

# ПОВЫШЕНИЕ КАЧЕСТВА СТАТИСТИЧЕСКИХ ОБСЛЕДОВАНИЙ

## ЦЕНА ОШИБКИ И СТОИМОСТЬ КАЧЕСТВА ОБСЛЕДОВАНИЯ\*

С.В. Степанов, канд. социол. наук,  
консалтинговая компания ПЛАНОВА-Консалтинг

Государственные статистические обследования, проводимые Росстатом, в виде постоянного наблюдения по формам государственной статистической отчетности или в виде относительно редких, но объемных переписей, представляют собой сложные многоуровневые и многоэтапные мероприятия, в которые вовлекается множество исполнителей и специалистов службы государственной статистики. Необходимость использования сложных экономико-математических и социологических методологий, реализуемых исполнителями обследования по методикам Росстата, а также строгой координации этапов и исполнителей требует наличия развитой системы управления качеством статистических обследований. Такая система в первую очередь должна адекватно и максимально объективно рассчитывать показатели качества статистического обследования и его этапов, а также быть способной помогать в выявлении и устранении «узких» мест, отрицательно сказывающихся на качестве статистического продукта Росстата.

Рейтинговая оценка качества (РОК) обследования предназначена для отображения интуитивно понятным образом в одном числе того уровня качества (синтетически полученного по показателям аспектов качества), которое должен иметь конечный продукт обследования при проведении всех тех мероприятий, степень полноты исполнения которых измеряется по результатам заполнения анкеты доверенным экспертом. На таком этапе создания системы управления качеством аналитическая задача остается незамкнутой, так как с РОК никак не связываются усилия (затраты), которые оказались необходимы для достижения рассчитанного уровня. Также отсутствует связь (и показатель ее) с неизбежными ошибками, которые возникают в процессе обследования в результате осознанных компромиссов между трудоемкостью, реальными ресурсами и сроками исполнения обследования.

По результатам апробации программы расчета РОК рассмотрим механизм формирования общей оценки, подразумевая, что измеряемыми значениями уровней признаков качества могут быть и уровень цены ошибки, и трудоемкость (затратность) того аспекта, на который направлен вопрос анкеты.

### Алгоритм назначения весов ответов и расчета весов вопросов

Расчет рейтинговой оценки качества обследования основывается на утверждении а priori того, что максималь-

ная оценка может иметь значение не более 1 (целая единица), по аналогии с оценкой вероятности. Таким образом, все промежуточные доли и составляющие оценки по этапам обследования и аспектам качества должны быть меньше единицы и отображать ее структуру в долях единицы. Такое представление удобно для табличных и графических интерпретаций, отображений, при необходимости числовых значений в процентах и т. п.

### Базовый вес вопроса анкеты

Каждый вопрос анкеты должен иметь свой базовый вес, в идеальном случае соответствующий важности смысла вопроса в общей оценке качества. Очевидным приближением к этому будет назначение базового веса вопросов в виде равных долей единицы в зависимости от общего количества вопросов в анкете. В существующем на момент апробации варианте анкеты присутствовало 120 вопросов. Значит, базовый вес каждого вопроса имеет значение  $1/120$ -й, или 0,0083333.

### Веса ответов

В анкете предусмотрены два вида ответов: альтернативные и совместные. Разница между ними в том, что из альтернативных ответов можно указать только один, так как они по своей сущности не совместимы и отражают ситуации, приводящие к разным уровням качества в рассматриваемой в вопросе детализации, например:

21	Как Вы оцениваете нагрузку на респондента, связанную с продолжительностью интервью или с заполнением вопросника?
1	<input type="radio"/> Это легко сделать в пределах 20 минут
2	<input type="radio"/> Это может быть сделано в пределах 45 минут
3	<input type="radio"/> Требуется более долгий период, чем 45 минут

Совместные ответы, напротив, отражают характеристики качества, которые можно складывать, например:

\* Статья написана по результатам апробации компьютерной программы для расчета оценки качества результатов проведения статистических обследований, проведенной специалистами Росстата в мае 2007 г.

25	Какие методы тестирования вопросника использовались?		2. Проектирование обследования
			1. Целостность
	1	<input type="checkbox"/> Предварительное тестирование вопросника на небольшой выборке	
	2	<input type="checkbox"/> Брифинги с интервьюерами после предварительного тестирования	
	3	<input type="checkbox"/> Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Интервью фокус-групп	
	4	<input type="checkbox"/> Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Интенсивное интервью	
	5	<input type="checkbox"/> Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Мозговой штурм	
6	<input type="checkbox"/> Выборочное тестирование вопросов		

Пояснение по заполнению содержится в страничной сноске анкеты:

- ☐ - Альтернативные варианты ответов; можно отметить ТОЛЬКО ОДИН!  
☐ - Совместные варианты ответов; можно отметить НЕСКОЛЬКО ОТВЕТОВ!

На этих особенностях формулирования вопросов и ответов и основывается назначение базовых весов ответов и расчет содержательного веса вопроса.

Списки вопросов и ответов в соответствии с Техническим заданием на Государственный контракт хранятся в виде связанных таблиц базы данных формата MS ACCESS, которая имеет имя Qmeta.mdb.

Для *альтернативных ответов* значение каждого из их базовых весов (долей) не может превышать единицу, поэтому назначение базового веса в интервале от нуля до единицы должно соответствовать степени существенно-сти влияния на качество результатов обследования той альтернативы действий или оцениваемой ситуации, которая описывается в ответе:

21. Как Вы оцениваете нагрузку на респондента, связанную с продолжительностью интервью или с заполнением вопросника?			
Код	Номер	Ответ	Вес
74	1	Это легко сделать в пределах 20 минут	1
75	2	Это может быть сделано в пределах 45 минут	0,5
76	3	Требуется более долгий период, чем 45 минут	0,3

Для *совместных ответов* должно выполняться другое правило: сумма значений всех ответов на вопрос, которые описывают возможности в действиях или в оцени-

ваемой ситуации, не должна превышать единицу, в простом случае - должна быть равна ей:

25. Какие методы тестирования вопросника использовались?			
Код	Номер	Ответ	Вес
90	1	Предварительное тестирование вопросника на небольшой выборке	0,1
91	2	Брифинги с интервьюерами после предварительного тестирования	0,1
92	3	Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Интервью фокус-групп	0,2
93	4	Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Интенсивное интервью	0,3
94	5	Качественное тестирование понимания вопросов респондентами: Мозговой штурм	0,2
95	6	Выборочное тестирование вопросов	0,1

Собственно расчет РОК состоит в суммировании произведений базовых весов вопросов и содержательных весов вопроса, который представляет собой содержательный вес отмеченного в анкете единственного ответа на вопрос для альтернативных ответов или на сумму содержательных весов отмеченных в анкете совместных ответов.

Каждый вопрос анкеты имеет отметку принадлежно-

сти к определенному этапу обследования и отметку принадлежности к определенному аспекту качества. Расчет компонентов РОК по этапам обследования и аспектам качества состоит в суммировании рассчитанных содержательных весов вопросов по описанному выше алгоритму по соответствующим принадлежностям.

Отчет по одному обследованию выглядит так:

ФЕДЕРАЛЬНАЯ СЛУЖБА ГОСУДАРСТВЕННОЙ СТАТИСТИКИ  
Отчет системы оценки качества статистических  
обследований  
Результаты расчета РОК по этапам обследования  
и аспектам качества

Таблица 1

**РОК по этапам обследования и аспектам качества**  
**Выборочное обследование малых предприятий**  
**по форме № МП**

<b>1</b>	<b>Решение о проведении обследования</b>		
	1. Целостность	0,014	
	2. Востребованность	0,011	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,025</b>	
<b>2</b>	<b>Проектирование обследования</b>		
	1. Целостность	0,073	
	3. Достоверность	0,030	
	4. Точность	0,023	
	8. Согласованность	0,008	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,133</b>	
<b>3</b>	<b>Подготовка к сбору первичных данных</b>		
	1. Целостность	0,077	
	3. Достоверность	0,031	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,108</b>	

Окончание таблицы 1

<b>4</b>	<b>Ввод и обработка данных</b>		
	1. Целостность	0,055	
	3. Достоверность	0,029	
	4. Точность	0,000	
	5. Своевременность	0,000	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,084</b>	
<b>5</b>	<b>Анализ аспектов качества выпускаемых данных</b>		
	1. Целостность	0,008	
	2. Востребованность	0,024	
	3. Достоверность	0,016	
	4. Точность	0,055	
	5. Своевременность	0,028	
	7. Интерпретируемость	0,008	
	8. Согласованность	0,042	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,182</b>	
<b>6</b>	<b>Документация и распространение данных</b>		
	1. Целостность	0,000	
	2. Востребованность	0,013	
	6. Доступность	0,047	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,060</b>	
<b>7</b>	<b>Усовершенствование</b>		
	1. Целостность	0,000	
	<b>РОК этапа</b>	<b>0,000</b>	
	<b>РОК обследования</b>	<b>0,592</b>	

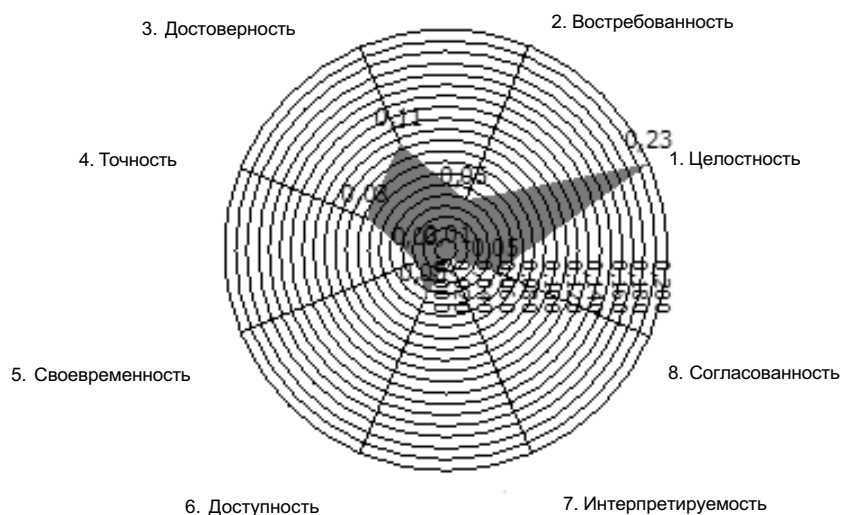


Диаграмма 1. Распределение накопленных долей РОК по аспектам качества

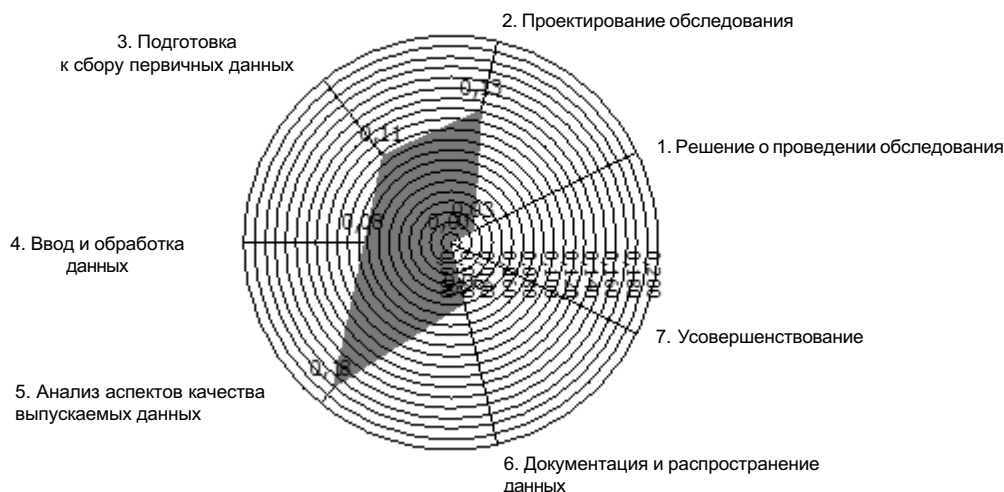


Диаграмма 2. Распределение накопленных долей РОК по этапам обследования

Таблица 2

Перекрестная таблица абсолютных долей РОК по этапам обследования и аспектам качества

	1. Целостность	2. Востребованность	3. Достоверность	4. Точность	5. Своевременность	6. Доступность	7. Интерпретируемость	8. Согласованность	Итого
1. Решение о проведении обследования	0,014	0,011							0,025
2. Проектирование обследования	0,073		0,030	0,023				0,008	0,133
3. Подготовка к сбору первичных данных	0,077		0,031						0,108
4. Ввод и обработка данных	0,055		0,029						0,084
5. Анализ аспектов качества выпускаемых данных	0,008	0,024	0,016	0,055	0,028		0,008	0,042	0,182
6. Документация и распространение данных		0,013				0,047			0,060
7. Усовершенствование									0,000
Итого	0,227	0,048	0,106	0,078	0,028	0,047	0,008	0,050	0,592

В таблице 1 отчета отражены компоненты РОК последовательно по этапам обследования с детализацией по аспектам качества. В первой и последней строках содержится РОК обследования.

Диаграммы 1 и 2 показывают распределение компонент (долей) РОК по аспектам качества и этапам обследования.

В перекрестной таблице 2 отражена полная детализация компонент РОК по этапам обследования и аспектам качества в абсолютных значениях к РОК обследования.

Цена ошибки и затратность каждого отдельного мероприятия, методологического или организационного решения могут иметь функции относительных значений,

существенно не совпадающие друг с другом и с аналогичными уровнями функций компонент РОК по аспектам качества. К примеру, выбор метода выборочного обследования оказывает существенное влияние на качество (точность) выводов, а разница в производственных затратах между методами может быть несущественной, так как в сравниваемых вариантах может быть применено одно и то же статистическое ПО. Однако общая схема формирования анкеты качества, установка относительных уровней компонент и расчет общей оценки могут быть вполне методологически однородными.

Рейтинговые оценки качества в том виде, который был апробирован, являются оценками продукта обследования

по шкале *потребительских качеств продукта* статистического «производства». Для расширения аналитического потенциала системы управления качеством представляется необходимым дополнить анализируемые показатели качества шкалами ошибок и стоимости затрат, связанных с качеством. Это неидентичные показатели неидентичной динамики, и рассмотренные нами РОК нельзя напрямую использовать для стоимостной оценки качества продукта статистического обследования.

Следуя методологической однородности, возможно применение схемы измерения и расчета показателей цены ошибок и стоимости затрат, аналогичной описанной выше. Оценка относительных долей показателей в сравнении с верхним пределом, по сути, является идеальным состоянием измеряемого аспекта, процесса или процедуры обследования в виде вопросника, заполняемого экспертом, позволяет получить оценки, структурно однородные РОК потребительской шкалы. Следует подчеркнуть, что обсуждаемые показатели цены ошибок и стоимости затрат - это *не* еще одни аспекты качества, аналогичные точности, целостности и пр. из рассмотренной модели РОК, а дополнительные размерности реализации анализируемых аспектов. Каждое состояние оцениваемых РОК экспертом аспектов имеет свое значение цены ошибки, связанной с

этим состоянием, и свое значение затрат, необходимых для достижения этого состояния потребительского качества.

Методологически все три размерности оценки качества, измеряемые путем опроса экспертов по анкете качества, могут быть не связаны на уровне анкет и вопросов, то есть будут представлять собой три отдельных по содержанию и количеству вопросов анкеты. Такой вариант позволяет получать РОК по всем трем размерностям качества. Однако можно существенно увеличить аналитические возможности модели оценки качества, если максимально сопоставимо связать три анкеты с детализацией до аспектов и даже вплоть до вопросов. В этом случае существенно облегчается задача поиска «особых» звеньев процедуры обследования: «узких» мест по потенциальным затратам, ошибкам, срокам исполнения и пр.

Разумеется, что необходимы доказательные исследования, которые позволят определить непростые функции изменения относительных показателей качества по всем трем измерениям в привязке к тем вопросам анкеты, которые методологически призваны измерять состояния аспектов качества по потребительским качествам, цене ошибок и стоимости усилий для достигнутого (достигаемого) состояния обследования.

## ЦЕНА ОШИБКИ, СВЯЗАННАЯ С ОЦЕНКОЙ ПРАВИЛ ИДЕНТИФИКАЦИИ ОБЪЕКТОВ\*

Фарид Бенинелъ,

Университет Пуатье, Париж, Франция,

Мишель Грюн-Реом,

Университет Сорбонны Париж -II, Париж, Франция

### 1. Введение

Распределение объектов по группам - центральная проблема статистики. Обычно обсуждение проблемы сосредоточивается на способе построения правил принадлежности, тестах и проверках валидности. Мы рассматриваем здесь апостериорную оценку имеющихся правил, которая учитывает цену ошибки. Такая оценка позволяет обнаруживать различные проблемы, включая возможности процедуры по определению принадлежности объектов к классам, качество доступных данных или определения классов.

Распределения, рассматриваемые в статье, могут быть описательными или индуктивными. Первая ситуация заключается в распределении на основе первичных данных. Вторая ситуация рассматривает управляемые методы с обучением, такие, как дискриминантный анализ (LDA, QDA), логистическую дискриминацию, метод опорных векторов (SVM), деревья решений и т. д.

Для этих двух путей распределения ошибки зависят от качества данных. В особенности для управляемых методов классификации ошибки могут являться следствием разнообразных причин, таких, как способности этих данных предсказывать, определение предсказанной категориальной переменной, выбор обучающего образца, методология построения правила определения принадлежности, время устойчивости правил определения и т. д.

В нашем исследовании - это изучение ошибок определения принадлежности (классификации) в случаях, когда связанные цены ошибок неоднородны и, следовательно, использование норм только правильной классификации недостаточно.

В статистической литературе гипотезу о неоднородной цене ошибки рассматривают лишь тогда, когда разрабатывают и утверждают правило решения [3]. К сожалению, в реальных ситуациях утвержденные правила классификации, минимизируя некоторую функцию цены, могут при-

\* Перевод с английского канд. социол. наук С.В. Степанова.

водить к повышенным ценам ошибки классификации.

В этой статье рассматривается ситуация пост-изучения, то есть правила классификации уже даны, и мы должны оценить их, используя наблюдения по новой выборке. Мы часто сталкиваемся с ситуацией, когда необходима конфиденциальность или когда предопределенный класс распределения и класс происхождения реализованы только как образцы индивидуумов. В страховании, например, образец может быть представлен людьми, подверженными некоторому риску за пределом первого года после подписки.

Предлагаемый нами подход состоит в оценке правил распределения (классификации), использующей индекс, который является некоторым обобщением нормы правильной классификации. Чтобы вычислять уровни значимости наблюдаемого значения такого индекса, мы считаем, что  $p$ -значение является связанным с нулевой гипотезой, состоящей в приемлемости уровня цены ошибки.

Определение  $p$ -значения приводит к проблеме нелинейного программирования, которую можно решить, используя доступные пакеты числового анализа. Для простого случая трех значений цены мы предлагаем аналитическое решение.

## 2. Методология

**Определения и формализм.** Давайте обозначим множество объектов как  $\Omega$ , а  $Y$  - связанную меточную переменную, такую, что:

$$Y: \Omega \rightarrow G = (g_1, \dots, g_q), \\ \omega \rightarrow Y(\omega).$$

Мы обозначим  $C_{k,l}$  в качестве цены ошибки классификации, которая связана с меткой  $g_k$ , присвоенной объекту из группы происхождения  $g_l$ ,

где  $\psi(\Omega \rightarrow G)$  - правило маркировки [то есть  $\psi(\omega)$  состоит из класса распределения для объекта  $\omega$  и  $C$  - переменной цены (то есть  $C(\omega) = C_{k,l}$  когда  $\psi(\omega) = g_k$  и  $Y(\omega) = g_l$ ].

Рассмотрим случайную переменную  $Z(\Omega \rightarrow [0, 1])$ , где  $Z(\omega)$  измеряет уровень соответствия между классом распределения и классом происхождения для объекта  $\omega$ . Учитывая стратифицированный характер образца (выборки), интересующая нас проблема заключается в том, чтобы вывести сравнение между классом распределения и классом происхождения для всех объектов из  $\Omega$ .

Мы предлагаем статистический индекс, который измеряет уровень соответствия между функциями  $\psi$  и  $Y$ , используя данные наблюдений. Такой индекс есть линейная комбинация соответствий выборочных переменных.

**Гипотеза приемлемой цены.** Обозначим  $\{(\alpha_{k,l} p_{k,l}) : k, l = 1, \dots, q\}$  вероятность распределения переменной  $Z$ , то есть  $(\alpha_{k,l})$  - возможные значения  $Z$ , а  $(p_{k,l})$  - связанные с ними вероятности.

Очевидно, что цена ошибки решения обратна возрастанию уровня соответствия. Следовательно,  $\alpha_{k,l} \geq \alpha_{i,j}$ , когда  $C_{k,l} \leq C_{i,j}$ .

Среднее цены ошибки распределения задается как

$E(Z) = \sum_{k,l} C_{k,l} p_{k,l}$  и для фиксированного порога  $\delta \in \mathbb{R}$  нулевая гипотеза приемлемой цены есть:

$$H_0(C, \delta) : \{(p_{k,l}) \in \mathbb{R}^{+, q \times q}, \sum_{k,l} p_{k,l} = 1, \sum_{k,l} C_{k,l} p_{k,l} \leq \delta\}.$$

Обозначим через  $Z_{hj}$  ( $h = 1, \dots, q$ ,  $j = 1, \dots, n_h$ ) переменные выборки, имеющие распределение, такое, как  $Z$ .

Мы считаем, что этот случай является весьма зависимым от того, осуществлялась выборка с возвращением или без возвращения, если величина групп была значительной.

**Обобщенная норма правильной классификации.** В качестве статистического индекса, измеряющего соответствие между функциями  $Y$  и  $\psi$ , при данной выборке  $Z^{(n)} = (Z_{hj})_{h,j}$ , мы предлагаем:

$$T_{\psi,Y}(Z^{(n)}, \alpha, w) = \sum_{j=1}^{n_h} \omega_{n,h} Z_{hj}.$$

Здесь  $n = n_1 + \dots + n_q$  и  $w = (w_{n,h})_h$  - это параметр веса, которым одинаково взвешиваются выборки из одной и той же группы. Мы предлагаем, без потери общности (*without loss of generality* - *w.o.l.g.*), положительные компоненты,  $\sum_1^q n_h w_{n,h} = 1$  и, следовательно,  $T_{\psi,Y}(Z^{(n)}, \alpha, w) \in [0, 1]$ .

Заметим, что для равного веса и уникального типа ошибки мы имеем дело с классически корректной нормой классификации  $T_{\psi,Y}(Z^{(n)}, (\delta_k^l), (\frac{1}{n}))$ , где  $\delta_k^l$  - коэффициент Кронекера.

## 3. Вероятностные исследования

**Асимптотическое распределение.**  $T_{\psi,Y}(Z^{(n)}, \alpha, w)$  есть линейная комбинация мультиномиальных переменных. На основе предположения о независимости выборочных переменных и сходимости  $\sum_h n_h w_{n,h}^2$  мы получаем из теоремы Линдберга [2, p. 359-362]:

$$\frac{T_{\psi,Y} - \mu_n}{\sigma_n} \xrightarrow{d} N(0,1), n \rightarrow \infty, \quad (1)$$

$$\text{где } \mu_n(\bar{p}) = \sum_{k,l} \alpha_{k,l} p_{k,l} \text{ и } \sigma_n^2(\bar{p}) = (\sum_{k,l} \alpha_{k,l}^2 p_{k,l} - (\sum_{k,l} \alpha_{k,l} p_{k,l})^2) / \sum_h n_h w_{n,h}^2.$$

Чтобы использовать вышеописанный результат, который приводит к гауссовой модели, с практической точки зрения, мы должны тщательно рассмотреть следующие нетипичные случаи.

**Проблема оптимизации вычисления  $p$ -значения.** Учитывая наблюдаемое значение  $t$  от  $T_{\psi,Y}$ , мы имеем дело с вычислением связанного  $p$ -значения. Здесь определение, соответствующее самому мощному тесту, содержит  $p$ -значение  $(t) = \max_{\bar{p} \in \text{prob}} (T_{\psi,Y} \leq t / \bar{p} \in H_0(C, \sigma))$ .

Пусть  $F_{\alpha,t}([0,1] \rightarrow \mathbb{R})$  есть функция, такая, что

$$\frac{t - \mu_n(\bar{p})}{\sigma_n(\bar{p})} = \frac{1}{\sqrt{\sum_h n_h w_{n,h}^2}} F_{\alpha,t}(\bar{p}).$$

Используя асимптотическое распределение, получим

$$p\text{-значение}(t) = \Phi\left(-\frac{1}{\sqrt{\sum_h n_h w_{n,h}^2}} \max F_{a,t}(\bar{p})\right), \quad (2)$$

где  $\Phi$  - это CDF (функция распределения вероятности)  $N(0,1)$  распределения.

Вычисление  $p$ -value приводит к следующей задаче оптимизации:

$$\text{Problem(M.d)} : \begin{cases} \max F_{a,t}(\bar{p}) = \frac{L(\bar{p})}{\sqrt{Q(\bar{p})}} \\ \bar{p} \in H_0(C, \delta). \end{cases}$$

Порядок задачи  $d$  соответствует количеству неодинаковых ненулевых значений цены.

Здесь ограничения  $H_0(C, \delta)$  есть линейные неравенства, а  $L$  - линейная функция компонент  $\bar{p}$  и  $Q$  есть квадрат, то есть  $F_{a,t}(\bar{p})$  есть нелинейная функция. Для решения главной задачи (M.d) можно было бы использовать или соответственно адаптировать процедуры оптимизации *нелинейного программирования*. Отдельные алгоритмы в виде *ad hoc* можно найти по адресу: Logiciel Stat IUT Niort <<http://www-math.univ-poitiers.fr/Stat/>>

#### 4. Приложение: Случай задачи (M.2)

Случай задачи (M.2) относительно часто встречается в реальных ситуациях и имеет простое аналитическое решение. Для этого случая мы имеем дело с тремя значениями (без ограничения общности)  $C_{k,l} = 1, C, 0$  при  $1 > C > 0$ . Переменная соответствия  $Z$  определяется следующим образом:

$$Z(w) = \begin{cases} 1, & \text{если } C(w) = 0 \quad (p_1), \\ \alpha, & \text{если } C(w) = C \quad (p_\alpha), \\ 0, & \text{если } C(w) = 1 \quad (1 - p_1 - p_\alpha), \end{cases}$$

и задача оптимизации имеет вид:

$$\text{Problem(M.2)} : \begin{cases} \max F_{a,t}(\bar{p}) = F_{a,t}(p_1, p_\alpha) = \frac{t - p_1 - \alpha p_\alpha}{\sqrt{p_1 + \alpha^2 p_\alpha - (p_1 + \alpha p_\alpha)^2}} \\ p_1 \geq 0, \quad p_\alpha \geq 0, \quad p_1 + p_\alpha \leq 1, \\ Cp_\alpha + (1 - p_1 - p_\alpha) \leq \delta. \end{cases}$$

Мы получаем решение задачи (M.2), используя следующие рассуждения.

**Лемма 1.** Для  $t, \alpha \in [0,1]$  и  $C, \sigma$  таких, что  $1 > C > \sigma > 0$ , максимум для  $F_{a,t}(x, y)$  будет достигнут при  $(C-1)y - x + 1 = \sigma$ .

Пусть мы зададим  $r = \frac{\delta - 1}{C - 1}$  и  $s = \frac{1}{C - 1}$ . Для  $(x, y)$  таких, что  $y = sx + r$  (то есть ограничение цены в виде границы)  $F_{a,t}(x, y) = G(x)$ , где

$$G(x) = \frac{-(1 + \alpha s)x + t - \alpha r}{\sqrt{-(1 + \alpha s)^2 x^2 + (1 + \alpha^2 s - 2\alpha r - 2\alpha^2 rs)x + \alpha^2 (r - r^2)}}.$$

Мы устанавливаем следующий результат.

**Суждение 1.** Пусть  $\Delta = \Delta(\alpha, C, t) = (1 - \alpha s)(1 - \alpha^2 s - 2t + 2\alpha st)$  и  $x_0(t) = -(\alpha^3 rs - \alpha^2 st(2r - 1) - 2\alpha rt + \alpha r - t) / \Delta(\alpha, C, t)$ . Тогда устанавливается следующий результат:

$$\max F_{a,t}(x, y) = \begin{cases} G(x_0(t)), & \text{если } x_0(t) \in [1 - \frac{\delta}{C}, 1 - \delta] \text{ и } \Delta < 0, \\ \max(G(1 - \frac{\delta}{C}), G(1 - \delta)) & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

**О параметрах.** Параметры  $\alpha, \delta, C$  задаются пользователями обсуждаемой методологии, а значение  $t$  зависит и получено из данных. Выбор  $a = 0,5$  приводит к UMP тесту (uniformly most powerful - равномерно наиболее общий критерий), который использует класс статистик  $T_{w,y}(Z^{(n)}, \alpha, w)$ .

Выбор  $w_{n,h} = \frac{1}{n}$  минимизирует  $\sum_h n_h w_{n,h}^2$ , когда  $\sum_h n_h w_{n,h} = 1$ . Для такого выбора  $w$ ,  $p\text{-значение}(t) = \Phi(\sqrt{n} \max F_{a,t}(\bar{p}))$  составляет верхнюю границу для других выборов.

Пример:  $\alpha = C = 0,5$  и  $\delta < C$ .

Задача здесь состоит в максимизации  $F_{a,t}(x, y) = \frac{t - x - 0,5}{\sqrt{x + 0,25y - (x + 0,5y)^2}}$  на системе ограничений

$$H_0 = \{(x, y) : y > 0, x + y \leq 1, x + 0,5y \geq 1 - \delta\}.$$

Мы исходим из предыдущего суждения:

$$\max p\text{-значение}(t) = \begin{cases} \frac{\sqrt{n}(t - 1 + \delta)}{\sqrt{0,5\delta - \delta^2}}, & \text{если } t > 1 - \delta, \\ \frac{\sqrt{n}(t - 1 + \delta)}{\sqrt{\delta - \delta^2}} & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

В качестве иллюстрации мы приводим таблицу. Заданные значения  $t$  отражают реальные ситуации. Связанные  $p$ -значения рассчитаны для некоторых  $\delta$ .

Таблица

Вычисления для  $n = 50$

$t$ -значение	$\delta$ -значение	$\sqrt{n} \max F_{a,t}$	$\max p$ -значение( $t$ )
0,90	0,20	2,887	0,998
	0,15	1,543	0,939
	0,10	0,000	0,500
	0,05	-2,357	0,009
0,75	0,20	-1,443	0,074
	0,15	-3,086	0,001
	0,10	-5,303	0,000
	0,05	-9,428	0,000



## 5. Заключение

Используя обобщенную, правильно классифицированную норму, при интерпретации наблюдаемого значения появляется возможность объединять случаи с неоднородной ценой ошибки. В качестве будущих приложений и расширения методики мы предполагаем следующие направления исследований:

- исследование тех же самых статистик соответствия в не гауссовском случае. Такие случаи имеют место, если  $n$  мало или когда веса не сбалансированы;
- исследование других статистик, измеряющих качество правил распределения/классификации при ограничениях по цене ошибки;
- расширение понятия цены ошибки с тем, чтобы учитывать структуру классов. Эта структура иногда задается

мерами близости между классами для конечных узлов дерева решений или для упорядоченных классов.

## Литература

1. Adams, N.M., Hand, D.J. (1999): Comparing classifiers when the misallocation costs are uncertain. Pattern recognition.
2. Billingsley, P. (1990): Probability and measure. Wiley series in probability and mathematical statistics, New York.
3. Breiman, L., Friedman, J., Olshen, R., Stone, C. (1984): Classification and regression trees. Wadsworth, Belmont.
4. Gibbons, J.D., Pratt, J.W. (1975): p-value: interpretation and methodology. JASA.
5. Govaert, G. (2003): Analyse des donnees. Lavoisier serie «traitement du signal et de l'image», Paris.
6. Sebban, M., Rabaseda, S., Boussaid, O. (1996): Contribution of related geometrical graph in pattern and recognition. In: E. Diday, Y. Lechevallier and O. Optiz (Eds.): Ordinal and symbolic data Analysis. Springer, Berlin.

## НОВЫЕ ИЗДАНИЯ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗДАТЕЛЬСКОГО ЦЕНТРА «СТАТИСТИКА РОССИИ»

**Симонова М.Д.**

### «Система национальных счетов. Счет производства»

(Учебное пособие)

В учебном пособии рассматривается основной раздел системы национальных счетов (СНС ООН-93) и Европейской системы счетов (ЕСС-95) - формирование добавленной стоимости. Определено значение производства различных услуг и их вклад в создание добавленной стоимости сферы рыночных и нерыночных услуг и всей экономики.

В приложениях представлены аналитические таблицы, демонстрирующие динамику и структуру макроэкономических показателей в текущих и постоянных ценах некоторых стран - членов ОЭСР.

Учебное пособие представляет методологический и практический интерес для студентов и магистрантов, обучающихся по экономическим специальностям, а также для представителей предпринимательской среды.

Формат 14,5×21 см

Объем 232 с.

**Колосницын В.И.**

### «Методика оценки показателей смертности в страховании жизни»

В публикации рассматривается вопрос корректной оценки смертности для работы на рынке страхования жизни. Отмечается различие показателей общепопуляционной смертности и выборочной, используемых для оценки тарифов по программам страхования жизни. Предложена методика оценки выборочной смертности застрахованных в условиях недостатка информации на слаборазвитом рынке страхования жизни.

Формат 14,5×21 см

Объем 80 с.

Приобрести издания и получить дополнительную информацию можно в

Информационно-издательском центре «Статистика России»

по адресу: 107450, Москва, ул. Мясницкая, дом 39;

тел.: (495) 607-49-41, 607-42-52; e-mail: shop@infostat.ru

Представительство в Санкт-Петербурге:

197376, Санкт-Петербург, ул. Профессора Попова, д. 39;

тел./факс: (812) 235-83-08; e-mail: spb\_infostat@mail.ru