М.А. Михеенкова

О логических средствах интеллектуального анализа социологических данных

Аннотация. В работе рассматриваются логические средства, применяющиеся для формализации качественного анализа социологических данных. Описываются возможности подходов, использующих ДСМ-рассуждения – класс когнитивных правдоподобных рассуждений – и аппарат булевой алгебры, проводится их сравнение.

Ключевые слова: формализованный качественный анализ, ДСМ-метод, автоматическое порождение гипотез, правдоподобные рассуждения, булева алгебра.

Введение

Термин «интеллектуальный анализ данных», несмотря на достаточно долгую историю своего существования (восходящую еще к работе [1]), до сих пор вызывает разночтения. Поэтому оговоримся сразу: мы будем понимать под интеллектуальным анализом данных автоматическое извлечение интерпретируемых зависимостей, неявно содержащихся в массивах эмпирических данных, между различными факторами. «Автоматическое» в рассматриваемом контексте подразумевает использование компьютерных систем, содержащих средства извлечения знаний из баз фактов, автоматического порождения гипотез и объяснения имеющихся фактов на основании порожденных гипотез, а также способных осуществлять дедуктивный вывод из исходных и полученных знаний. Системы, обладающие указанными возможностями, названы в [2] интеллектуальными – соответственно, анализ данных средствами таких систем характеризуется как интеллектуальный.

Так сформулированная задача интеллектуального анализа данных совпадает с представлением качественного (не количественного) анализа социологических данных как стратегии построения теории на основе эмпирических фактов с использованием индуктивного анализа. Такое понимание качественного исследования берет начало в работах создателей одной их наиболее развитых и авторитетных методологий – «обоснованной теории» (grounded theory) [3]. Существенно, что в рамках этого подхода сбор информации происходит вплоть до насыщения выборки – когда новые индикаторы, категории и т.п. (термины grounded theory) перестают формироваться. Будучи дополненной формальными средствами, обоснованная теория образует собой воплощение идей интеллектуального анализа социологических данных.

Проблема состоит в том, что распространенные традиции сбора и анализа эмпирических социологических данных предполагают повсеместное использование статистических средств как универсальных инструментов для выявления фундаментальных закономерностей[2]. В известной работе [4] неадекватное использование количественных средств (в том числе, и бессодержательная символизация, неоправданные математические аналогии, поверхностное формирование шкал для измерения качественных характеристик) названо «пустой квантофрени-

[1] Работа выполнена при поддержке РФФИ (проект № 08-01-00797а)

[2] Автору доводилось даже встречать ни с чем не сообразное утверждение, что в социологии анализ данных есть не что иное, как прикладная статистика, – и только.

ческой идеей», не обеспечивающей объективной картины мира. Стремление избежать указанной неадекватности привело к восприятию качественного анализа социологических данных – совокупности творческих эвристик общения исследователя и респондента, субъективно интерпретирующего социальные явления и процессы, – как принципиально неформализуемого [5, 6]. Однако субъективный характер результатов анализа полученного эмпирического материала на основе опыта, интуиции, знаний исследователя все же заставляет говорить о назревшей необходимости развития формальных методов качественного анализа данных [7].

1. Формализованный качественный анализ социологических данных

Развитие нестатистических средств качественного анализа социологических данных обусловлено рядом обстоятельств – как внешних, так и внутренних. С одной стороны, ряд задач анализа социальной действительности обладает принципиально ограниченной исходной базой фактов. С другой стороны, построение эмпирических теорий, как уже говорилось, предполагает выявление причинных зависимостей, что недостижимо статистическими средствами. Однако и многие методы, объединенные общим названием *data mining* и находящие свое применение в задачах анализа социологических данных (см., например, [8]), как правило, направлены не на извлечение закономерностей (знаний) из данных, а на решение задач классификации, кластеризации, управления и т.п.

Отсюда закономерно возникает интерес к использованию логических средств для анализа эмпирических социологических данных. Такого рода потребности собственно социологических исследований привели к созданию так называемого качественного сравнительного анализа [9, 10] (Qualitative Comparative Analysis, QCA), использующий аппарат булевой алгебры, а в более поздних вариантах – в сочетании с аппаратом нечетких множеств [11]. В отечественных исследованиях в качестве инструмента для анализа социологических данных, обладающего развитыми логическими средствами, используется ДСМ-метод автоматического порождения гипотез [12, 13] (ДСМ-метод АПГ или ДСМ-метод), реализованный, соответственно, в интеллектуальных системах типа ДСМ (ИС-ДСМ)[3].

ДСМ-метод представляет собой специальный класс рассуждений (ДСМ-рассуждения), реализующий синтез познавательных процедур – эмпирической индукции (формальных расширений и уточнений индуктивных методов английского философа и логика Д.С. Милля, в честь которого и назван метод), структурной аналогии и абдуктивного рассуждения Ч.С. Пирса как средства принятия гипотез на основе объяснения начальных данных [15]. Средством формализации ДСМ-рассуждений являются бесконечнозначные логики степеней правдоподобия порождаемых гипотез. Метод предназначен для исследования каузальности типа «структура – эффект» и опирается на принцип структурализма: «сходство фактов влечет наличие (отсутствие) изучаемого эффекта и его повторяемость».

Таким образом, при решении задачи интеллектуального анализа данных – выявлении причинных зависимостей – указанными средствами сходство фактов, имеющих определенную структуру, является источником детерминации явлений. Следовательно, стратегия анализа может опираться на различные варианты определения операции сходства – на основе как логико-алгебраического (QCA), так и формально-индуктивного подхода (ДСМ-метод АПГ). Дополнение логико-алгебраических процедур поиска сходства QCA адекватными процедурами вывода по аналогии и абдуктивного объяснения позволяет говорить о реализации общей эвристической схемы анализа данных «сходство – аналогия – абдукция» [16, 17], обобщающей схему ДСМ-анализа «индукция – аналогия – абдукция». Особенности такой реализации в обоих подходах и сравнение полученных результатов и составляют предмет настоящей работы.

Рассматриваемые схемы анализа данных позволяют решать ряд задач формализованного качественного анализа социологических данных, соотносящихся с представлением М. Вебера о необходимости развития в социологии каузального объяснения процесса действия, его направленности и последствий [18]. К таким задачам относятся исследование индиви-

[3] Описание варианта такого рода ИС для анализа социологических данных можно найти в [14].

дуального поведения, порождение детерминант поведения и типологизация социума на их основе; анализ и прогнозирование мнений респондентов как варианта поведения; выяснение влияния ситуации на поведение индивидуума; анализ рациональности мнений (в т.ч. степени рациональности мнений данной социальной общности). Здесь мы рассмотрим некоторые аспекты одной из перечисленных задач – анализа и прогнозирования мнений, общее представления об указанной проблематике можно составить по работам [13, 19].

Возможность использования предлагаемых средств опирается на ряд онтологических допущений относительно особенностей исследуемой предметной области. Мы рассматриваем социальные явления (к примеру, индивидуальное поведение в социуме или мнение респондента) как причинно обусловленные, понимая при этом под причинной обусловленностью предрасположенности (в смысле К. Поппера) к совершению поведенческих актов (действий, установок, мнений), реализующиеся при отсутствии противодействующих влияний (как внутренних – личностных, так и внешних – ситуационных). Принципиальным для предлагаемых эвристик является предположение о наличии как позитивных (+), так и негативных (–) фактов – примеров наличия или отсутствия исследуемого явления, вызванного позитивными и негативными причинами (наиболее существенными и устойчивыми влияниями), соответственно. Выполнение этого условия позволяет автоматически порождать фальсификаторы порожденных гипотез и может рассматриваться как основание для абдуктивного принятия индуктивных гипотез о причинах.

Из принципа структурализма вытекает необходимость предварительной формализации сходства объектов и их свойств, на основе которого формируются гипотезы о причинах. Для рассматриваемого варианта формализованного качественного анализа социологических данных с использованием указанных эвристик основой представления знаний о социальных субъектах (как индивидах, так и социальных общностях) является так называемый «постулат поведения». Пусть имеются три множества характеристик, входящих в описание субъекта поведения: признаки, представляющие социальный характер субъекта (SC); индивидуальные черты личности (IP); биографические данные (BD). Поведение B субъекта С определяется подмножеством характеристик $Det \subseteq C$ таким, что $Det = Det_1 \cup Det_2 \cup Det_3$, где $(Det_1 \subseteq (SC))\&(Det_2 \subseteq (IP))\&(Det_3 \subseteq (BD))$, причем хотя бы одно $Det_i \neq \varnothing$, $i = 1, 2, 3$. Таким образом, индивидуальные характеристики социального субъекта являются информативным основанием для порождения детерминант социального поведения и, соответственно, предсказания возможного поведения.

Описанные допущения – наличие исходных позитивных (+)- и негативных (–)-примеров (эмпирических фактов) изучаемых эффектов поведения, выявление (±)-причин (существенных влияний) проявления этих эффектов на основании формализованного отношения сходства между фактами – являются основанием для адекватного использования эвристической схемы анализа данных «сходство – аналогия – абдукция».

2. Анализ мнений

В ДСМ-методе автоматического порождения гипотез указанная схема представляется в виде синтеза индукции, аналогии и абдукции и в общем виде может быть описана следующим образом.

В исходном состоянии базы фактов (БФ) утверждения «субъект X обладает эффектом поведения Y» (X – структурированное описание субъекта, например, в соответствии с «постулатом поведения», Y – переменная для представления действий, установок и мнений) представлены предикатом $X \Rightarrow_1 Y$. На основе индуктивного анализа представленных этим предикатом примеров порождаются предикаты причинности $V \Rightarrow_2 W$ (прямой) или $W\ {}_3\!\Leftarrow V$ (обратный), интерпретирующиеся как «подмножество характеристик V есть причина эффекта поведения W» и «эффект поведения W есть следствие подмножества характеристик V», соответственно. Полученные гипотезы о причинах используются в выводе по аналогии для расширения и уточнения представленного в начальном состоянии базы фактов отношения $\Rightarrow_1^*$ (например, предсказания возможных мнений). Цикл «индукция – аналогия» повторяется до стабилизации множества гипотез, полученных как с использованием правил правдоподобного вывода 1-го рода (п.п.в.-1) – индукции, так и с использованием правил правдоподобного вывода 2-го рода (п.п.в.-2) – аналогий. П.п.в.-1 порождают гипотезы о причинах, п.п.в.-2 – предсказательные гипотезы. Абдуктивное рассуждение – процедура объяснения начального состояния БФ полученными гипотезами – завершает ДСМ-рассуждение.

Опишем теперь кратко необходимые формальные средства ДСМ-метода АПГ [12], использующиеся для анализа мнений в соответствии с описанной эвристикой. Такого рода задачи характеризуются, как правило, более подробным описанием мнения субъекта по сравнению с имеющимся в распоряжении исследователя описанием самого субъекта. В этом случае разумным представляется использование обратного ДСМ-рассуждения, анализирующего сходство мнений субъектов и на основании этого анализа выявляющего сходство самих имеющих общие мнения субъектов (это отношение представлено $*_3\Leftarrow$). Существенной при этом оказывается возможность структурированного представления мнений (подобно тому, как было структурировано описание индивидуумов на основании постулата поведения).

Для анализа и прогнозирования мнений используется вариант семантики ДСМ-метода [13, с. 446–484], опирающийся на представление об опросе как множестве ответов на вопросы по соответствующей теме T [20]. В этом случае тема T характеризуется утверждениями $p_1, \ldots, p_n$ – корнями вопросов (параметрами опроса) – из множества $P = \{p_1, \ldots, p_n\}$, называемого каркасом темы. В результате опроса отдельно устанавливается отношение респондентов к элементам каркаса и к теме в целом. В общем случае m-значного опроса ($m \geq 2$) [21] задается функция оценки $v^{(i)}[p_j] = \nu_j^{(i)}$ ($i = 1, \ldots, m^n$, $j = 1, \ldots, n$) с областью значений $V_m = \{0, 1/m\text{–}1, \ldots, m\text{–}1/m\text{–}2, 1\}$. Каждому элементу p_j ($j = 1, \ldots, n$) каркаса P соответствует вопрос $?p_j$ – «Какова оценка ν корня вопроса p_j ?», $\nu \in V_m$, ответом на который является высказывание $J_\nu p_j$. $J_\nu p_j = t$, если $v[p_j] = \nu$; $J_\nu p_j = f$, если $v[p_j] \neq \nu$.

Тогда ответом i-го респондента по теме T будем называть конъюнкцию $\varphi_i \rightleftharpoons J_{\nu_1^{(i)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, где φ_i – метасимвол, “$\rightleftharpoons$” – предикат графического равенства формул. Такой ответ представляет собой понимание i-м респондентом темы T. Множество членов этой конъюнкции обозначим $[\varphi_i] = \{J_{\nu_1^{(i)}} p_1, \ldots, J_{\nu_n^{(i)}} p_n\}$ и будем назвать составом мнения.

Здесь необходимо подчеркнуть, что для формализации m-значного закрытого опроса задаются m-значная логика J_m (расширение двузначной логики) и исчисление эквивалентных формул ИЭФ-J_m [22]. Областью значений переменных в J_m-логиках является V_m, помимо бинарных связок $\&'$, $\vee'$, $\supset'$ с областью значений $\{0, 1\}$ (на множестве значений $\{0, 1\}$ эти связки совпадают с двузначными связками $\&$, $\vee$, $\supset$) задаются также унарные связки J_ν ($\nu \in V_m$), которые для пропозициональных переменных p определяются следующим образом: $J_\nu p = 1$, если $v[p] = \nu$; $J_\nu p = 0$, если $v[p] \neq \nu$. Функция оценки $v[\varphi]$ формул логики J_m определяется индуктивно по сложности формулы φ и принимает значение из $\{0, 1\}$. Таким образом, для формул φ логики J_m имеет место $v^{(i)}[\varphi] = \varphi(v^{(i)}[p_1], \ldots, v^{(i)}[p_n])$, где $i = 1, \ldots, m^n$, а $p_1, \ldots, p_n$ – все переменные, входящие в φ. Система этих равенств определяет функцию F_φ такую, что она отображает множество V_m в $\{0, 1\}$, т.е. F_φ: $V_m \to \{0, 1\}$. Для представления эквивалентных формул (реализующих одну и ту же функцию) строится ИЭФ-J_m, которое является расширением ИЭФ двузначной логики с J-атомами, законом противоречия $(J_\nu p \&' J_\mu p) \leftrightarrow 0$ ($\nu \neq \mu$, ν, $\mu \in V_m$) и законом исключенного (m+1)-го. Определенные выше мнения респондентов представляют собой J_m-максимальные конъюнкции $C_i \rightleftharpoons J_{\nu_1^{(i)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(i)}} p_n$ J_m-атомов $J_{\nu_k^{(i)}} p_k$ (где $k = 1, \ldots, n$, $\nu_k^{(i)} \in V_m$, а $i = 1, \ldots, m^n$): 1). для каждой p_k в C_i входит $J_{\nu_k^{(i)}} p_k$, причем без повторений, $k = 1, \ldots, n$; 2). если $\nu_k^{(i)} \neq \nu_j^{(i)}$, $J_{\nu_k^{(i)}} p_k$ и $J_{\nu_j^{(i)}} p_k$ не входят в C_i одновременно. J_m-элементарной конъюнкцией логики J_m называется конъюнкция J_m-атомов. Ниже мы рассмотрим процедуры преобразования мнений, представляющих собой максимальные конъюнкции логики высказываний J_m, для реализации схемы «булева алгебра – аналогия – абдукция».

Множество всех возможных ответов по теме T с каркасом P обозначим K, $K = \{\varphi_i \mid \varphi_i \rightleftharpoons J_{\nu_1^{(i)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, $v^{(i)}[p_j] = \nu_j^{(i)}$, $\nu_j^{(i)} \in V_m$, $j = 1, \ldots, n$, $i = 1, \ldots, m^n\}$. При этом число элементов этого множества $|K| = m^n$, поскольку каждой J_m-

максимальной конъюнкции взаимно однозначно соответствует m-значный (n-мерный) вектор $\vec{\sigma}^{(i)} = \langle \sigma_1^{(i)}, \ldots, \sigma_n^{(i)} \rangle$, где $v^{(i)}[p_j]=\sigma_j^{(i)}$, $i=1, \ldots, m^n$, $j=1, \ldots, n$. Заметим, что число респондентов может превышать m^n, поскольку различные респонденты могут иметь одинаковые ответы, при этом число различных ответов может быть меньше m^n.

Анализ мнений средствами ДСМ-метода АПГ осуществляется в соответствии со следующей стратегией. Формулируется тема мнения, задается система вопросов, раскрывающих содержание темы – каркас темы. Оценка эмпирического отношения $C \Rightarrow_1 Q$ («субъект – мнение») есть оценка отношения к теме в целом, Q – состав мнения субъекта C (множество $\{J_{v_1^{(i)}} p_1, \ldots, J_{v_n^{(i)}} p_n\}$ образующих (атомов) мнения с оценками, Q = [φ]).

Напомним, что в основном варианте ДСМ-метода для оценки фактов используется 4 типа истинностных значений: 1 – «фактическая истина», –1 – «фактическая ложь», 0 – фактическое противоречие» и τ – «неопределенность». Пусть даны конечные множества $\mathbf{U}^{(1)} = \{d_1, \ldots, d_r\}$ – множество дифференциальных признаков индивидуумов (в соответствии с постулатом поведения), множество возможных ответов на вопросы каркаса $\mathbf{U}^{(2)} = \{\psi \mid (\psi = J_{v_i} p_i) \& (v_i \in \{1, -1, 0, \tau\}), i=1, \ldots, n\}$, $|\mathbf{U}^{(2)}| = 4n$ (для указанных 4-х типов истинностных значений).

БФ содержит утверждения типа “высказывание «субъект C_i имеет мнение $[\varphi_i]$» имеет истинностное значение $\langle v, 0\rangle$ в его отношении к теме опроса” ($J_{\langle v, 0\rangle}(C_i \Rightarrow_1 [\varphi_i])$ в ДСМ-языке [12]), $v \in \{1, -1, 0, \tau\}$. В результате применения правил индуктивного вывода (п.п.в.-1для обратного метода) порождаются гипотезы вида $J_{\langle v, n\rangle}([\psi_i]\ {}_3\!\Leftarrow C'_i)$, n – номер шага вычислений, выражающий степень правдоподобия истинностного значения, $n>0$. Это выражение означает, что “высказывание «мнение ψ_i есть следствие характеристик субъекта C'_i» имеет истинностное значение $\langle v, n\rangle$”. Как и выше, $J_{\langle v, n\rangle}\varphi = t$, если $v[\varphi] = \langle v, n\rangle$; $J_{\langle v, n\rangle}\varphi = f$, если $v[\varphi] \neq \langle v, n\rangle$, $v[\varphi]$ есть функция оценки, $\langle v, n\rangle$ представляет «внутренние» истинностные значения фактов и гипотез, t, f – «внешние» истинностные значения двузначной логики. Порожденные детерминанты мнений в дальнейшем используются для прогнозирования мнений с помощью правил вывода по аналогии (п.п.в.-2), а также могут служить основанием для построения модели структуры изучаемого социума. Здесь C_i, C'_i, $[\varphi_i]$, $[\psi_i]$ – константы, $C_i, C'_i \in 2^{U^{(1)}}$, $[\varphi_i]$, $[\psi_i] \in 2^{U^{(2)}}$, высказывания $J_{\langle v,0\rangle}(C \Rightarrow_1 Q)$ суть факты, $J_{\langle v,n\rangle}(C \Rightarrow_j Q)$ ($j = 1, 2$, $n>0$) – гипотезы.

Опишем кратко, как осуществляется индуктивный анализ сходства мнений, а также вывод по аналогии и абдуктивное принятие гипотез в ДСМ-методе; детальное описание можно найти в [13, с. 446–484].

(1) Предикат простого обратного положительного сходства $\tilde{\breve{M}}^{+}_{a,n}(V,W,k)$, использующийся при формулировке п.п.в.-1, распознает локальное сходство $(\bigcap_{i=1}^{k} C_i=V)\&(V\neq\varnothing)\&(\bigcap_{i=1}^{k} Q_i=W)\&(W\neq\varnothing)$ на множестве (+)-примеров $J_{\langle 1, n\rangle}(C_i \Rightarrow_1 Q_i)$, $i = 1,\ldots, k$, $(k\geq 2)$, которое является основанием для правдоподобного вывода.

(2) Одной из важнейших является подформула предиката, выражающая условие исчерпываемости – требование рассмотрения всех имеющихся в БФ подходящих мнений.

(3) Предикат описывает эмпирическую зависимость (ЭЗ) $\forall X \forall Y((J_{\langle 1, n\rangle}(X \Rightarrow_1 Y) \& \forall U(J_{\langle 1, n\rangle}(X \Rightarrow_1 U) \to U \subseteq Y) \& W \subseteq Y) \to (V \subset X \& V \neq \varnothing))$ типа «сходство мнений субъектов в (+)-примерах влечет сходство самих субъектов и притом для всех рассматриваемых мнений (условие исчерпываемости мнений в (+)-примерах)».

Непараметричестий предикат простого обратного положительного сходства $\breve{M}^{+}_{a,n}(V,W)$ выполняется, если существуют k (+)-примеров таких, что их сходство выразимо посредством $\tilde{\breve{M}}^{+}_{a,n}(V,W,k)$. Предикат простого обратного отрицательного сходства $\breve{M}^{-}_{a,n}(V,W)$ формулируется симметрично. Оба предиката являются взаимно-фальсифицирующими: на $(n+1)$-м шаге ДСМ-рассуждений порождается гипотеза $J_{\langle 1, n+1\rangle}(W\ {}_3\!\Leftarrow V)$, если имеет место $\breve{M}^{+}_{a,n}(V,W) \& \neg \breve{M}^{-}_{a,n}(V,W)$, и наоборот. Если выполнены одновременно $\breve{M}^{+}_{a,n}$(V,W) и $\breve{M}^{-}_{a,n}$(V,W), порождается противоречивая гипотеза $J_{\langle 0,\, n+1\rangle}$(W $_3\Leftarrow$ V).

Случаи неопределенности в БФ $J_{(\tau,\, n)}(\mathrm{C}\Rightarrow_1\mathrm{Q})$ уточняются с помощью п.п.в.-2 – выводов по аналогии, использующих гипотезы о причинах (результаты применения п.п.в.-1). Для формулировки этих правил используются предикаты $\breve{\Pi}^{+}_{n}$(V,W), $\breve{\Pi}^{-}_{n}$(V,W) и $\breve{\Pi}^{0}_{n}$(V,W). Предикат $\breve{\Pi}^{+}_{n}$(V,W) проверяет следующие условия: V покрывается множеством C_i', i =1, ..., k, таких, что $\mathrm{C}_i'\subset$V, C_i' есть (+)-причина Q_i (на n-ом шаге), и $\bigcup_{i=1}^{k}\mathrm{Q}_i$ =W, но (–)-причины (для Q_i) не содержатся в V. Если предикат выполняется для пары $\langle$C, Q$\rangle$, то по правилу п.п.в.-2 порождается (+)-гипотеза: “высказывание «объект C есть причина наличия множества свойств Q» имеет истинностное значение $\langle 1, n+1\rangle$”, $J_{\langle 1,\, n+1\rangle}(\mathrm{C}\Rightarrow_1\mathrm{Q})$. Аналогично порождаются гипотезы для типов истинностных значений –1, 0, τ.

Завершающим этапом ДСМ-рассуждения является абдуктивное объяснение начального состояния БФ, т.е. принятие порожденных гипотез первого и второго рода на основании проверки так называемых аксиом каузальной полноты АКП$^{(\pm)}$ предметной области (социума). Смысл АКП$^{(\pm)}$ состоит в следующем: для каждого (±)-факта «объект C обладает/не обладает множеством свойств Q» из начального состояния БФ, $J_{\langle 1,\, 0\rangle}(\mathrm{C}\Rightarrow_1\mathrm{Q})$, существуют, соответственно, (±)-причины C′ для фрагментов Q′, $J_{\langle 1,\, n\rangle}$(Q′ $_3\Leftarrow$ C′), такие, что C′$\subset$C и свойства Q полностью покрываются фрагментами Q′, $\cup$Q′ = Q.

3. Формальное определение m-значного социологического опроса

Рассматриваемая реализация эвристики «сходство – аналогия – абдукция» для задачи анализа мнений опирается на предложенное ранее [21] определение m-значного закрытого опроса ($m\geq 2$) O_m по теме T средствами дедуктивной m-значной логики J_m как $O_m = \langle J_m, P, \Sigma, K', \mathrm{R}\rangle$. Формулы логики J_m из непротиворечивого множества $\Sigma = \{\psi_1, \ldots, \psi_s\}$ выражают логические зависимости между элементами каркаса $P = \{\mathrm{p}_1, \ldots, \mathrm{p}_n\}$ и используются при вычислении степени непротиворечивости опроса, частично характеризующей рациональность мнений [13, с. 485–491]. Множество респондентов $\mathrm{R} = \{\mathrm{X} \mid \exists\varphi J_{\langle\nu,\, 0\rangle}(\mathrm{X}\Rightarrow_1[\varphi])\&\varphi\in K'\}$ ($[\varphi] = \{J_{\nu_1}\mathrm{p}_1, ..., J_{\nu_n}\mathrm{p}_n\}$; $\nu, \nu_1, \ldots, \nu_n\in \mathrm{V}_m$) соответствует множеству стабилизированных ответов $K'\subseteq K$, которое не изменяется при расширении множества опрашиваемых. Таким образом, достижение K' есть конструктивное порождение насыщенной выборки – одной из основных идей обоснованной теории [5].

Поскольку оценки относительно элементов каркаса P и темы T формируются независимо, опрос для каркаса («внутренний») может быть m-значным (соответственно, используется логика J_m), опрос по теме («внешний») может быть при этом l-значным (логика J_l). Опрос при этом определяется расширенно как $O_{m,\, l} = \langle J_m, J_l, P, \Sigma, K', \mathrm{R}\rangle$. В этом случае в определении R $\nu\in \mathrm{V}_l$, $\nu_1, \ldots, \nu_n\in \mathrm{V}_m$. Для рассматриваемого варианта анализа мнений имеет место выполнение следующего условия (которое может быть названо онтологической аксиомой и представляет собой определение мнения респондента X): $\forall\mathrm{X}\exists\nu_1\ldots\exists\nu_n(J_{\langle\nu,\, 0\rangle}(\mathrm{X}\Rightarrow_1\{J_{\nu_1}\mathrm{p}_1, \ldots, J_{\nu_n}\mathrm{p}_n\})\rightarrow(J_{\nu_1}\mathrm{p}_1\&\ldots\& J_{\nu_n}\mathrm{p}_n))$, где $\nu\in \mathrm{V}_l$, $\nu_1, \ldots, \nu_n\in \mathrm{V}_m$. Заметим, что в качестве логического аппарата таких опросов может использоваться аргументационная семантика [23], однако это возможно не для любых m и l. Более того, и в общем случае для m и l должна быть предложена осмысленная социологическая интерпретация. Естественная интерпретация булевских оценок – ответ «да» – 1, «нет» – 0. Для трехзначного опроса (m=3, $\mathrm{V}_3 = \{0, ½, 1\}$) социологическая интерпретация может быть следующей: 0 («ложь») соответствует ответу «нет», ½ («неопределенность») – ответу «не знаю», 1 («истина») – ответу «да». Для шестизначного опроса (m=6) $\mathrm{V}_6 = \{0, {}^1/_5, {}^2/_5, {}^3/_5, {}^4/_5, 1\}$. 0 – «ложь» – соответствует ответу «нет», ${}^1/_5$ – «степень лжи» – ответу «скорее, нет», ${}^2/_5$ – «неопределенность» – ответу «не знаю»), ${}^3/_5$ – «фактическое противоречие» – ответу «и да, и нет», ${}^4/_5$ – «степень истины» – ответу «скорее, да», 1 – «истина» – ответу «да». Интерпретации для четырехзначного опроса (использующего оценки ДСМ-метода) приведены выше.

4. Анализ мнений с использованием булевой алгебры и ДСМ-метода

4.1. Гипотезы о причинных зависимостях

Рассмотрим различные варианты «внутренних» и «внешних» опросов и сравним результаты, полученные в результате применения различных реализаций – алгебраической и ДСМ-метода – эвристической схемы «сходство – аналогия – абдукция».

I. Простейший вариант: внутренние оценки, как и опрос по теме, – двузначные (булевские) (m=2, l=2).

В этом опросе для каждого элемента каркаса (так же, как и для отношения к теме) респонденту предлагается выбрать один из ответов: «да» – 1 или «нет» – 0. Тогда мнению φ_i респондента X_i относительно каркаса $P = \{p_1, \dots, p_n\}$ соответствует булевский вектор $\vec{\sigma}^{(i)} = \langle\sigma_1^{(i)}, \dots, \sigma_n^{(i)}\rangle$, где $\sigma_j^{(i)} = 0, 1, j = 1, \dots, n$, а $i = 1, \dots, k$ (число различных мнений, которое не больше числа респондентов, $k \le 2^n$). Если $\vec{\sigma}^{(i)}$ соответствует атомарной оценке $v^{(i)}$, то $\vec{\sigma}^{(i)} = \langle v^{(i)}[p_1], \dots, v^{(i)}[p_n]\rangle$. Пусть оценка отношения к теме для i-го респондента равна $\sigma^{(i)}$, $\sigma^{(i)} = 0, 1$, тогда каждому мнению φ_i (вектору $\vec{\sigma}^{(i)}$) отвечает $\sigma^{(i)}$. Таким образом, задается булевская функция, характеризующая связь между ответами на вопросы, составляющие каркас темы, и отношением к теме в целом.

Обозначим $\Phi_0^{(1)}$ множество всех таких мнений φ_i, что $\sigma^{(i)} = 1$, т.е. отношение к теме T в начальном состоянии БФ положительное, $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi \mid \exists X J_{\langle 1,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$, $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \dots, \varphi_s\}$. Для удобства представим φ_i ($i = 1, \dots, s$) в виде $p_1^{\sigma_1^{(i)}} \& \dots \& p_n^{\sigma_n^{(i)}}$ в соответствии с принятой в булевой алгебре нотацией $p^\sigma = p$, σ=1, $p^\sigma = \neg p$, σ=0. Соответственно, множество субъектов, имеющих мнения из $\Phi_0^{(1)}$, обозначим $R_0^{(1)} = \{X_1, \dots, X_m\}$, $R_0^{(1)} = \{X \mid J_{\langle 1,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi_i]) \& (\varphi_i \in \Phi_0^{(1)})\}$ ($i = 1, \dots, s$), $\Phi_0^{(1)} \cup \Phi_0^{(0)} = K'$.

Стратегия дальнейшего исследования отношения к теме с использованием алгебры логики опирается на стандартные процедуры преобразования дизъюнктивных нормальных форм (ДНФ). Выражение $\varphi_1 \vee \dots \vee \varphi_s$ представляет собой совершенную ДНФ (СДНФ) для положительного отношения к теме (напомним, что мнения φ – максимальные конъюнкции соответствующей логики J_m, в данном случае – двузначной). Преобразуем стандартным образом (с помощью алгоритма Куайна) СДНФ к сокращенной ДНФ (например, [24]) $\partial(\varphi_1 \vee \dots \vee \varphi_s) \eqcirc \chi_1 \vee \dots \vee \chi_r$. Рассмотрим множество импликант $[\partial\varphi] = \{\chi_1, \dots, \chi_r\}$. Каждой импликанте χ_j поставим в соответствие такое множество $\Phi_0^{(1)}{}_j$ мнений φ, что φ покрывается импликантой χ_j, $\Phi_0^{(1)}{}_j = \{\varphi \mid \chi_j \sqsubset \varphi\}$, $j = 1, \dots, r$. Соответственно, множество субъектов, мнение которых есть элемент $\Phi_0^{(1)}{}_j$, обозначим $R_0^{(1)}{}_j = \{X \mid J_{\langle 1,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi_q]) \& \varphi_q \in \Phi_0^{(1)}{}_j\}$, $R_0^{(1)}{}_j = \{X_{j_1}, \dots, X_{j_h}\}$. Сходство элементов $R_0^{(1)}{}_j$ – всех X таких, что их мнение покрывается импликантой χ_j – обозначим V_j', $V_j' = \bigcap_{k=1}^{h} X_{j_k}$. Будем считать, что отношение каузальности $C(V_j', \chi_j)$ (аналог ${}_3\Leftarrow$ в обратном ДСМ-методе) представлено парами $\langle V_j', \chi_j\rangle$ ($V_j' \ne \varnothing$, $j = 1, \dots, r$), т.е. мнение $\varphi_q \in \Phi_0^{(1)}{}_j$ ($J_{\langle 1,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi_q])$) объясняется наличием множества характеристик субъекта $V_j' \subseteq X$, V_j' – детерминанта мнения φ_q.

Подчеркнем несколько обстоятельств. В рассмотренном варианте мы исходим из непротиворечивого представления мнений в исходной БФ: мы полагаем, что респонденты с позитивным (1) и негативным (0) отношением к теме имеют разные мнения, $\Phi_0^{(1)} \cap \Phi_0^{(0)} = \varnothing$, где $\Phi_0^{(1)}$ определено выше, а $\Phi_0^{(0)} = \{\varphi \mid \exists X J_{\langle 0,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$. Мы могли бы также породить соответствующие импликанты и отношения причинности для негативного отношения к теме. Но поскольку в булевском опросе существует лишь два типа истинностных значений (как внешних, так и внутренних), противоречия, могущие возникнуть в случае совпадения некоторых мнений у респондентов с противоположным отношением к теме, не могут быть описаны в рамках предложенного формализма.

II. Рассмотренный вариант легко переносится на случай опроса, когда внутренние оценки – m-значные ($m \ge 3$), опрос по теме – по-прежнему двузначный (l=2).

Как уже говорилось, средством формализации m-значного опроса являются J_m-логики [21]. Для этих логик доказывается теорема о представимости всякой не эквивалентной 0 формулы φ логики высказываний J_m посредством совершенной дизъюнктивной нормальной формы J_m-СДНФ (J_m-С$\partial\varphi$) и притом единственным образом, а именно: $\varphi(p_1, \ldots, p_n) \leftrightarrow \bigvee'_{\varphi(\vec{\sigma}^{(i)})=1} (J_{\sigma_1^{(i)}} p_1 \&' \ldots \&' J_{\sigma_n^{(i)}} p_n)$, где $(\psi \leftrightarrow \chi) \rightleftharpoons ((\psi \supset' \chi) \&' (\chi \supset' \psi))$, $\vec{\sigma}^{(i)} = \langle \sigma_1^{(i)}, \ldots, \sigma_n^{(i)} \rangle$, а $\sigma_j^{(i)} \in V_m$, $j=1, \ldots, n$. Далее формулируется обобщение алгоритма Куайна для перевода J_m-СДНФ в сокращенные J_m-ДНФ. «Обобщенное склеивание» и поглощение в этом случае выглядят следующим образом (C_1', …, C_m', C', C'' – J_m-элементарные конъюнкции):

(a) $(J_0 p \&' C_1') \vee' (J_{\frac{1}{m-1}} p \&' C_2') \vee' \ldots \vee' (J_{\frac{m-2}{m-1}} p \&' C'_{m-1}) \vee' (J_1 p \&' C'_m) \leftrightarrow (J_0 p \&' C_1') \vee' \ldots \vee' (J_1 p \&' C'_m) \vee' (C_1' \&' \ldots \&' C'_m)$,

(b) $(C_1' \&' C'') \vee' C'' \leftrightarrow C''$.

Применяя последовательно, пока это возможно, преобразования (a) и (b) к формуле φ логики J_m (в нашем случае – к дизъюнкции мнений $\varphi_i \rightleftharpoons J_{\nu_1^{(i)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, $v^{(i)}[p_j] = \nu_j^{(i)}$, $\nu_j^{(i)} \in V_m$, $j = 1, \ldots, n$, $i = 1, \ldots, m^n$ из начального состояния БФ, $\Phi_0^{(1)}$), получим $\partial\varphi$ – сокращенную ДНФ формулы φ. Полученные импликанты используются для определения отношения причинности аналогично описанной выше схеме.

Рассмотрим, как соотносятся гипотезы о причинах, полученные в результате булево-алгебраического поиска сходства и традиционного поиска сходства в ДСМ-методе. Пусть в результате применения индуктивных правил п.п.в.-1 обратного ДСМ-метода получено множество гипотез $J_{\langle 1,1 \rangle}([\psi_h]\ _3\!\Leftarrow V_h)$, $h = 1, \ldots, t$. Вследствие того, что опрос булевский, мы имеем дело с несимметричным вариантом ДСМ-метода – гипотезы для негативного восприятия темы не порождаются и, соответственно, (+)-гипотезы не фальсифицируются. Будем считать, что полученные $\psi_1, \ldots, \psi_t$ образуют сокращенную ДНФ для описания положительного отношения к теме $\partial\psi \rightleftharpoons \psi_1 \vee \ldots \vee \psi_t$, а множество импликант есть $[\partial\psi] = \{\psi_1, \ldots, \psi_t\}$. Охарактеризуем возможные соотношения множеств $[\partial\psi]$ и $[\partial\varphi] = \{\chi_1, \ldots, \chi_r\}$.

Рассмотрим для начала (на простых примерах) в каждом случае сходство мнений (без выявления сходства самих субъектов, выражающих мнение). Заметим сразу, что на каждом шаге преобразования СДНФ в сокращенную ДНФ (выполнения алгоритма Куайна) для мнений выполняется описанное выше условие исчерпываемости ДСМ-метода АПГ.

$а$). Пусть $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_m\}$, $\varphi_1 \rightleftharpoons J_0 p_1 \& \chi$, где $\chi \rightleftharpoons J_{\nu_2} p_2 \& \ldots \& J_{\nu_n} p_n$ ($\nu_j \in V_m$, $j = 2, \ldots, n$), $\varphi_2 \rightleftharpoons J_{\frac{1}{m-1}} p_1 \& \chi$, …, $\varphi_{m-1} \rightleftharpoons J_{\frac{m-2}{m-1}} p_1 \& \chi$, $\varphi_m \rightleftharpoons J_1 p_1 \& \chi$. Сокращенная ДНФ $\partial(\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_m) \rightleftharpoons \chi$, и множество импликант, порожденных средствами булевой алгебры $[\partial\varphi] = \{\chi\}$. Но и множество импликант, составляющих фрагменты ДСМ-гипотез, есть $[\partial\psi] = \{\chi\}$. Рассмотрим теперь отношение причинности. Сходство субъектов, мнения которых покрываются импликантой χ, в рассматриваемом случае есть сходство всех респондентов $R_0^{(1)} = \{X_1, \ldots, X_k\}$, $V' = \bigcap_{i=1}^{k} X_i$. Если $V' \neq \varnothing$, отношение каузальности C представлено парой $\langle V', \chi \rangle$. Но в этом случае порождается и ДСМ-гипотеза $J_{\langle 1,1 \rangle}([\chi]\ _3\!\Leftarrow V')$. Однако ДСМ-рассуждение может породить и другие гипотезы: если хотя бы одно мнение φ_l имеет больше двух респондентов, то порождаются также гипотезы $J_{\langle 1,1 \rangle}([\varphi_l]\ _3\!\Leftarrow V_l')$, где V_l' – сходство респондентов, имеющих мнение φ_l ($l = 1$, и/или $l = 2$, …, и/или $l = m$).

$б$). Пусть $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_r\}$, $\varphi_l \rightleftharpoons J_\nu p_1 \& \chi_l$ ($l = 1, \ldots, r$), $\chi_l \rightleftharpoons J_{\nu_2^{(l)}} p_2 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(l)}} p_n$, ν, $\nu_j^{(l)} \in V_m$, $\nu_j^{(l)} \neq \nu_j^{(s)}$, $j = 2, \ldots, n$; $l, s = 1, \ldots, r$, причем ни для одного p_i не выполняется $(J_{\nu_i^{(1)}} p_i \vee \ldots \vee J_{\nu_i^{(r)}} p_i) \leftrightarrow 1$. Тогда СДНФ совпадает с сокращенной ДНФ $\partial(\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_r) \rightleftharpoons \varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_r$, и множество импликант, порожденных средствами булевой алгебры $[\partial\varphi] = \{\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_r\}$. Соответственно, причинность задается парами $\langle V_l', \varphi_l \rangle$, где V_l' – сходство респондентов с мнением φ_l ($l = 1, \ldots, r$). ДСМ-метод, помимо гипотез, совпадающих с этими отношениями (если для каждого мнения больше одного респондента), может породить также гипотезу $J_{\langle 1,1 \rangle}([J_\nu p_1]\ _3\!\Leftarrow V')$, где $V' \neq \varnothing$, $V' = V_1' \cap \ldots \cap V_r'$, т.е. V' есть сходство всех респондентов с положительным отношением к теме.

$в$). Пусть $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_r\}$, $\varphi_l \rightleftharpoons J_{\nu_1^{(l)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(l)}} p_n$, ($l = 1, \ldots, r$), $\nu_j^{(l)} \in V_m$, $\nu_j^{(l)} \neq \nu_j^{(s)}$, $j = 2, \ldots, n$; $l, s = 1, \ldots, r$, причем ни для одного p_i не выполняется $(J_{\nu_i^{(1)}} p_i \vee \ldots \vee J_{\nu_i^{(r)}} p_i) \leftrightarrow 1$.

Тогда, как и в предыдущем случае, СДНФ совпадает с сокращенной ДНФ $\partial(\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_r) \eqcirc \varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_r$, и множество импликант, порожденных средствами булевой алгебры $[\partial\varphi] = \{\varphi_1, \ldots, \varphi_r\}$. Если респондентов для каждого мнения не меньше двух, алгебраические гипотезы и ДСМ-гипотезы совпадают.

г). Мы видели, что в рассмотренных выше случаях множество ДСМ-гипотез либо совпадает с множеством алгебраических гипотез, либо включает также дополнительные гипотезы. Более того, в общем случае число ДСМ-гипотез не меньше, чем число алгебраических, поскольку ДСМ-гипотезы могут дополнительно порождаться на промежуточных шагах преобразования СДНФ в сокращенную.

Пусть $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \ldots, \varphi_r, \varphi_{r+1}, \varphi_s\}$, $\varphi_i \eqcirc J_\nu p_1 \chi_1 J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, причем $(J_{\nu_n^{(1)}} p_n \vee \ldots \vee J_{\nu_n^{(r)}} p_n) \leftrightarrow 1$; $i = 1, \ldots, r$, $\chi_1 = J_{\nu_2} p_2 \& \ldots \& J_{\nu_{n-1}} p_{n-1}$, $\nu, \nu_2, \ldots, \nu_{n-1}, \nu_n^{(i)} \in V_m$. Для $i = r+1, \ldots, s$ $\varphi_i \eqcirc J_\nu p_1 \chi_2 J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, причем $(J_{\nu_n^{(r+1)}} p_n \vee \ldots \vee J_{\nu_n^{(s)}} p_n) \leftrightarrow 1$; $\chi_2 = J_{\nu_2'} p_2 \& \ldots \& J_{\nu_{n-1}'} p_{n-1}$, $\nu, \nu_2', \ldots, \nu_{n-1}', \nu_n^{(i)} \in V_m$. Тогда сокращенная ДНФ $\partial(\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_s) \eqcirc J_\nu p_1 \chi_1 \vee J_\nu p_1 \chi_2$, и множество импликант, порожденных средствами булевой алгебры, $[\partial\varphi] = \{J_\nu p_1 \chi_1, J_\nu p_1 \chi_2\}$. Однако множество «ДСМ-импликант», представляющих ДСМ-гипотезы, есть $[\partial\psi] = \{J_\nu p_1, J_\nu p_1 \chi_1, J_\nu p_1 \chi_2, J_\nu p_1 J_{\nu_n^{(1)}} p_n, \ldots, J_\nu p_1 J_{\nu_n^{(s)}} p_n\}$. Если соответствующие сходства респондентов не пусты, мы имеем 2 алгебраические гипотезы и $(s+3)$ ДСМ-гипотез.

Соответственно, обратная ситуация, когда алгебраических гипотез больше, чем ДСМ-гипотез, возможна лишь в вырожденном случае, когда импликанта совпадает с мнением и респондент с таким мнением лишь один. Разумеется, наибольший интерес представляет сравнение результатов, полученных на основании эмпирических данных.

Полная эвристическая процедура предусматривает вывод по аналогии (с использованием полученных гипотез о причинах) для предсказания неизвестных свойств у объектов (в нашем случае – мнений респондентов), а также абдуктивное объяснение имеющихся фактов. Особенности этих шагов в случае поиска сходства фактов средствами булевой алгебры мы рассмотрим ниже.

III. Рассмотрим опрос для стандартной 4-х-значной ДСМ-логики, когда отношение к теме характеризуются оценками $\nu \in \{+1, -1, 0, \tau\}$ (см. выше). Опрос относительно элементов каркаса может быть *m*-значным с соответствующим использованием J_m-логик для порождения импликант и отношения каузальности. Сходство мнений в ДСМ-методе при этом есть теоретико-множественное сходство составов мнений и не зависит от значности опроса. Без ограничения общности можно считать, что и внутренний опрос представлен вариантами ответов +1 («да»), –1 («нет»), 0 («и да, и нет»), τ (не определено). Ответом *i*-го респондента по теме опроса Т будет максимальная конъюнкция $\varphi_i \eqcirc J_{\nu_1^{(i)}} p_1 \& \ldots \& J_{\nu_n^{(i)}} p_n$, где $\nu_i^{(j)} \in \{\pm 1, 0, \tau\}$, $i = 1, \ldots, n$; $j = 1, \ldots, 4^n$.

Пусть в БФ представлено множество респондентов $R_0 = R_0^{(+1)} \cup R_0^{(-1)} \cup R_0^{(0)} \cup R_0^{(\tau)}$, где $R_0^{(\nu)} = \{X | \exists\varphi J_{\langle\nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$, $R_0^{(\tau)} = \{X | \exists\varphi J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$, $R_0^{(\nu)} \cap R_0^{(\mu)} = \varnothing$ для $\nu \neq \mu$. Аналогично, соответствующие мнения представлены множествами $\Phi_0^{(\nu)} = \{\varphi | \exists X J_{\langle\nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$, $\Phi_0^{(+1)} \cup \Phi_0^{(-1)} \cup \Phi_0^{(0)} = K'$, $\Phi_0^{(\tau)} = \{\varphi \mid \exists X J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K')\}$.

В случае если выбор отношения к теме (и/или элементам каркаса) осуществляется на основе аргументов «за» и «против» (о соответствующей логике аргументации см. [23]), множества мнений задаются непротиворечиво: $\forall\nu\forall\mu(\nu \neq \mu \supset \Phi_0^{(\nu)} \cap \Phi_0^{(\mu)} = \varnothing)$, $\nu, \mu \in \{+1, -1, 0, \tau\}$. Однако в общем случае это не обязательно. Для $\mu \neq \nu$ возможны также варианты: *а*). $\exists\nu\exists\mu(\Phi_0^{(\nu)} = \Phi_0^{(\mu)})$; *б*). $\exists\nu\exists\mu(\Phi_0^{(\mu)} \cap \Phi_0^{(\nu)} = \Phi_0^{(\nu)})$; *в*). $\exists\nu\exists\mu((\Phi_0^{(\mu)} \cap \Phi_0^{(\nu)} \neq \varnothing) \& \neg((\Phi_0^{(\mu)} \cap \Phi_0^{(\nu)} = \Phi_0^{(\nu)}) \vee (\Phi_0^{(\mu)} \cap \Phi_0^{(\nu)} = \Phi_0^{(\mu)})))$. Для всех этих случаев в процессе ДСМ-рассуждения могут быть порождены противоречивые гипотезы (разумеется, если сходства соответствующих респондентов также совпадут), поскольку (+)- и (–)-гипотезы являются в ДСМ-методе взаимно фальсифицирующими. Однако и схема с использованием алгебраического сходства может быть дополнена соответствующими процедурами.

Рассмотрим определенные выше множества мнений $\Phi_0^{(1)} = \{\varphi_1, \ldots, \varphi_{s_1}\}$, $\Phi_0^{(-1)} = \{\varphi_1, \ldots, \varphi_{s_2}\}$, $\Phi_0^{(0)} = \{\varphi_1, \ldots, \varphi_{s_3}\}$ и соответствующие множества респондентов $R_0^{(1)} = \{X_1, \ldots, X_{m_1}\}$, $R_0^{(-1)} =$

$\{X_1, \ldots, X_{m_2}\}$, $R_0^{(0)} = \{X_1, \ldots, X_{m_3}\}$. Для каждой СДНФ $\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_{s_i}$, $i = 1, 2, 3$, с помощью обобщенного алгоритма Куайна строятся сокращенные ДНФ $\partial(\varphi_1 \vee \ldots \vee \varphi_{s_i}) \rightleftharpoons \chi_1 \vee \ldots \vee \chi_{r_i}$ с соответствующим множеством импликант $[\partial\varphi]^{(\nu)} = \{\chi_1, \ldots, \chi_{r_i}\}$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$. Каждой импликанте χ_j из $[\partial\varphi]^{(\nu)}$ поставим в соответствие такое множество $\Phi_0^{(\nu)}{}_j$ мнений φ, что φ покрывается импликантой χ_j, $\Phi_0^{(\nu)}{}_j = \{\varphi \mid \chi_j \sqsubset \varphi\}$, $j = 1, \ldots, r_i$, $i = 1, 2, 3$. Соответственно, множество субъектов, мнение которых есть элемент $\Phi_0^{(\nu)}{}_j$, обозначим $R_0^{(\nu)}{}_j = \{X \mid J_{\langle 1,0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi_q]) \& \varphi_q \in \Phi_0^{(\nu)}{}_j\}$, $R_0^{(\nu)}{}_j = \{X_{j_1}, \ldots, X_{j_h}\}$. Сходство элементов $R_0^{(\nu)}{}_j$ – всех X таких, что их мнение покрывается импликантой χ_j – обозначим $V'^{(\nu)}{}_j$, $V'^{(\nu)}{}_j = \bigcap_{k=1}^{h} X_{j_k}$. Тогда отношение каузальности $C^{(\nu)}(V'^{(\nu)}{}_j, \chi_j)$ будет представлено парами $\langle V'^{(\nu)}{}_j, \chi_j\rangle$ ($V'^{(\nu)}{}_j \neq \varnothing$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$, $j = 1, \ldots, r_i$, $i = 1, 2, 3$). Итак, $V'^{(\nu)}{}_j$ – детерминанта мнения $\varphi_q \in \Phi_0^{(\nu)}{}_j$, $V'^{(\nu)}{}_j \subseteq X$, $J_{\langle \nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi_q])$. Множеству импликант $[\partial\varphi]^{(\nu)}$ соответствует множество детерминант $\{V'^{(\nu)}{}_1, \ldots, V'^{(\nu)}_{r_i}\}$.

Главной особенностью алгебраического подхода (и одним из основных отличий его от ДСМ-подхода) является предположение о «замкнутости мира», поскольку дизъюнктивные нормальные формы строятся на основании истинностной таблицы. Следовательно, в этом случае построение каузальных отношений может быть полностью обоснованным лишь для $K' = K$, а порожденные гипотезы представляют собой полное описание отношения причинности для рассматриваемой БФ (стабилизированного множества респондентов и из мнений).

4.2. Вывод по аналогии и абдуктивное принятие гипотез

Напомним, что завершающим этапом анализа эмпирических данных в рассматриваемой схеме является абдуктивное объяснение имеющихся фактов. В ДСМ-методе под этим понимается проверка выполнимости так называемых аксиом каузальной полноты АКП$^{(\nu)}$ ($\nu \in \{+, -, 0\}$), описывающих следующие условия: для каждого (ν)-факта «объект C обладает множеством свойств Q» из начального состояния БФ существуют (ν)-причины C' для фрагментов Q' такие, что $C' \subset C$ и $\cup Q' = Q$.

Предикат объяснения примеров из БФ – $J_{\langle \nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 Y)$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$ – импликантами может быть записан в виде $E^{(\nu)}(X,Y) \rightleftharpoons \exists V'^{(\nu)} \exists \chi((V'^{(\nu)} \subseteq X) \& (V'^{(\nu)} \neq \varnothing) \& ([\chi] \subseteq Y) \& C^{(\nu)}(V'^{(\nu)}, \chi) \& J_{\langle \nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 Y))$, где $[\chi]$ – множество атомов, входящих в импликанту χ, $[\chi] = \{J_{\nu_{i_1}} p_{i_1}, \ldots, J_{\nu_{i_k}} p_{i_k}\}$. Но каждый пример $J_{\langle \nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 Y)$ как 1 соответствующей истинностной таблицы был использован при порождении импликант, так что для мнения Y каждого респондента X найдется импликанта χ, его покрывающая ($[\chi] \subseteq Y$). Соответственно, если респонденты, мнение которых покрывается этой импликантой, сходны между собой ($V'^{(\nu)} \neq \varnothing$), фрагмент $V'^{(\nu)}$ описания респондента X, являющийся частью описанного выше отношения причинности $C^{(\nu)}(V'^{(\nu)}, \chi)$, также обязательно входит в описание респондента ($V'^{(\nu)} \subseteq X$). Таким образом, сама процедура построения причинных гипотез с применением алгебраического сходства приводит к тому, что имеющиеся примеры отношения к теме $R_0^{(\nu)}$ ($\nu \in \{+1, -1, 0\}$) объясняются – если только сходство $V'^{(\nu)}{}_j$ респондентов, мнение которых покрывается импликантой χ_j, не пусто.

а). Рассмотрим вывод по аналогии для доопределения отношения к теме субъектов, описание которых представлено в БФ, $R_0^{(\tau)} = \{X \mid \exists\varphi J_{\langle \tau, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \ \& (\varphi \in K')\}$. Как уже говорилось, в общем случае респонденты с разным отношением к теме могут иметь одинаковые мнения. Отсюда возникает возможность порождения импликант χ, входящих одновременно в разные множества $[\partial\varphi]^{(\nu)}$ и $[\partial\varphi]^{(\mu)}$ ($\mu \neq \nu$, ν, $\mu \in \{+1, -1, 0\}$), и мнений, покрываемых импликантами для разных ν и μ одновременно. Тогда предикат для вывода по аналогии может быть сформулирован следующим образом: $\Pi^{+}(X, Y) \rightleftharpoons \exists V'^{(+)} \exists \chi((V'^{(+)} \subseteq X) \& (V'^{(+)} \neq \varnothing) \& ([\chi] \subseteq Y) \& C^{(+)}(V'^{(+)}, \chi) \& \forall\psi(([\psi] \subseteq Y) \rightarrow \neg(\exists V''^{(-)} (C^{(-)}(V''^{(-)}, \psi) \& V''^{(-)} \subseteq X) \vee \exists V''^{(0)}(C^{(0)}(V''^{(0)}, \psi) \& V''^{(0)} \subseteq X)))$. $\Pi^{-}(X, Y)$ определяется аналогично. Соответствующие правила для вывода по аналогии формулируются аналогично п.п.в.-2 ДСМ-метода АПГ, описанным выше. В результате применения этих правил при выполнении предиката $\Pi^{+}(X, Y)$ пример $J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 [\varphi])$, $Y = [\varphi]$, будет доопределен как $J_{\langle 1, 2\rangle}(X \Rightarrow_1 Y)$[4]. Добавление этих доопределенных примеров к БФ не приведет к изменению порожденных отношений причинности, поскольку импликанты и сходство соответствующих эти импликантам респондентов остаются прежними.

Однако, поскольку возможно существование одних и тех же мнений у респондентов с различным отношением к теме, может быть определен также предикат $\Pi^{0}(X, Y) \rightleftharpoons \exists V'^{(+)} \exists \chi((V'^{(+)} \subseteq X) \& (V'^{(+)} \neq \varnothing) \& ([\chi] \subseteq Y) \& C^{(+)}(V'^{(+)}, \chi) \& \exists V''^{(-)} \exists \psi((V''^{(-)} \subseteq X) \& (V''^{(-)} \neq \varnothing) \& ([\psi] \subseteq Y) \& C^{(-)}(V''^{(-)}, \psi)) \vee \exists V''^{(0)} \exists \phi((V''^{(0)} \subseteq X) \& (V''^{(0)} \neq \varnothing) \& ([\phi] \subseteq Y) \& C^{(0)}(V''^{(0)}, \phi)))$. Выполнение этого предиката для примера $J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 Y)$, $Y = [\varphi]$, приведет к тому, что множество противоречивых мнений $\Phi_0^{(0)}$ будет расширено, $\Phi_2^{(0)} = \Phi_0^{(0)} \cup \{\varphi\}$, но при этом множество стабилизированных мнений K' не изменится, поскольку φ содержится в исходной БФ. Соответственно, к $\Phi_2^{(0)}$ может быть снова применена процедура порождения импликант[5] и соответствующих каузальных зависимостей $C^{(0)}(V'^{(0)}_j, \chi_j)$, но при этом будет достигнута стабилизация – новые гипотезы о причинах больше порождаться не будут. Это коренным образом отличает алгебраический подход от подхода ДСМ-метода, где достижение стабилизации может потребовать большего числа шагов выполнения цикла «индукция – аналогия». При этом часть примеров из $R_0^{(\tau)}$, для которых не выполняется ни один из определенных выше предикатов, так и останется недоопределенной, $\Pi^{\tau}(X, Y) \rightleftharpoons \neg(\Pi^{+}(X, Y) \vee \Pi^{-}(X, Y) \vee \Pi^{0}(X, Y))$.

б). Пусть теперь $R_0^{(\tau)} = \{X \mid \exists \varphi J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K)\}$. Доопределение отношения к теме для респондентов, мнение которых уже встречалось в БФ ($\varphi \in K'$), описано выше. Пусть мнение φ не встречалось ранее, $\varphi \in \widetilde{K} = K \backslash K'$, тогда в БФ нет примеров отношения к теме респондентов с таким мнением и, соответственно, нет примеров описания таких респондентов.

Отношение каузальности $C^{(\nu)}(V'^{(\nu)}, \chi)$ представлено парами $\langle V'^{(\nu)}, \chi\rangle$ ($V'^{(\nu)} \neq \varnothing$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$), где соответствующие импликанты χ строятся на основании мнений из $\Phi_0^{(\nu)}$. Однако мнения φ из $\widetilde{K} = K \backslash K' = K \backslash (\Phi_0^{(+1)} \cup \Phi_0^{(-1)} \cup \Phi_0^{(0)})$ не будут покрываться полученными импликантами, т.к. не используются в их построении, и доопределить отношение к теме для респондентов с такими мнениями в рамках предложенных процедур не удается.

В этом случае может быть предложен слабый предикат для вывода по аналогии, проверяющий вхождение в описание респондента X ($J_{(\tau, 0)}(X \Rightarrow_1 Y)$, $Y = [\varphi]$, $\varphi \in \widetilde{K} = K \backslash K'$) каких-либо детерминант $V'^{(\nu)}_j$ ($V'^{(\nu)}_j \neq \varnothing$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$, $j = 1, \ldots, r_i$, $i = 1, 2, 3$) из множества $V^{(\nu)} = \{V'^{(\nu)}_1, \ldots, V'^{(\nu)}_{r_i}\}$, соответствующего множеству импликант $[\partial\varphi]^{(\nu)} = \{\chi_1, \ldots, \chi_{r_i}\}$.

$\Pi_w^{+}(X) \rightleftharpoons \exists V'^{(+)}((V'^{(+)} \subseteq X) \& (V'^{(+)} \neq \varnothing) \& (V'^{(+)} \in V^{(+)})) \& \neg(\exists V'^{(-)}((V'^{(-)} \subseteq X) \& (V'^{(-)} \in V^{(-)})) \vee \exists V'^{(0)}((V'^{(0)} \subseteq X) \& (V'^{(0)} \in V^{(-)})))$. $\Pi_w^{-}(X)$ определяется аналогично. $\Pi_w^{0}(X) \rightleftharpoons \exists V'^{(+)}((V'^{(+)} \subseteq X) \& (V'^{(+)} \neq \varnothing) \& (V'^{(+)} \in V^{(+)})) \& \exists V'^{(-)}((V'^{(-)} \subseteq X) \& (V'^{(-)} \in V^{(-)})) \vee \exists V'^{(0)}((V'^{(0)} \subseteq X) \& (V'^{(0)} \in V^{(-)}))$. Применение этих предикатов для выводов по аналогии с помощью соответствующих правил позволяет породить гипотезы типа $J_{\langle \nu, 2\rangle}(X \Rightarrow_1 T)$, где T – тема опроса, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$.

Отметим, что применение процедуры вывода по аналогии в ДСМ-методе к примерам из $R_0^{(\tau)}$ нечувствительно к подобного рода трудностям. Доопределение мнений возможно в любом случае, коль скоро выполняется условие вхождения в описание респондента X, например, (+)-причин для фрагментов мнения Y, причем мнение полностью покрывается этими фрагментами, но ни для каких фрагментов мнения Y (–)-причины в X не входят.

Отдельный интерес представляет задача доопределения мнений, если задано только описание респондентов, $\widetilde{B} = \{X \mid \forall \varphi J_{\langle \nu, 0\rangle}(X \Rightarrow_1 [\varphi]) \& (\varphi \in K)\}$. В этом случае каждому респонденту $C_j \in \widetilde{B}$, $j = 1, \ldots, l$, $l = |\widetilde{B}|$ могут быть сопоставлены множества возможных мнений $\Phi_p{}^{(\nu)}{}_j =$

[4] Номер шага вычислений здесь 2, т.к. на 1-м шаге порождались импликанты.

[5] Напомним, что в булевском случае мы предполагаем непротиворечивое задание множества мнений – ввиду невыразимости противоречия. Предикат для вывода по аналогии в этом случае имеет более простой вид $\Pi^{+}(X, Y) \rightleftharpoons \exists V' \exists \chi((V' \subseteq X) \& (V' \neq \varnothing) \& ([\chi] \subseteq Y) \& C(V', \chi))$. Добавление таким образом доопределенных примеров не меняет порожденных ранее отношений причинности, и необходимость в циклическом повторении процедур «сходство – аналогия» отпадает вовсе.

$\{\varphi | \Pi^{(\nu)}(C_j, Y)\&Y = [\varphi]\}$, $\nu \in \{+, -, 0\}$[6], т.е. доопределение не является однозначным. При этом все доопределенные мнения – уже существующие мнения из множества K', поскольку только такие мнения покрываются порожденными импликантами. Соответственно, БФ расширяется – порождаются множества утверждений $J_{\langle\nu, 2\rangle}(C_j \Rightarrow_1 [\varphi_{j_h}])$, $\varphi_{j_q} \in \Phi_p{}^{(\nu)}{}_j$, $h = 1, \ldots, q_j$, $q_j = |\Phi_p{}^{(\nu)}{}_j|$, $j = 1, \ldots, l$, $\nu \in \{+1, -1, 0\}$. Добавление полученных гипотез к БФ и в этом случае не приведет к порождению новых причинных зависимостей.

Решение задачи доопределения мнений респондентов из $\widetilde{B}$ средствами ДСМ-метода также приведет к неоднозначному доопределению – каждому респонденту сопоставляется множество мнений $\Phi_p{}^{(\nu)}{}_j = \{\varphi | \Pi_n{}^{(\nu)}(C_j, Y)\&Y = [\varphi]\}$, $\nu \in \{+, -, 0\}$, где $\Pi_n{}^{(\nu)}$ – соответствующие ДСМ-предикаты. Однако расширение БФ за счет полученных гипотез $J_{\langle\nu, n+1\rangle}(C_j \Rightarrow_1 [\varphi_{j_h}])$, в соответствии со стратегией ДСМ-исследования, может привести к циклическому повторению процедур вывода по индукции и аналогии и порождению новых гипотез о причинах тех или иных мнений и мнениях респондентов, и это существенно отличает ДСМ-рассуждение от алгебраического.

Отметим, что все сказанное может быть распространено на вариант опроса, когда опрос по теме оказывается l-значным ($l \geq 5$), но это требует специального рассмотрения ДСМ-метода с более чем четырьмя типами истинностных значений (так, пример для 5 типов можно найти в [25]).

Заключение

Использование логических средств для интеллектуального анализа эмпирических социологических данных предоставляет исследователю возможности не только для выявления каузальных зависимостей, но и для предсказания неизвестных ранее вариантов поведения (мнений) и, что особенно нетривиально, для оправдания принятых гипотез, и тем самым может рассматриваться как когнитивный инструмент анализа социологических данных. При этом каждый из представленных вариантов формализованных когнитивных эвристик «сходство – аналогия – абдукция» обладает своими возможностями. Гипотезы о причинах, порождаемые в алгебраическом подходе, являются максимальными по числу использовавшихся при их порождении примеров (что, соответственно, повышает степень их правдоподобия), однако число таких гипотез меньше числа ДСМ-гипотез. При этом по самой процедуре построения множества гипотез о каузальных зависимостях в этом подходе степень абдуктивной объясненности [2] – отношение числа объясненных примеров к общему числу примеров в исходной БФ – как правило, превышает аналогичный показатель для ДСМ-метода. Причиной этого является более емкий характер абдуктивного объяснения в ДСМ-методе – здесь требуется объяснить все свойства объектов, алгебраический же подход довольствуется покрытием имеющихся свойств соответствующими импликантами. В алгебраическом подходе, в отличие от ДСМ-метода, не реализуется формальное доопределение примеров с ранее не встречавшимися свойствами (мнениями). Отсюда – отсутствие последовательного и повторяющегося использования процедур порождения причинных зависимостей и доопределения неизвестных свойств объектов, которое столь существенно для формирования стратегии ДСМ-рассуждения.

Эти различия обусловлены, в первую очередь, исходными онтологическими предпосылками, характеризующими области применимости обоих подходов. ДСМ-метод изначально ориентирован на открытые предметные области, где эмпирические данные и знания неполны, процедуры извлечения знаний из фактов включают правдоподобные рассуждения, а данные и знания могут пополняться не только за счет порожденных гипотез, но и внешним образом, на основании признания недостаточности полученных результатов. Алгебраический же подход создавался для анализа имеющихся данных в предположении, что ничем иным исследователь не располагает (к примеру, когда число примеров заведомо ограничено или провести новый эксперимент, опрос не представляется возможным). Это лишний раз напоминает о необходимости выбора средств анализа, адекватных природе исследуемой области.

Использование логических средств для анализа эмпирических социологических данных и их реализация в Интеллектуальных системах

[6] Разумеется, для некоторых респондентов эти множества могут оказаться пустыми.

служат объективизации эмпирических социологических исследований и позволяют говорить об автоматическом решении задач когнитивной социологии – извлечении нового знания из эмпирического социологического материала.

Автор выражает благодарность профессору В.К. Финну за плодотворные обсуждения.

Литература

1. Fayyad, U.M., Piatetsky-Shapiro, G., and Smyth, P. From Data Mining To Knowledge Discovery: An Overview // In: Advances in Knowledge Discovery and Data Mining, eds. U.M. Fayyad, G. Piatetsky-Shapiro, P. Smyth, and R. Uthurusamy, AAAI Press/The MIT Press, Menlo Park, CA., 1996, pp. 1-34.
2. Арский Ю.М., Финн В.К. Принципы конструирования интеллектуальных систем // Информационные технологии и вычислительные системы, 2008, № 4, с. 4 – 36.
3. Страусс А., Корбин Дж. Основы качественного исследования. Обоснованная теория. Процедуры и техники. М.: КомКнига. – 2007. 256 с.
4. Сорокин П.А. Квантофрения / В кн.: Социология. Хрестоматия для вузов. Составитель А.И. Кравченко. М.: Академический проект, 2002. С. 63–74.
5. Татарова Г.Г. Методы анализа данных в социологии. М.: Изд. Дом «Стратегия», 2002.
6. Готлиб А.С. Введение в социологическое исследование (качественный и количественный подходы). М.: Флинта, 2005. 384 с.
7. Ядов В.А. Стратегия социологического исследования. М.: Добросвет, 2003. 567 с.
8. Чубукова И.А. Data Mining. М.: Изд. дом «Бином», 2008. 384 с.
9. Ragin C.C. The Comparative Method: Moving beyond Qualitative and Quantitative Strategies. Berkley, Los Angeles and London: University of California Press, 1987. 185 p.
10. Rihoux B. Qualitative Comparative Analysis and Related Systematic Comparative Methods. International Sociology, v. 21 (5), September 2006.
11. Ragin C.C. Fuzzy-Set Social Science. Chicago: University of Chicago Press, 2000, 384 p.
12. Финн В.К. Правдоподобные рассуждения в интеллектуальных системах типа ДСМ // В кн. Автоматическое порождение гипотез в интеллектуальных системах. Под ред. проф. В.К. Финна. М.: Книжный дом «Либроком», 2009, с. 10–48.
13. Автоматическое порождение гипотез в интеллектуальных системах. Под ред. проф. В.К. Финна. М.: Книжный дом «Либроком», 2009, Часть III, с. 409–491.
14. Михеенкова М.А., Феофанова Т.Л. Обучающая ДСМ-система для анализа социологических данных // Вестник Российского государственного гуманитарного университета. Серия «Информатика. Информационная безопасность. Математика», вып. 10, 2009 г., с. 152–169.
15. Финн В.К. Синтез познавательных процедур и проблема индукции // В кн. Автоматическое порождение гипотез в интеллектуальных системах. Под ред. проф. В.К. Финна. М.: Книжный дом «Либроком», 2009, с. 92 – 158.
16. Михеенкова М.А., Финн В.К. Правдоподобные рассуждения и булева алгебра для анализа социологических данных (проблемы когнитивной социологии) // В сб. Математическое моделирование социальных процессов, М.: Университет. Книжный дом, 2009, вып.10., с. 229 – 236.
17. Финн В.К., Михеенкова М.А., Сидорова А.В. О когнитивных эвристиках анализа социологических данных // III Всероссийский социологический конгресс «Социология и общество: проблемы и пути взаимодействия», Москва, 21 – 24 октября 2008 г., Тезисы докладов и выступлений, http://www.isras.ru/abstract_bank/1214905899.pdf.
18. Парсонс Т. О теории и метатеории // В кн.: Теоретическая социология. Антология. Т. 2. М.: Наука, 2002. С. 44–45.
19. Михеенкова М.А. О принципах формализованного качественного анализа социологических данных // Информационные технологии и вычислительные системы, 2009, № 4, с.
20. Luhmann N. Öffentliche Meinung. Politishe Planung, Aufsätzl zur soziologie von Politik und Vervaltung. – Opladen. – 1971.
21. Финн В.К., Михеенкова М.А. К формальному определению закрытого социологического опроса // Тезисы докладов III Всероссийской научной конференции Сорокинские чтения: "Социальные процессы в современной России: традиции и инновации" в 5 томах, Москва, 4-5 декабря 2007, М.: Университет. Книжный дом, 2007, Т.1, с. 214–217.
22. Финн В.К. Логика качественного анализа социологических данных. М., 2010 (в печати).
23. Финн В.К. Стандартные и нестандартные логики аргументации //В сб.: Многозначные логики и их применения, т. 2: Логики в системах искусственного интеллекта (под ред. проф. В.К. Финна). М.: Издательство ЛКИ, 2008, с. 59–91.
24. Яблонский С.В. Введение в дискретную математику. М.: Наука, 1986.
25. Финн В.К., Михеенкова М.А. О логических средствах концептуализации анализа мнений // В сб.: Многозначные логики и их применения, т. 2: Логики в системах искусственного интеллекта (под ред. проф. В.К. Финна). М.: Издательство ЛКИ, 2008, с. 152–199.

Михеенкова Мария Анатольевна. Старший научный сотрудник Всероссийского института научной и технической информации РАН (ВИНИТИ РАН). Окончила Московский физико-технический институт (МФТИ) в 1981 году. Кандидат технических наук. Имеет 58 печатных работ. Область научных интересов: искусственный интеллект, логика и методология социальных наук, интеллектуальный анализ данных, качественный анализ. E-mail: mmikh@viniti.ru.