \ldots$; для каждого j среди значений этих величин выбираем максимальное и извлекаем из него квадратный корень, обозначая результат, скажем, через $\Delta_{I,\mathcal{M}}(j)$; фиксируем две функции: $\tilde{n}_{I,\mathcal{M}}(j) = \nu_{I,\mathcal{M}}(j) + \Delta_{I,\mathcal{M}}(j)$ и $\underset{\sim}{n}_{I,\mathcal{M}}(j) = \nu_{I,\mathcal{M}}(j) - \Delta_{I,\mathcal{M}}(j)$.

Пусть теперь M — новая модальность, не принадлежащая множеству $\mathcal{M}$. Для этой новой модальности мы также можем с помощью DC установить зависимость $\nu_{I,M}(j)$. Мы говорим, что *модальность M должным образом связана с (модальностями из) $\mathcal{M}$*, если и только если для всех I и j выполняется условие $\underset{\sim}{n}_{I,\mathcal{M}}(j) \leq \nu_{I,\mathcal{M}}(j) \leq \tilde{n}_{I,\mathcal{M}}(j)$.

Далее мы **предполагаем**: наше исходное множество $\mathcal{M}$ модальностей $M1, M2, \ldots$ таково, что всякая модальность M, из числа вообще подлежащих рассмотрению, должным образом связана с $\mathcal{M}$.

Рассмотрим величину $\delta_{I,\mathcal{M}}(j) = \dfrac{\Delta_{I,\mathcal{M}}}{\nu_{I,\mathcal{M}}(j)}$. Обозначим через j_I самое маленькое натуральное число такое, что для всех j, $j = 0,\ldots,s-1$, выполняется неравенство $\delta_{I,\mathcal{M}}(j_I) \leq \delta_{I,\mathcal{M}}(j)$; это j_I назовем *характеристическим баллом (неуверенности) I*. Число $\nu_I = \nu_{I,\mathcal{M}}(j_I)$ назовем *характеристическим уровнем (боязни) I*. Согласно нашему предположению, характеристический балл указывает самую малую степень неуверенности I, при которой степень боязни I наиболее точно (с относительной погрешностью $\delta_{I,\mathcal{M}}(j_I)$) оценивается своим средним выборочным (по $\mathcal{M}$) значением — числом $\nu_{I,\mathcal{M}}(j_I)$.

Характеристический балл и характеристический уровень — это те параметры испытуемых, по которым можно сравнивать степени предрасположенности людей к конформизму. В самом деле, только тогда есть резон говорить, что испытуемый K не уступает в конформизме испытуемому I, когда K уверен в себе (в свои суждения) не меньше и уступает общественному мнению не реже, чем испытуемый I. В остальных случаях требуемое сравнение не имеет какого-либо определенного содержания. Но это значит, что бинарное отношение на множестве людей "*K не менее предрасположен к конформизму, чем I* (сокращенно, $I \prec K$)" оправдано задавать как частичный порядок, определяемый условием: $I \prec K$ тогда и только тогда, когда $j_K \leq j_I$ и $\nu_{I,\mathcal{M}}(j_I) + \Delta_{I,\mathcal{M}}(j_I) \leq \nu_{K,\mathcal{M}}(j_K) - \Delta_{K,\mathcal{M}}(j_K)$.

Заключение

Основной вывод статьи состоит в следующем. Чтобы иметь возможность использовать явление конформизма для целенаправленного и осознанного воздействия на людей, недостаточно оценивать конформизм с помощью известных измерительных процедур типа экспериментов Эша. На основании таких экспериментов нельзя даже частично упорядочить людей по степени их конформизма. Для этого требуются дополнительные предположения и дополнительная экспериментальная и теоретическая работа для их оправдания. В частности, экспериментальной проверке подлежат все предположения, сделанные по ходу настоящего изложения.

Литература

1. ГОДФРУА Ж. Что такое психология. Т. 2. — М.: Мир, 1992.

2. ASCH S.E. Effects of group pressure on the modification and distortion of judgements //H.Geutskow (Ed.). Groups, leadership and men. — Pittsburgh: Carnegie, 1951.

3. WILDER D. Perception of groups, size of opposition and social influence //J. of Experimental Social Psychology. — 1977. — № 13. — P. 253–268.

4. CONSTANZO P.R. Conformity and development as function of self–blame //J. of Personality and Social Psychology. — 1970. — № 14. — P.366-374.

5. CRUTCHFIELD R.S. Conformity and Character //American Psychologist. — 1970. — № 10. — P. 191–198.

6. HARDIN C.L. Phenomenal Colors and Sorites //Noûs. — 1988. — Vol. 14. — P. 213–234.

7. САМОХВАЛОВ К.Ф. Экспериментальная процедура для установления зависимости степени убедительности доказательств от длины //Методологические и технологические проблемы информационно–логических систем. — Новосибирск, 1988. — Вып. 125: Вычислительные системы. — С. 162–169.

8. ЧЕЛПАНОВ Г. Введение в экспериментальную психологию. — М. — 1916.

Поступила в редакцию
4 ноября 1997 года