

УДК 519.7

**МЕРЫ ВНУТРЕННЕЙ И ВНЕШНЕЙ ИНФОРМАЦИИ  
(НА ПРИМЕРЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ СИТУАЦИЙ  
НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ). ЧАСТЬ II**

**Н.Н. ДИДУК**

Продолжено изучение “настоящих” преобразований информации и построение соответствующих мер внешней информации, предназначенных для измерения *интенсивности преобразований*. Рассмотрены преобразования *концентрация информации, образование первой и второй проекций двумерной ситуации и ограничение разнообразия*. Последнее из них занимает особое место среди всех преобразований информации. Показано, что любое событие в Природе, вызывающее ограничение разнообразия в произвольной ситуации неопределенности, связанной с состояниями некоторой реальной системы, *содержит информацию об этой системе*. Образующиеся таким образом *информационные связи* между различными системами могут стать *самостоятельным инструментом познания*, альтернативным к традиционному инструменту познания, каковым являются причинные связи. Введено понятие *ситуации заблуждения*, которое используется для вычисления количества внешней информации, требуемого для разнообразных преобразований ситуаций неопределенности.

В первой части статьи [1] показано, что положенные в основу современной кибернетики представления об информации, о способах ее изучения и об ее преобразованиях, *неверны*. Рассмотрен ряд общих вопросов, связанных с возможными способами изучения информации и ее преобразований. Впервые обнаружена непосредственная связь информации с *ситуациями неопределенности* и получены два важных вывода. Во-первых, ***нельзя изучать информацию, не рассматривая какую-либо ситуацию неопределенности*** (там, где нет неопределенности, не может быть и информации). Во-вторых, ***преобразования информации — это преобразования ситуаций неопределенности*** (а вовсе не преобразования текстов). Эти выводы опровергают основную идею, содержащуюся в концепции “переработки информации в компьютерах”, — идею, согласно которой преобразования текстов — это и есть преобразования информации.

Однако полученное опровержение порождает новую проблему: теперь необходимо начать систематическое изучение “настоящих” преобразований информации. В [1] рассмотрен первый пример “настоящего” преобразования — *квантование*. Это преобразование связано с *потерей информации*. А здесь — во второй части статьи — рассмотрены еще два преобразования этого типа — *концентрация информации и образование первой и второй проекций двумерной ситуации неопределенности*.

Кроме того, здесь начато изучение преобразований, в которых информация не теряется, а *приобретается* (и, следовательно, она должна откуда-то поступить). Одним из таких преобразований является *ограничение разнообразия* (в данной ситуации неопределенности). Это преобразование занимает особое место среди всех преобразований информации, так как оно позволило прояснить смысл самого понятия *информация* и обнаружить неизбежность возникновения *информационных связей* в Природе. Существование же информационных связей означает ни много, ни мало, а необходимость в радикальном изменении наших представлений о возможных способах изучения Природы. Действительно, очевидно, что информационные связи могут стать самостоятельным инструментом познания, отличным от единственного известного до настоящего времени инструмента познания *причинно-следственных связей*.

## 7. КОНЦЕНТРАЦИЯ ИНФОРМАЦИИ

После рассмотрения преобразования *квантование* [1, разд. 6] интересно было бы ответить на следующий вопрос: всегда ли потеря информации, связанная с квантованием, является нежелательной? Для ответа необходимо принять во внимание, с какой целью (или по какой причине) проводилось квантование. Действительно, обычно квантование рассматривают как вынужденную потерю разрешающей способности ради упрощения каких-либо процедур. Однако возможны также другие мотивы проведения квантования. Например, цель этого преобразования информации может заключаться в том, чтобы потерять *лишнюю* (ненужную) информацию и получить в результате *концентрацию* нужной информации.

**1. Описание преобразования «концентрация информации».** Пусть на множестве  $X$  определена некоторая функция  $f$ , область значений которой обозначим  $Y$ . Как известно, знания элемента  $x$  множества  $X$  *формально* достаточно для того чтобы узнать значение  $f(x)$  этой функции. Но если элемент множества  $X$  неизвестен (т.е. на множестве  $X$  имеется ситуация неопределенности), а нас интересуют именно *значения* функции  $f$ , то может оказаться выгоднее перейти от ситуации неопределенности, заданной на множестве  $X$ , к ситуации, порождаемой функцией  $f$  на области ее значений  $Y$ . Такой переход мы будем называть **концентрацией информации** (относительно заданной функции  $f$ ).

Рассмотрим преобразование *концентрация информации* (относительно функции  $f$ ) для вероятностной ситуации, описываемой *пространством вероятностей*  $(X, p)$  [1, разд. 5] (где  $p$  — распределение вероятностей (РВ), *действующее* на множестве  $X$  [1, разд. 3]). Построение описания такого преобразования начинается с квантования пространства  $(X, p)$  относительно разбиения  $\mathcal{X}_f$  множества  $X$ , порождаемого заданной функцией  $f$ . Известно, что всякая функция  $f$ , определенная на множестве  $X$ , порождает на этом множестве *каноническое разбиение*  $\mathcal{X}_f$  следующего вида:

$$\mathcal{X}_f = \{f^{-1}(y) : y \in Y\}, \quad (1)$$

где  $Y$  — область значений функции  $f$ , а  $f^{-1}(y)$  — множество всех таких  $x \in X$ , что  $f(x) = y$ .

На множестве  $\mathcal{X}_f$  можно задать распределение вероятностей  $\rho_f$ , характеризующее условием: для каждого класса  $A \in \mathcal{X}_f$  должно выполняться равенство

$$\rho_f(A) = \sum_{a \in A} p(a), \quad (2)$$

аналогичное равенству [1, (6)].

Мы получили, таким образом, факторпространство  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$  пространства  $(X, p)$ , описывающего исходную ситуацию неопределенности. Но этого недостаточно, так как мы хотели получить описание той ситуации неопределенности, которую функция  $f$  порождает на области своих значений  $Y$ . До получения искомого описания остался один шаг. А само это описание имеет вид пространства вероятностей  $(Y, q)$ , *изоморфного* факторпространству  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$ . Искомое распределение вероятностей  $q$  на множестве  $Y$  характеризуется выражением

$$q = y \mapsto \rho_f(f^{-1}(y)) \diamond Y \quad (3)$$

(РВ  $q$  представляет собой такую функцию, определенную на множестве  $Y$ , которая каждому элементу  $y \in Y$  ставит в соответствие вероятность  $\rho_f(f^{-1}(y))$ ).

Действительно, нетрудно показать (опять же с помощью теории структур Бурбаки), что пространства вероятностей  $(Y, q)$  и  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$  *изоморфны*, а функция

$$g = y \mapsto f^{-1}(y) \diamond Y \quad (4)$$

является изоморфизмом пространства  $(Y, q)$  на факторпространство  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$ . Причем, для каждого  $y \in Y$  имеет место равенство

$$q(y) = \rho_f(f^{-1}(y)). \quad (5)$$

Таким образом, мы совершили преобразование *концентрация информации*, состоящее в переходе от ситуации неопределенности, заданной на множестве  $X$  (описываемой пространством вероятностей  $(X, p)$ ) к ситуации, порождаемой функцией  $f$  на области ее значений  $Y$ . Эта новая ситуация описывается пространством вероятностей  $(Y, q)$ . Переход состоял из двух шагов: 1) *квантования* исходной ситуации (описание этого шага состояло в построении разбиения  $\mathcal{X}_f$  множества  $X$ , порожденного функцией  $f$ , а затем — в построении факторпространства  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$  исходного пространства  $(X, p)$ ); 2) перехода к ситуации неопределенности на области значений  $Y$  функции  $f$  (эта ситуация описывается пространством вероятностей  $(Y, q)$ , *изоморфным* факторпространству  $(\mathcal{X}_f, \rho_f)$ ).

**2. Мера концентрации информации.** Ввиду *изоморфии* пространств  $(Y, q)$  и  $(\mathcal{X}_f, \mu_f)$  внешней **меру концентрации информации**  $E(X, p|f)$  (относительно функции  $f$ ) можно ввести следующим образом:

$$E(X, p|f) = E(X, p|\mathcal{X}_f). \quad (6)$$

Очевидно, что введенная мера удовлетворяет неравенству

$$E(X, p|f) \geq 0, \quad (7)$$

которое следует из неравенства [1, (13)] и *изоморфии* пространств  $(Y, q)$  и  $(\mathcal{X}_f, \mu_f)$ .

## 8. ОБРАЗОВАНИЕ ПЕРВОЙ И ВТОРОЙ ПРОЕКЦИЙ ДВУМЕРНОЙ СИТУАЦИИ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Эти преобразования являются частными случаями квантования. Они хорошо иллюстрируют мысль, что потеря информации при квантовании может быть полезной (и может иногда рассматриваться не как потеря, а как *концентрация* информации).

**1. Описание преобразований проектирования.** Пусть задана некоторая *двумерная* ситуация неопределенности (т.е. ситуация с двумерным множеством возможностей). Известно, что если задано двумерное множество, то всегда можно построить две его проекции. Так, например, первой и второй проекцией произведения  $X \times Y$  являются соответственно множества  $X$  и  $Y$  (более общий случай мы здесь рассматривать не будем).

Итак, пусть имеется некоторая двумерная ситуация неопределенности, которая описывается (тоже двумерным) пространством вероятностей  $(X \times Y, \pi)$  (где  $\pi$  есть РВ, действующее на произведении  $X \times Y$  дискретных множеств  $X$  и  $Y$ ). И предположим, что для любых  $x \in X$  и  $y, y' \in Y$  мы не хотим различать состояния природы  $(x, y)$  и  $(x, y')$ . Фактически это значит, что теперь мы хотим рассматривать в качестве нового множества возможностей множество  $X$  (вместо множества  $X \times Y$ ). Очевидно, что в таком случае мы *автоматически* оказались в новой (одномерной) ситуации неопределенности. Это произошло независимо от того, понимаем ли мы смысл происшедшего и умеем ли мы новую ситуацию описать.

Элементарная теория вероятностей предлагает способ, позволяющий найти описание новой ситуации (однако *не предлагает* ни подходящий для этих целей язык, ни систему обозначений). Эта ситуация может быть описана (одномерным) пространством вероятностей  $(X, \mathbf{pr}_1 \pi)$ , где  $\mathbf{pr}_1 \pi$  — РВ, действующее на множестве  $X$ , которое характеризуется следующим условием: для каждого  $x \in X$  имеет место равенство

$$\mathbf{pr}_1 \pi(x) = \sum_{y \in Y} \pi(x, y). \quad (8)$$

Аналогичный *автоматический* переход к новой ситуации неопределенности нас ждет и в том случае, если в качестве нового множества возможностей мы выберем множество  $Y$ . И снова способ, позволяющий найти описание новой ситуации, можно извлечь из элементарной теории вероят-

ностей: эта ситуация может быть описана (одномерным) пространством вероятностей  $(Y, \mathbf{pr}_2 \pi)$ , где  $\mathbf{pr}_2 \pi$  — РВ, действующее на множестве  $Y$ , которое характеризуется условием: для каждого  $y \in Y$  имеет место равенство

$$\mathbf{pr}_2 \pi(y) = \sum_{x \in X} \pi(x, y). \quad (9)$$

Распределения  $\mathbf{pr}_1 \pi$  и  $\mathbf{pr}_2 \pi$  мы будем называть соответственно **первой и второй проекциями** распределения  $\pi$ . А построенные выше (одномерные) пространства вероятностей  $(X, \mathbf{pr}_1 \pi)$  и  $(Y, \mathbf{pr}_2 \pi)$  мы назовем соответственно **первой и второй проекциями** (двумерного) пространства вероятностей  $(X \times Y, \pi)$ .

Итак, отталкиваясь от двумерной ситуации неопределенности, описываемой пространством вероятностей  $(X \times Y, \pi)$ , мы пришли к описаниям  $(X, \mathbf{pr}_1 \pi)$  и  $(Y, \mathbf{pr}_2 \pi)$  двух новых ситуаций неопределенности (которые тоже будем называть **первой и второй проекциями** исходной ситуации). Обе эти ситуации тоже оказались вероятностными (поскольку их описаниями являются пространства вероятностей).

Теперь еще раз подчеркнем специально, что нужно раз навсегда оставить распространенную моду *отождествлять* преобразование распределения  $\pi$  в распределение  $\mathbf{pr}_1 \pi$  (или в распределение  $\mathbf{pr}_2 \pi$ ) с преобразованием *реальной* двумерной ситуации в *реальную* одномерную. Действительно, выражения (8) и (9) *не создают* преобразования ситуаций неопределенности, а только являются их *описаниями*. Реальные же преобразования ситуаций (как уже отмечалось выше) происходят независимо от того, умеем ли мы их описать, т.е. известны ли соотношения (8) и (9) (и даже независимо от того, известна ли вообще теория вероятностей). Причинами же, вызывающими эти преобразования ситуаций, являются преобразования множества возможностей.

**2. Образование проекций двумерных ситуаций как частный случай концентрации информации.** Теперь осталось показать связь между образованием проекций и преобразованием *концентрация информации*. Для этого достаточно вспомнить, что было сказано о последнем преобразовании в разделе 7. Пусть на множестве  $X$  имеет место некоторая ситуация неопределенности. И пусть нас интересуют не элементы множества  $X$ , а значения некоторой функции  $f$ , которая определена на этом множестве. Но мы не можем узнать конкретное значение этой функции, поскольку неизвестно значение ее аргумента (неизвестно состояние природы  $x \in X$ ). Иначе говоря, как на области определения  $X$  функции  $f$ , так и на области ее значений, имеют место ситуации неопределенности. В этом случае лучшее, что мы можем сделать, сводится к тому, чтобы перейти от первой ситуации неопределенности ко второй, т.е. от исходной ситуации на множестве  $X$  к ситуации на множестве *значений* функции  $f$ . Такой переход и был назван *концентрацией информации*.

Покажем, что образование проекций двумерных ситуаций — это частный случай концентрации информации. Пусть исходная ситуация неопределенности двумерна и описывается пространством вероятностей  $(X \times Y, \pi)$ . На множестве  $X \times Y$  можно определить две стандартные функции, отображаю-

щие произведение  $X \times Y$  на каждый из сомножителей. Эти функции обычно обозначаются  $\text{pr}_1$  и  $\text{pr}_2$  и называются **функциями проектирования** произведения  $X \times Y$  на множества соответственно  $X$  и  $Y$ . Они имеют вид:

$$\text{pr}_1 = (x, y) \mapsto x \diamond X \times Y, \quad (10)$$

$$\text{pr}_2 = (x, y) \mapsto y \diamond X \times Y. \quad (11)$$

Эти выражения означают, что каждому элементу  $(x, y)$  произведения  $X \times Y$  функция  $\text{pr}_1$  ставит в соответствие элемент  $x$ , а функция  $\text{pr}_2$  — элемент  $y$ . Иначе говоря, для каждой пары  $(x, y) \in X \times Y$  выполняются соотношения

$$\text{pr}_1(x, y) = x, \quad (12)$$

$$\text{pr}_2(x, y) = y. \quad (13)$$

Заметим, что необходимо отличать функции проектирования  $\mathbf{pr}_1$  и  $\mathbf{pr}_2$ , заданные с помощью выражений (8) и (9), от функций проектирования  $\text{pr}_1$  и  $\text{pr}_2$  (выражения (10) и (11)), поскольку это *разные* функции. Действительно, функции  $\text{pr}_1$  и  $\text{pr}_2$  определены на множестве  $X \times Y$ , а функции  $\mathbf{pr}_1$  и  $\mathbf{pr}_2$  — на множестве всех *распределений вероятностей* на множестве  $X \times Y$ .

Как отмечалось в разделе 7 (п. 1), преобразование *концентрация информации* (относительно заданной функции) состоит из двух шагов: 1) *квантования* исходной ситуации (описание этого шага состояло в построении факторпространства исходного пространства относительно канонического разбиения области определения заданной функции); и 2) перехода к ситуации неопределенности на области значений заданной функции.

Покажем, что две определенные выше функции проектирования  $\text{pr}_1$  и  $\text{pr}_2$  как раз и являются теми функциями, относительно которых концентрация информации обеспечивается преобразованиями проектирования. Действительно, по образцу выражения (1) можно построить каноническое разбиение  $\mathcal{A}_{\text{pr}_1}$  множества  $X \times Y$  (на классы неразличимости), порождаемое функцией  $\text{pr}_1$ . Поскольку функция  $\text{pr}_1$  отображает множество  $X \times Y$  на множество  $X$ , можно написать

$$\mathcal{A}_{\text{pr}_1} = \{\text{pr}_1^{-1}(x) : x \in X\}. \quad (14)$$

Легко понять, что для каждого  $x \in X$  класс неразличимости  $\text{pr}_1^{-1}(x)$  представляет собой множество всех пар вида  $(x, y)$ , где  $y \in Y$ . Иначе говоря, множество  $\text{pr}_1^{-1}(x)$  имеет вид

$$\text{pr}_1^{-1}(x) = \{(x, y) : y \in Y\} = \{x\} \times Y. \quad (15)$$

Поэтому вместо (14) можем написать

$$\mathcal{A}_{\text{pr}_1} = \{\{x\} \times Y : x \in X\}. \quad (16)$$

Имея разбиение  $\mathcal{A}_{\text{pr}_1}$  множества  $X \times Y$ , нетрудно построить факторпространство  $(\mathcal{A}_{\text{pr}_1}, \mathcal{P}_{\text{pr}_1})$  по образцу факторпространства  $(\mathcal{A}_f, \mathcal{P}_f)$  (разд. 7). Покажем теперь, что полученное таким образом факторпростран-

ство  $(\mathcal{X}_{\text{pr}_1}, \mathcal{P}_{\text{pr}_1})$  изоморфно пространству вероятностей  $(X, \text{pr}_1\pi)$ . Это значит, что множества  $X$  и  $\mathcal{X}_{\text{pr}_1}$  равномощны и существует такая биекция (взаимно однозначное отображение)  $f_1$  множества  $X$  на  $\mathcal{X}_{\text{pr}_1}$ , что для каждого  $x \in X$  имеет место равенство

$$\text{pr}_1 \pi(x) = \mathcal{P}_{\text{pr}_1}(f_1(x)). \quad (17)$$

Легко сообразить, что упомянутая биекция  $f_1$  должна иметь вид

$$f_1 = x \mapsto \{x\} \times Y \diamond X. \quad (18)$$

А это значит, что для каждого  $x \in X$  выполняется

$$f_1(x) = \text{pr}_1^{-1}(x) = \{x\} \times Y. \quad (19)$$

Теперь, имея образец построения факторпространства  $(\mathcal{X}_{\text{pr}_1}, \mathcal{P}_{\text{pr}_1})$ , изоморфного первой проекции  $(X, \text{pr}_1\pi)$ , нетрудно построить и факторпространство  $(\mathcal{Y}_{\text{pr}_2}, \mathcal{P}_{\text{pr}_2})$ , изоморфное второй проекции  $(Y, \text{pr}_2\pi)$  (мы этого делать здесь не будем). А изоморфия пространств  $(X, \text{pr}_1\pi)$  и  $(Y, \text{pr}_2\pi)$  соответственно пространствам  $(\mathcal{X}_{\text{pr}_1}, \mathcal{P}_{\text{pr}_1})$  и  $(\mathcal{Y}_{\text{pr}_2}, \mathcal{P}_{\text{pr}_2})$  означает, что образование первой и второй проекций двумерной ситуации неопределенности является примерами концентрации информации.

**3. Информационный аспект образования проекций.** Теперь наша задача состоит в сравнении исходного двумерного пространства вероятностей  $(X \times Y, \pi)$  с его проекциями  $(X, \text{pr}_1\pi)$  и  $(Y, \text{pr}_2\pi)$ . Количество собственной информации произвольного элемента  $(x, y) \in X \times Y$  пространства  $(X \times Y, \pi)$  характеризуется выражением

$$I_\pi(x, y) = \log \frac{1}{\pi(x, y)}. \quad (20)$$

А выражения

$$I_{\text{pr}_1\pi}(x) = \log \frac{1}{\text{pr}_1\pi(x)} \quad \text{и} \quad I_{\text{pr}_2\pi}(y) = \log \frac{1}{\text{pr}_2\pi(y)} \quad (21)$$

характеризуют количества собственной информации соответственно элемента  $x \in X$  пространства  $(X, \text{pr}_1\pi)$  и элемента  $y \in Y$  пространства  $(Y, \text{pr}_2\pi)$ .

Нетрудно показать, что для любых  $x \in X$  и  $y \in Y$  меры собственной информации удовлетворяют неравенствам

$$I_{\text{pr}_1\pi}(x) \leq I_\pi(x, y) \leq I_{\text{pr}_2\pi}(y), \quad (22)$$

$$I_\pi(x, y) \leq I_{\text{pr}_1\pi}(x) + I_{\text{pr}_2\pi}(y). \quad (23)$$

Аналогичным неравенствам удовлетворяют и меры неопределенности пространств вероятностей  $(X \times Y, \pi)$ ,  $(X, \text{pr}_1\pi)$  и  $(Y, \text{pr}_2\pi)$ :

$$G(X, \text{pr}_1\pi) \leq G(X \times Y, \pi) \leq G(Y, \text{pr}_2\pi), \quad (24)$$

$$G(X \times Y, \pi) \leq G(X, \text{pr}_1\pi) + G(Y, \text{pr}_2\pi). \quad (25)$$

**4. Две меры концентрации информации.** По аналогии с мерой концентрации информации  $E(X, p | f)$ , введенной в разделе 7 (п. 2) можно ввести две внешние **меры концентрации информации** при преобразовании двумерной ситуации неопределенности в две проекции этой ситуации:

$$E(X \times Y, \pi | \text{pr}_1) = G(X \times Y, \pi) - G(X, \text{pr}_1 \pi), \quad (26)$$

$$E(X \times Y, \pi | \text{pr}_2) = G(X \times Y, \pi) - G(Y, \text{pr}_2 \pi), \quad (27)$$

а из неравенств (24) следуют неравенства

$$E(X \times Y, \pi | \text{pr}_1) \geq 0 \quad \text{и} \quad E(X \times Y, \pi | \text{pr}_2) \geq 0, \quad (28)$$

аналогичные неравенству (7).

## 9. ПРЕОБРАЗОВАНИЕ «ОГРАНИЧЕНИЕ РАЗНООБРАЗИЯ»

Теперь мы переходим к рассмотрению примеров другого рода преобразований ситуаций неопределенности — преобразований, при которых информация не теряется, а, наоборот, *приобретается* (а это возможно только в том случае, если информация откуда-то *поступает*). Первым примером такого рода преобразования является *ограничение разнообразия*. Как известно, это понятие ввел У. Росс Эшби.

**1. Достаточное условие наличия информационной связи.** Согласно У. Эшби понятие *информация* связано не только с понятием *разнообразие*, но еще более тесно — с понятием *ограничение разнообразия*, которое Эшби рассматривает во второй части книги «Введение в кибернетику». Он написал:

«Тот факт, что нечто “предсказуемо”, подразумевает наличие ограничения разнообразия» [2, с. 187].

Иначе говоря, наличие ограничения разнообразия в системе означает ее “предсказуемость”. Но что здесь следует понимать под “предсказуемостью”? Сейчас мы покажем, что под “предсказуемостью” системы можно понимать наличие полученной откуда-то *информации* об этой системе. Связав все это вместе, получим следующий вывод.

Если в системе наблюдается ограничение разнообразия (т.е. сокращение множества) возможных ее состояний, то это является достаточным свидетельством того, что о системе получена информация от внешнего источника.

Это последнее утверждение можно следующим образом уточнить.

**Достаточное условие.** Рассмотрим систему, для которой определено понятие *состояния* и известно множество возможных состояний. И предположим, что где-то произошло событие, или наблюдается явление, которое *несовместимо* (согласно существующим представлениям) с некоторыми из возможных для данной системы состояний. Иначе говоря, *логическим следствием* утверждения об этом событии или явлении (в сочетании с существующей системой знаний) является *ограничение разнообразия* возможных состояний системы. Тогда есть основание утверждать, что данное событие или явление содержит (внешнюю) *информацию* о состояниях системы, или что в направлении от данного события или явления к состояниям системы существует *информационная связь*. ■

Это *достаточное условие* существования внешней информации не является также и необходимым условием, поскольку внешняя информация не обязательно ведет к уменьшению разнообразия в данной ситуации неопределенности, а может вызывать другие преобразования этой ситуации. Но зато наше *достаточное условие* может выступать в совершенно необычной роли — в роли своеобразного доказательства того, что возникновение информационных связей в Природе представляет собой массовое явление, а не что-то уникальное, поскольку случаи, когда имеют место ограничения разнообразия, наблюдаются буквально на каждом шагу (множество примеров рассмотрел Эшби, и здесь нет нужды все это повторять).

Крайне важно понимать, что понятие *логического следствия* (которое фигурирует в достаточном условии) не совпадает с понятием *причинно-следственной связи*. Логическое следствие — чисто лингвистическое понятие, которое нельзя применять непосредственно к реальным событиям, а можно применять только к *утверждениям* об этих событиях. С другой стороны, причинно-следственные связи могут существовать только между реальными событиями или явлениями.

Это различие, которое может показаться вполне безобидным, ведет к следующим двум *принципиальным* отличиям информационных связей от более привычных причинно-следственных связей. Причинно-следственные связи *материальны* и всегда действуют только *в одну сторону* — в направлении от причины к следствию. Информационные же связи *нематериальны* и всегда действуют *в обе стороны*. Непонимание этих отличий ведет к огромному количеству недоразумений и разочарований, когда информационные явления пытаются анализировать — *безуспешно* — путем поиска причин и следствий. Такой подход является в корне ошибочным, так как... (сейчас будет раскрыта страшная тайна, которую скрывают от трудящихся) *информационные явления не подчиняются принципу причинности*.

Наиболее остро эта проблема стоит в биологии. В качестве примера приведем короткую цитату из статьи «Причина и следствие в биологии» профессора Эрнста Майра:

«...мне хотелось бы сосредоточить внимание на особых трудностях, связанных с классической концепцией причинности в биологии. Эти трудности начинают терзать исследователей при первых же попытках создать единое понятие причины» [3, с. 47].

Объясняются подобные трудности тем, что ввиду двустороннего характера информационных связей, их направление часто оказывается *противоположным* направлению *причина-следствие*. Например, если состояние системы *A* содержит информацию о состоянии системы *B*, то и обратно, состояние системы *B* содержит информацию о состоянии системы *A*. Причем, если речь идет о вероятностных ситуациях, то, как известно из теории информации, количество той и другой информации одинаково. При этом может случиться даже так, что, хотя между состояниями систем *A* и *B* имеются информационные связи, между ними нет (или даже вообще не может быть) причинно-следственных связей. Такие информационные связи будем называть *косвенными*.

Образование косвенных информационных связей возможно тогда, например, когда речь идет о состояниях систем *A* и *B* *в один и тот же момент времени*, а сами эти системы находятся на некотором расстоянии друг от друга.

Как известно, в этом случае причинно-следственная связь между состояниями систем исключена. Существование же информационных связей (двусторонних), тем не менее, возможно при условии, что состояния обеих систем *A* и *B* являются следствием *общей причины*, находящейся в некоторой третьей системе.

Существует один важный частный случай (двусторонних) информационных связей, о котором следует упомянуть специально. Любой материальный объект во Вселенной содержит огромное количество разнообразной информации. В том числе он содержит информацию как о своем будущем, так и о своем прошлом. Ее можно использовать для получения вполне обоснованных выводов как в одну, так и в другую сторону. Однако современная наука, которая *целиком опирается на принцип причинности*, признает законными только выводы о будущем (кроме тривиальных случаев при рассмотрении обратимых явлений). Причинный характер объяснений в настоящее время рассматривается как признак их научности. Вот что пишет по этому поводу С. Крымский в книге «Запити філософських смислів»:

«Важливим критерієм науковості є введення причинної матриці пояснення явищ... Отже, пошук причинного пояснення є атрибутивним для визначення наукового підходу» [4, с. 154, 155].

Таким образом, как это ни смешно, но современная наука не может обосновать какие бы то ни было выводы о прошлом (поскольку настоящее не может быть причиной прошлого).

Тем не менее существует огромная (и очень пестрая) армия ученых, занимающихся исключительно добыванием выводов о прошлом. Кроме *историков* в узком понимании этого слова, к этой армии принадлежат астрофизики; специалисты по космологии; геологи; археологи; палеонтологи; палеоботаники; исследователи, пытающиеся узнать, как возникла Солнечная система, Земля, другие планеты, их спутники, астероиды и кометы, или выяснить, как возникла жизнь на Земле. И все эти ученые вынуждены работать в научном вакууме, поскольку никакие “научные” методы получения выводов о прошлом неизвестны.

Как до этого могло дойти? Ведь понятие информации вошло в науку уже более чем полвека назад. Предполагается также, что информация все это время интенсивно изучалась. Однако в разделе 1 (первая часть статьи) мы дали краткую справку о том, *как она изучалась*. В кибернетике была также провозглашена программа изучения *законов преобразования информации*. Но предложенный *способ* осуществления этой программы был совершенно негодным — он сводился к изучению преобразований *носителей информации* — текстов! Но изучая преобразования текстов, ничего нельзя узнать о преобразованиях информации. Ясно также, что при упомянутых выше “способах изучения” информации и ее преобразований невозможно прийти к выводу о существовании информационных связей в Природе и невозможно увидеть те перспективы кибернетики (и вообще естествознания), которые открываются вследствие существования таких связей.

Повышению общей информационной культуры не могли способствовать и широко распространенные представления о том, что информация якобы аналогична *физической энтропии*. Ложная аналогия — не помощник, а серьезная помеха. В самом деле, опираясь на эту “аналогию”, тоже невозможно прийти к выводу о существовании информационных связей в Природе, поскольку физическая энтропия никакие подобные связи образовывать не может.

**2. Описание преобразования «ограничение разнообразия».** Рассмотрим снова вероятностную ситуацию неопределенности, описываемую пространством вероятностей  $(X, p)$ . Предположим, что где-то произошло событие, которое *несовместимо* (согласно существующей системе знаний) с некоторыми состояниями природы из множества  $X$ . Иначе говоря, в результате полученной внешней информации выяснилось, что некоторые элементы множества  $X$  осуществиться не могут. Так что теперь вместо множества  $X$  мы должны рассматривать его *собственное* подмножество, которое обозначим  $A$ . Согласно предложенному выше достаточному условию наличия внешней информации сказанное можно рассматривать как пример *действия информационной связи* в направлении от данного события к рассматриваемой ситуации неопределенности.

Попробуем понять, что в этом случае должно произойти с исходной ситуацией неопределенности на множестве  $X$ ? Как только определилось подмножество  $A$ , до которого оказалось ограниченным исходное множество возможностей  $X$ , мы *автоматически* оказались в новой ситуации неопределенности, независимо от того, понимаем мы это или нет. Единственное, что нам теперь осталось сделать, — это правильно *описать* эту новую ситуацию.

Приходится снова и снова повторять одно и то же — что преобразования ситуаций неопределенности (а следовательно — и преобразования информации) происходят не на бумаге и не в каких-то специальных “*преобразователях*”, а *реально* — в той *действительности*, в которой мы живем, принимаем решения и действуем.

Итак, смысл рассматриваемого преобразования сводится к тому, что теперь вместо множества  $X$  мы должны рассматривать его *собственное* (т.е. не совпадающее с самим множеством  $X$ ) подмножество  $A$ . Ясно, что это подмножество  $A$  не может оказаться *пустым*, так как в этом случае мы бы пришли к *противоречию*, состоящему в том, что теперь *не осталось ни одного состояния природы, которое могло бы осуществиться*.

Но это еще не все — аналогичное противоречие получилось бы и в том случае, если бы *суммарная вероятность*

$$\bar{p}(A) = \sum_{x \in A} p(x) \quad (29)$$

всех элементов множества  $A$  равнялась нулю. Действительно, это означало бы, что все оставшиеся якобы возможные состояния природы в действительности имеют нулевые вероятности и, следовательно, фактически тоже осуществиться не могут.

Есть все основания предполагать, что никакие события во Вселенной не могут приводить к подобным противоречиям. Поэтому, если противоречие все же возникает (т.е. оказывается, что  $\bar{p}(A) = 0$ ), остается возможным только одно объяснение: противоречивой является та *система знаний*, на основании которой был получен вывод о составе множества  $A$ .

Итак, мы должны предположить, что  $\bar{p}(A) > 0$ . Преобразование *ограничение разнообразия* сводится к тому, что при упомянутом условии  $\bar{p}(A) > 0$  мы *автоматически* оказываемся в новой ситуации неопределенности (с множеством возможностей  $A$ ). Подчеркнем специально, что сам факт осуществления этого преобразования совершенно не зависит от того,

известна ли уже теория вероятностей. Действительно, от знания теории вероятностей зависит только то, сумеем ли мы правильно *описать* это преобразование.

Итак, если исходная ситуация неопределенности описывалась пространством вероятностей  $(X, p)$ , то, как следует из теории вероятностей, ситуация, образовавшаяся в результате преобразования *ограничение разнообразия*, тоже должна описываться некоторым пространством вероятностей, которое мы обозначим  $(A, p^A)$  (можно показать, что  $(A, p^A)$  есть *подпространство* пространства  $(X, p)$ ). А для того чтобы найти описание  $(A, p^A)$ , достаточно построить распределение вероятностей  $p^A$  (как функцию, определенную на множестве  $A$ ). Согласно известным соотношениям теории вероятностей эта функция должна иметь вид

$$p^A = x \mapsto \frac{p(x)}{\bar{p}(A)} \diamond A. \quad (30)$$

Это значит, что для всякого элемента  $a \in A$  должно выполняться равенство

$$p^A(a) = \frac{p(a)}{\bar{p}(A)}. \quad (31)$$

(заметим, что в выражениях (30) и (31) не возникает деления на ноль, поскольку, как мы показали выше, имеет место  $\bar{p}(A) > 0$ ).

**3. Информационный аспект преобразования.** Теперь займемся вопросом о преобразовании, которому подверглась мера собственной информации и мера неопределенности всей ситуации. Найдем выражение для *количества собственной информации*  $I_{p^A}(a)$  элемента  $a \in A$  новой ситуации неопределенности, описываемой подпространством  $(A, p^A)$ . Опираясь на выражения [1, (2)] и (31), получим

$$I_{p^A}(a) = \log \frac{1}{p^A(a)} = \log \frac{\bar{p}(A)}{p(a)}. \quad (32)$$

Как видно из выражения (32), для каждого  $a \in A$  должно выполняться неравенство  $I_p(a) \geq I_{p^A}(a)$  (равенство будет иметь место только в случае  $\bar{p}(A) = 1$ ). При этом разность  $I_p(a) - I_{p^A}(a)$  для всех  $a \in A$  одна и та же:

$$I_p(a) - I_{p^A}(a) = \log \frac{1}{\bar{p}(A)} \geq 0. \quad (33)$$

Таким образом, в результате получения информации от постороннего события количество собственной информации для каждого элемента множества  $A$  *уменьшилось*. Теперь запишем выражение для меры неопределенности новой ситуации:

$$G(A, p^A) = \mathbf{E}I_{p^A} = \sum_{a \in A} p^A(a) \cdot I_{p^A}(a) = \sum_{a \in A} p^A(a) \cdot \log \frac{1}{p^A(a)}. \quad (34)$$

**4. Опровержение давно укоренившихся представлений.** Теперь мы попытаемся найти способ измерения количества внешней информации,

необходимой для преобразования ситуации неопределенности, описываемой пространством вероятностей  $(X, p)$ , в ситуацию, получающуюся в результате *ограничения* множества  $X$  до его собственного подмножества  $A$ . Обозначим это количество  $E(X, p|A)$ . Может показаться, что по аналогии с преобразованием *квантование* число  $E(X, p|A)$  должно равняться разности

$$\delta G = G(X, p) - G(A, p^A). \quad (35)$$

В самом деле, кажется почти очевидным, что степень неопределенности  $G(A, p^A)$  новой ситуации здесь также не должна превышать неопределенность  $G(X, p)$  исходной ситуации, т.е. должно выполняться неравенство  $G(X, p) \geq G(A, p^A)$ . Для проверки этого предположения можно рассмотреть два частных случая: 1) когда суммарная вероятность  $\bar{p}(A)$  множества  $A$  равна единице; и 2) когда мощность  $|A|$  множества  $A$  равна единице (т.е. множество  $A$  сводится к одному элементу).

Легко показать, что в первом случае (когда  $\bar{p}(A) = 1$ ) мы получим равенство  $G(X, p) = G(A, p^A)$  (из равенства  $\bar{p}(A) = 1$  следует, что вероятность  $p(x)$  каждой точки  $x \in X \setminus A$  пространства вероятностей  $(X, p)$ , не принадлежащей множеству  $A$ , равна нулю). Во втором же случае (когда множество  $A$  сводится к одному элементу) получим равенство  $G(A, p^A) = 0$ . После такого ограничения разнообразия ситуация неопределенности фактически прекращает свое существование, т.е. возникает так называемый *коллапс ситуации неопределенности*. Этому преобразованию посвящен раздел 12 (третья часть статьи).

Оба эти частных случая не противоречат предположению  $G(X, p) \geq G(A, p^A)$ . Однако сейчас мы покажем, что в общем случае это предположение является *ошибочным*. Рассмотрим такой пример. Пусть множество  $X$  состоит из трех элементов:  $X = \{x_1, x_2, x_3\}$ , а множество  $A$  — из двух:  $A = \{x_2, x_3\}$ . Иначе говоря, преобразование *ограничение разнообразия* в данном случае свелось к исключению из рассмотрения элемента  $x_1$ .

На рис. 1 показано, какой в этом случае будет зависимость величин  $G(X, p)$  и  $G(A, p^A)$  от числа  $p(x_1)$  при условии, что между вероятностями  $p(x_1)$ ,  $p(x_2)$  и  $p(x_3)$  имеется следующая связь:  $p(x_2) = p(x_3)$  (и, конечно,  $p(x_2) + p(x_3) = 1 - p(x_1)$ ). На графике хорошо видно, что неравенство  $G(X, p) \geq G(A, p^A)$  справедливо не для всех значений  $p(x_1)$  (при значениях  $p(x_1) > \approx 0.8$  оно не выполняется).

Рассмотренный пример позволяет сделать следующие выводы.

1. Для исключения из рассмотрения возможного состояния природы  $x_1$  требуется поступление информации извне (достаточное условие наличия внешней информации; п. 1).

2. При вполне определенных условиях (когда  $p(x_1) > \approx 0.8$ ) эта полученная информация ведет не к уменьшению, а к увеличению степени неопределенности рассматриваемой ситуации.

Таким образом, этот пример фактически опровергает целую систему представлений, возникших после появления теории информации — представления теории информации — это то, что устраняет (или хотя бы уменьшает) неопределенность. В чем же причина того, что упомянутые представления считались истинными более полувека? Причина — в двух специфических особенностях классической теории информации.

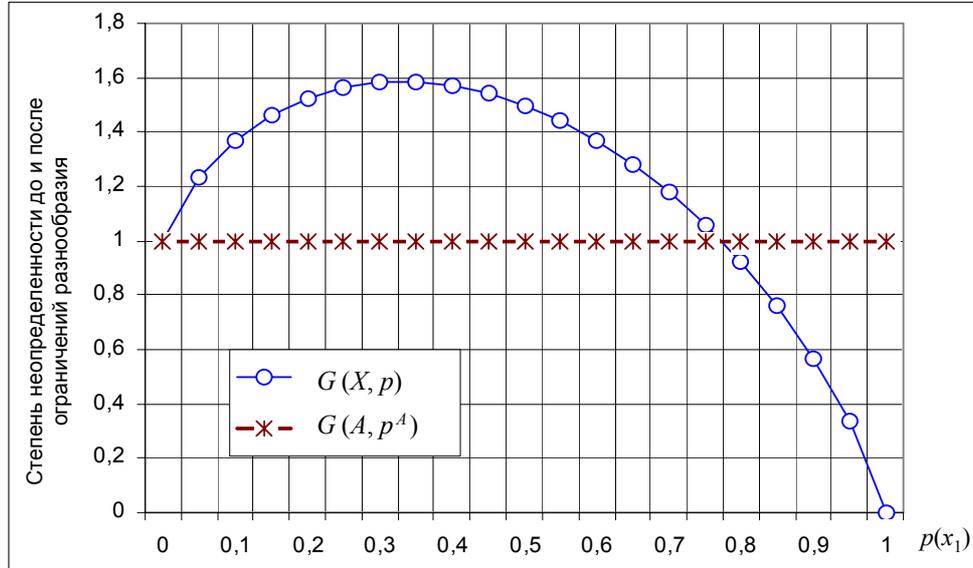


Рис. 1. Зависимость величин  $G(X, p)$  и  $G(A, p^A)$  от числа  $p(x_1)$  при условиях: 1)  $X = (x_1, x_2, x_3)$ ; 2)  $A = (x_2, x_3)$ ; 3)  $p(x_2) = p(x_3)$ ; 4)  $p(x_2) + p(x_3) = 1 - p(x_1)$

Во-первых, эта теория не содержит признаков того, что было замечено отличие между двумя ролями информации, о которых здесь мы говорим как о внутренней и внешней информации. Но без учета этого отличия вообще невозможно выработать непротиворечивые представления об информации, поскольку информация в процессе исполнения этих двух ролей демонстрирует настолько непохожие свойства, что вообще отсутствует возможность их рассмотрения с единой точки зрения.

Во-вторых, главные результаты теории информации были асимптотическими и относились к случаю безостановочной передачи сообщений от источника к приемнику. В таких условиях наиболее важную роль играют не одиночные события, а их массовый эффект. А массовый эффект, связанный с передачей информации от источника к приемнику, состоит в том, что в среднем переданная информация действительно уменьшает степень неопределенности состояния приемника. Таким образом, ошибочные представления держались за счет того, что под результатом действия информации на ситуацию неопределенности всегда понимали только средний результат.

## 10. СИТУАЦИИ ЗАБЛУЖДЕНИЯ

Итак, разность  $\delta G$  (35), по-видимому, не может рассматриваться как количество  $E(X, p|A)$  внешней информации, необходимой для ограничения разнообразия, т.е. той информации, которая требуется для преобразования

ситуации, описываемой пространством  $(X, p)$ , в ситуацию, описываемую пространством  $(A, p^A)$ . И дело здесь не только в том, что эта разность в некоторых случаях становится отрицательной. Есть еще два важных свойства, которыми должна обладать мера  $E(X, p | A)$ , но которыми *не обладает* разность  $\delta G$ .

Одно из этих обязательных свойств является совершенно очевидным. Мы знаем, что преобразование *ограничение разнообразия* для ситуации неопределенности, описываемой пространством вероятностей  $(X, p)$ , представляет собой исключение из рассмотрения некоторых элементов множества  $X$ . Представляется естественным, что количество информации, необходимое для исключения этих элементов, должно зависеть от их вероятностей (относительно исходного распределения  $p$ ). Причем, чем *больше* вероятностями обладают эти элементы, тем больше необходимо информации для того, чтобы их вообще исключить из рассмотрения.

Второе из упомянутых обязательных свойств является асимптотическим. Если суммарная вероятность исключаемых элементов стремится к единице, то количество информации, требующейся для исключения их из рассмотрения, должно, по-видимому, стремиться к бесконечности.

**1. Ситуации заблуждения и способ их описания.** Для построения меры, обладающей перечисленными свойствами, мы рассмотрим другой подход к информационному анализу преобразования *ограничение разнообразия*. С этой целью предположим, что смысл преобразования *ограничение разнообразия*, т.е. перехода от ситуации неопределенности, описываемой пространством вероятностей  $(X, p)$ , к ситуации, описываемой пространством  $(A, p^A)$ , может быть выражен с помощью следующего утверждения:

*Первоначальное предположение о том, что пространство  $(X, p)$  представляет собой верное описание имеющей место ситуации неопределенности, не подтвердилось. Оказалось, что эту ситуацию нужно описать пространством  $(A, p^A)$ .*

Для того чтобы лучше понять, как это утверждение может повлиять на решение нашей задачи, полезно сначала рассмотреть более общую задачу. Предположим, что мы столкнулись с ситуацией, которая имеет так называемую “вероятностную природу”, но, тем не менее, не относится к тем ситуациям, к которым применима теория вероятностей. На (дискретном) множестве  $X$  действует РВ  $q$ , но тот, кто хочет принять некое решение, не знает верного описания этого распределения. Он думает, что действующим на  $X$  распределением является РВ  $p$  (которое может как совпадать с распределением  $q$ , так и отличаться от него). Такого рода ситуации демонстрируют особую, специфическую разновидность неопределенности, которую можно квалифицировать как *заблуждение*. Поэтому подобные ситуации мы и будем называть **ситуациями заблуждения**.

Ясно, что ситуация заблуждения не может быть формально описана пространством вероятностей  $(X, q)$ . Но она, конечно, не может быть описана и пространством вероятностей  $(X, p)$ . Для ее описания необходимо ка-

ким-то образом учесть оба распределения вероятностей:  $p$  и  $q$ . Мы условимся описывать эту ситуацию символом  $(X, q \diamond p)$ , *формальный* смысл которого сейчас поясним.

Оба распределения  $p$  и  $q$ , входящие в конструкцию  $q \diamond p$ , являются математическими структурами, заданными на множестве  $X$ . А Н. Бурбаки показал, что произвольное *конечное* число математических структур, (заданных на одном и том же множестве) может быть представлено в виде *одной* структуры. Вот эту результирующую структуру, порожденную структурами  $p$  и  $q$ , мы и обозначили символом  $q \diamond p$ . Так что формально конструкция  $(X, q \diamond p)$  представляет собой еще один пример математического пространства.

**Определение 2.** Математические пространства вида  $(X, q \diamond p)$  будем называть **пространствами двойных вероятностей**. ■

**2. Количество внешней информации в пользу одной гипотезы против другой.** Теперь возникает такой вопрос: можно ли для ситуации заблуждения, описываемой пространством двойных вероятностей  $(X, q \diamond p)$ , предложить некую *меру неопределенности*? Для решения этого вопроса заметим, что с точки зрения принимающего решения количество собственной информации, содержащейся в некоторой точке  $x \in X$  этого пространства, должно измеряться выражением [1, (2)]. Иначе говоря, информационная функция принимающего решения должна иметь тот же вид

$$I_p = x \mapsto I_p(x) \diamond X, \quad (36)$$

что и в выражении [1, (3)].

Поэтому, если под мерой неопределенности ситуации по-прежнему понимать математическое ожидание (относительно действующего распределения) информационной функции (как в [1, (5)]), то *мерой неопределенности ситуации заблуждения*, описываемой пространством двойных вероятностей  $(X, q \diamond p)$ , следует считать число

$$G(X, q \diamond p) = \mathbf{E} I_p = \sum_{x \in X} q(x) \cdot I_p(x) = \sum_{x \in X} q(x) \cdot \log \frac{1}{p(x)}, \quad (37)$$

которое не совпадает с математическим ожиданием  $\mathbf{E} I_p$  в [1, (5)] ввиду того, что здесь у нас действующим распределением является не  $p$ , а  $q$ .

Свойства правой части выражения (37) хорошо изучены в теории информации. Известно, что какими бы ни были распределения  $p$  и  $q$ , выполняется неравенство

$$G(X, q \diamond p) \geq G(X, q), \quad (38)$$

причем это неравенство превращается в равенство тогда и только тогда, когда  $p = q$ . Более того, как видно из выражения (37), если для некоторого  $x \in X$  число  $p(x)$  устремить к нулю (при условии  $q(x) \neq 0$ ), то степень неопределенности  $G(X, q \diamond p)$  устремится к бесконечности.

На основании неравенства (38) можно ввести следующую *меру внешней информации*:

$$E(X, p \| q) = G(X, q \diamond p) - G(X, q). \quad (39)$$

Раскрыв разность в правой части (39), получим

$$E(X, p \| q) = \sum_{x \in X} q(x) \cdot \log \frac{q(x)}{p(x)}. \quad (40)$$

А глядя на выражение (40), приходим к выводу, что внешняя мера  $E(X, p \| q)$  представляет собой не что иное, как дискретный вариант знаменитой меры С. Кульбака, которую он положил в основу статистических решений в книге «Теория информации и статистика» [5, с. 13–16].

Однако здесь мы получили эту меру естественным путем, исходя из других соображений (как ее обозначение и наименование у С. Кульбака, так и способ ее обоснования и формального описания совершенно не соответствуют смыслу решаемой здесь задачи). И здесь эту меру мы обозначили иначе. Мы также дадим ей другое имя.

**Определение 3.** Мету  $E(X, p \| q)$  назовем **количеством внешней информации** в пользу гипотезы  $q$  против гипотезы  $p$ . ■

На нескольких примерах, рассматриваемых в этой статье дальше, мы покажем, что число  $E(X, p \| q)$  имеет следующий смысл.

**Предположение 2.** Пусть в результате полученной внешней информации некоторая вероятностная ситуация неопределенности, описываемая пространством вероятностей  $(X, p)$ , преобразовалась в вероятностную ситуацию (с тем же множеством возможностей), описываемую пространством вероятностей  $(X, q)$ . Тогда величина  $E(X, p \| q)$  (40) измеряет количество внешней информации, которое необходимо для этого преобразования. ■

\*\*\*\*\*

В следующей части статьи будет, в частности, показано, как понятие ситуации заблуждения позволяет найти способ измерения интенсивности преобразования *ограничение разнообразия*.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Дидук Н.Н. Меры внутренней и внешней информации (на примере вероятностных ситуаций неопределенности). Часть I // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2012. — № 3 — С. 107–124.
2. Эшби У.Р. Введение в кибернетику. — М.: Изд. ин. лит., 1959. — 432 с.
3. На пути к теоретической биологии. I. Прологомены. — М.: Мир, 1970. — 182 с.
4. Кримський С. Запити філософських смислів. — Київ: Парапан, 2003. — 240 с.
5. Кульбак С. Теория информации и статистика. — М.: Наука, 1967. — 408 с.

Поступила 01.06.2009

Статтю надруковано в редакції автора