

# МЕТОДЫ МАТСТАТИСТИКИ В АНАЛИЗЕ БЛАГОСОСТОЯНИЯ

*Жаромский В.С.*

## ОЦЕНКА СОГЛАСОВАННОСТИ ОТВЕТОВ В ОБСЛЕДОВАНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ ПО ПРОБЛЕМАМ БЕДНОСТИ

**М**ногие исследователи, изучающие процессы, протекающие в социальной сфере, опираются на результаты выборочных обследований, в рамках которых респонденты отвечают на вопросы о своем социально-демографическом и экономическом положении в данный момент или о перспективах его изменения в будущем. При этом могут задаваться несколько вопросов, ответы на которые характеризуют разные стороны одного и того же явления, состояния или процесса. Так, например, материальное положение относится именно к такому классу социально-экономических характеристик, требующих различных методологических подходов для его оценки.

Известны три таких метода, которые отражают определенные стороны уровня жизни индивида или домохозяйства: экономический (уровень душевого дохода), оценка доступности/недоступности благ и услуг (лишения) и субъективный (ощущение респондентом своего социально-экономического положе-

ния). Эта методология используется в частности при изучении такого социального явления, как бедность населения, причем первый экономический подход представляет «монетарную концепцию бедности», а два других — немонетарные концепции: «депривационная» и «субъективная» [1-4].

Для оценки монетарной бедности домохозяйств используются объективные показатели доходов и/или расходов на товары и услуги. При этом устанавливается черта бедности, в соответствии с которой домохозяйства с доходами/расходами ниже этой границы, считаются бедными. Обычно в качестве такой черты у нас в стране используется прожиточный минимум (ПМ), а оценка численности населения с доходом ниже ПМ получила название абсолютной бедности. В западных странах для оценки масштабов распространения бедности используется относительный показатель, который рассчитывается по распределению населения по доходам (50 или 60% от медианного

уровня), получивший название «относительная бедность». Он позволяет проводить сравнительный анализ бедности для разных стран и регионов за разные периоды времени.

Бедность по лишениям измеряется с помощью указанного в анкете перечня благ и услуг, которыми домохозяйство в состоянии или не в состоянии пользоваться.

В научный оборот понятие бедности по лишениям (депривации) ввел английский социолог Таунсенд П. [5], определивший экспертным путем потребности населения в благах и услугах, которые должны удовлетворяться, а отсутствие доступности к ним принимается как лишение. Фактически этот подход базировался на оценке ресурсов, необходимых для удовлетворения насущных потребностей. Однако ряд исследователей справедливо указывали на отсутствие универсального списка потребностей для различных значимых групп населения, имеющих несовпадающие потребности. В связи с этим возникает проблема определения важности отдельных лишений и способа их композиции для получения комплексной оценки. Эта задача была решена на основе анализа средних стандартов потребления и экспертной оценки того, что есть отклонение от этих стандартов.

Еще более труден для инструментальной оценки субъективный подход в оценке материального положения (благосостояния). Этот метод начал разрабатываться еще в 70-е годы прошлого столетия голландскими статистиками и экономистами (van Praag и др. [6]), считавшими, что лучшим судьей по этим вопросам может быть только сам индивид. При этом на основе опроса населения определяется размер дохода, позво-

ляющий, в том числе «жить скромно, но не бедно», а также оценить долю «бедных» и «очень бедных». Фактически доля бедных определяется прямым подсчетом последних двух ответов. Именно в этом состоит главное отличие от оценки бедности по лишению. Если в первом случае респондент указывает на потребности из списка, которые он не может удовлетворить, то субъективная оценка бедности определяется на основе индивидуальных потребностей, выбираемых самим человеком. Именно поэтому масштабы бедности по ощущению часто выше, чем по другим оценкам.

По сути, все три оценки бедности характеризуют существующие распределительные отношения в обществе как с объективной, так и субъективной точки зрения. По этой причине ответы респондентов, имеющих более или менее одинаковые социально-экономические и демографические характеристики, могут заметно различаться. Это нормально, так как формальные характеристики домохозяйства не исчерпывают всех причин, влияющих на ответы. Естественно возникает вопрос: можно ли считать все три ответа согласованными? А если они согласованы, то можно ли на их основе построить комбинированную оценку бедности?

Конечно, можно рассматривать все три оценки одновременно, но в этом случае возникает много спорных вопросов.

Вопрос о согласованности оценок предполагает наличие чего-то общего, некоторой абстрактной характеристики, которая особым образом преломляется в оценках бедности, получаемых разными методами. Обычно при построении комплексной оценки вопрос о согласованности

оценок даже не ставится. Часто для всех оценок бедности рассчитываются специальные индикаторы, которые суммируются или суммируются с весами. В результате получается производный индикатор, принимаемый в качестве комплексного показателя бедности. Однако при этом вопрос о границе бедности остается открытым, так как необходимо задавать граничное значение индикатора.

Другой метод построения комплексной оценки [1] базируется на корректировке значения одного показателя с привлечением информации о значениях другого показателя. В этом случае предполагается, что оба показателя связаны между собой. Так, из факта, что не все бедные по доходу являются бедными по лишениям, предлагается последних исключить из числа бедных по доходу. Для определения бедности по лишениям предлагается считать бедными только тех, у кого не менее двух лишений! Можно считать ошибочными утверждения о бедности по ощущению, если по двум другим оценкам респондент не является бедным. В некотором смысле при этом подходе выполняется как бы административный заказ на исследование, дающее в результате заниженную оценку бедности.

Однако существует более важная проблема — проблема согласованности оценок. Согласованность здесь понимается в том смысле, что все измеряемые проявления бедности относятся действительно к одному явлению. Фактически, хочется получить ответ на вопрос: «Существует ли нечто общее, некоторая латентная переменная, которая статистически проявляется в оценках всех трех оценок бедности?» Вопрос не очень простой, так как для его решения требу-

ется модель, в рамках которой задачу согласования можно поставить формально. Корреляционные соотношения и регрессионные зависимости между ответами определенно указывают на статистическую зависимость. Однако хотелось бы подобрать модель, которая позволяла оценить степень непротиворечивости ответов одновременно для трех оценок бедности, где все оценки равноправны.

Идея проверки непротиворечивости оценок по трем характеристикам бедности возникла при чтении аналитического доклада «Динамика монетарных и немонетарных характеристик уровня жизни российских домохозяйств за годы постсоветского развития», где дается анализ разных подходов к измерению бедности и ставится вопрос о совмещении монетарной и немонетарной оценки бедности [4]. Там также представлен анализ бедности разных категорий домохозяйств на основе трех ее оценок. При этом вопрос о согласованности оценок или о возможности существования обобщенного показателя бедности в докладе не ставился.

В этой статье на данных указанного доклада и выборочного обследования ВДН («Выборочное наблюдение доходов населения и участия в социальных программах») представлена попытка решения этой задачи с использованием латентно-структурного подхода к анализу бинарных признаков.

В табл. 1 приведены данные о масштабах бедности, оцененных тремя методами, среди домохозяйств разных социально-демографических типов. Всего рассмотрены 4 категории: все домохозяйства, домохозяйства, состоящие из трудоспособных членов, домохозяйства пенсионеров и домохозяйства смешанного типа. В

силу того, что домохозяйства, в которых есть и трудоспособные, и пенсионеры, составляют большинство в выборке, то не удивительно, что частоты парной и тройственной соче-

таемости ответов во многом совпадают с оценками, характерными для всех домохозяйств. Оценки для «чистых» домохозяйств пенсионеров и трудоспособных заметно отличаются.

Таблица 1

Уровень бедности домохозяйств разного типа, оцененный тремя методами, %

Типы домохозяйств	Доля бедных по: доходам (А), лишениям (В), ощущению (С)			Доля бедных по совмещенным оценкам			
	А	В	С	АВ	АС	ВС	АВС
Все домохозяйства	19,8	21,0	38,2	6,1	11,8	14,6	5,1
Домохозяйства, состоящие из трудоспособных членов	28,2	16,0	38,1	8,3	16,7	12,0	7,1
Домохозяйства, состоящие из трудоспособных и пенсионеров	19,8	21,4	40,4	6,8	12,1	15,0	5,5
Домохозяйства пенсионеров	1,1	31,6	37,4	0,5	0,4	20,0	0,2

Источник: [4], расчеты автора.

Формат данных, представленных в табл. 1, хорошо укладывается в латентно-структурную схему П. Лазарсфельда [7; 8], предназначенную для анализа дихотомических признаков. Одним из вариантов латентно-структурного анализа является модель дискретных классов, которая может быть описана в виде следующей системы уравнений:

$$\begin{aligned}
 P_1 &= p(S) \cdot p(A/S) + p(\underline{S}) \cdot p(A/\underline{S}) \\
 P_1 &= p(S) \cdot p(B/S) + p(\underline{S}) \cdot p(B/\underline{S}) \\
 P_1 &= p(S) \cdot p(C/S) + p(\underline{S}) \cdot p(C/\underline{S}) \\
 P_{12} &= p(S) \cdot p(AB/S) + p(\underline{S}) \cdot p(AB/\underline{S}) \\
 P_{13} &= p(S) \cdot p(AC/S) + p(\underline{S}) \cdot p(AC/\underline{S}) \\
 P_{23} &= p(S) \cdot p(BC/S) + p(\underline{S}) \cdot p(BC/\underline{S}) \\
 P_{123} &= p(S) \cdot p(ABC/S) + p(\underline{S}) \cdot p(ABC/\underline{S}),
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

где:

$S$  — латентная характеристика бедности, влияющая на три оценки (А, В, С);

$p(S)$  — теоретическая вероятность латентной бедности;

$P_i, P_{ij}, P_{ijk}$  — эмпирические вероятности положительных оценок по

одному, двум и трем характеристикам бедности;

$p(A/S), \dots, p(ABC/S)$  — теоретические условные вероятности положительных оценок бедности при условии положительной оценки латентной бедности  $S$ .

Система уравнений (1) не может быть решена без дополнительных условий или ограничений по причине ее неопределенности (количество неизвестных больше числа уравнений). Чтобы справиться с этой проблемой, П. Лазарсфельд предложил «гипотезу локальной независимости» оценок А, В и С при наступлении события  $S$  или  $\underline{S}$ . Содержательно это означает следующее. Если исключить латентное влияние на оценки, то остальные причины будут носить независимый случайный характер. В этих предположениях сложные условные вероятности можно представить в виде произведения простых условных вероятностей:

$$\begin{aligned}
 p(AB/S) &= p(A/S) * p(B/S), p(AB/\underline{S}) = \\
 & p(A/\underline{S}) * p(B/\underline{S}); \\
 p(AC/S) &= p(A/S) * p(C/S), p(AC/\underline{S}) = \\
 & p(A/\underline{S}) * p(C/\underline{S}); \\
 p(BC/S) &= p(B/S) * p(C/S), p(BC/\underline{S}) = \\
 & p(B/\underline{S}) * p(C/\underline{S}); \\
 p(ABC/S) &= p(A/S) * p(B/S) * p(C/S), \\
 p(ABC/\underline{S}) &= p(A/\underline{S}) * p(B/\underline{S}) * p(C/\underline{S}).
 \end{aligned} \tag{2}$$

В результате подстановки выражений (2) в систему (1) получается система из 7-ми уравнений с 7-ю неизвестными, которая может иметь решение при определенных условиях согласованности эмпирических оценок — левая часть системы (1). Здесь сразу нужно заметить, что не всегда решение существует и не всякое решение системы может быть допустимым по причине того, что отдельные его элементы (условные вероятности) могут оказаться отрицательными или быть больше единицы и потому не могут представлять вероятности.

Таким образом, проблема согласованности ответов сводится к проверке наличия допустимого разрешения системы уравнений (1). Способы решения подобной системы приведены в [7; 8]. Ниже рассматривается вариант аналитического решения, который разработан автором специально для случая трех переменных. Представляется, что полученные формулы более удобны для анализа и интерпретации результатов.

В процессе разработки алгоритма решения системы (1) проявилась важная роль производных параметров  $m_{ij}$  и  $m_{ijk}$ , измеряющих степень независимости оценок А, В и С, определяемых следующим образом:

$$\begin{aligned}
 m_{12} &= r_{12} / (r_1 * r_2) - 1; \\
 m_{13} &= r_{13} / (r_1 * r_3) - 1; \\
 m_{23} &= r_{23} / (r_3 * r_2) - 1; \\
 m_{123} &= r_{123} / (r_1 * r_2 * r_3) - 1.
 \end{aligned} \tag{3}$$

Выражения (3) обращаются в 0, когда парные и тройственные ответы статистически независимы между собой. В этом случае можно констатировать отсутствие единой латентной переменной, оказывающей влияние на все другие оценки. Поэтому модель может применяться при условии, что  $m_{ij}$  и  $m_{ijk}$  не равны 0. Окончательное решение системы зависит от параметра М, оценивающего тесноту связи между тремя оценками:

$$M = (m_{123} - m_{12} - m_{13} - m_{23})^2 / (m_{12} * m_{13} * m_{23}). \tag{4}$$

Формула для расчета вероятности латентной бедности может быть представлена в следующем виде:

$$P(S) = 0,5 - 0,5 * (M / (M + 4))^{0,5} \tag{5}$$

Из (5) видно, что допустимое решение возможно только при условии положительного значения параметра М. Знак величины М зависит от знаков величин  $m_{ij}$ . Если вероятность сочетания ответов  $i$  и  $j$  мала, то значение  $m_{ij} < 0$ . Наоборот, если вероятности ответов  $i$  и  $j$  сильно коррелированы, то  $m_{ij} > 0$ . Поэтому выполнение условия  $M > 0$  возможно только когда все  $m_{ij} > 0$  либо когда только два параметра  $m_{ij}$  меньше 0, а третий — больше нуля. Содержательно это означает, что либо все оценки между собой имеют положительную связь, либо две оценки — положительную связь друг с другом, и отрицательную — с третьей. Это говорит об отсутствии единой статистической связи.

Конкретные модельные расчеты параметров для всех домохозяйств (табл. 2) показывают, что полученные параметры положительны. Поэтому можно допустить теоретическую возможность существования

латентной бедности, согласованной со всеми тремя оценками бедности. При этом доля латентно бедных домохозяйств находится в интервале  $P_1 < P(S) < P_3$ , а параметры парной зависимости говорят о положительной корреляции ответов. В то же время небольшая величина  $P(A/S)$  (0,035) свидетельствует, что латентная бед-

ность в большей степени определяется двумя другими оценками. Так, ее зависимость от субъективной оценки бедности значительно сильнее  $P(C/S) = 0,937$ . Представляется, что относительная бедность (доход ниже 60% от медианного) была бы более значима в объеме латентной бедности.

Таблица 2

**Параметры латентно-структурной модели для всех домохозяйств**  
(в долях единицы)

Исходные данные		Условные вероятности		Параметры	
$P_1 =$	0,198	$P(A/S) =$	0,035	$m_{12} =$	0,467
$P_2 =$	0,210	$P(B/S) =$	0,463	$m_{13} =$	0,568
$P_3 =$	0,380	$P(C/S) =$	0,937	$m_{23} =$	0,830
$P_{12} =$	0,061	$P(A/\underline{S}) =$	0,275	$m_{123} =$	2,228
$P_{13} =$	0,118	$P(B/\underline{S}) =$	0,091	$M =$	0,598
$P_{23} =$	0,146	$P(C/\underline{S}) =$	0,118	$P(S) =$	0,320
$P_{123} =$	0,051				

**Источник:** расчеты автора.

Оценки вероятностей при условии отсутствия латентной бедности составляют:  $P(A/\underline{S}) = 0,275$ , а  $P(B/\underline{S})$  и  $P(C/\underline{S})$  почти в три и два раза меньше — 0,091 и 0,118. В этом случае модель показывает, что почти треть домохозяйств может быть отнесена к латентно бедным, что почти в полтора раза больше доли абсолютно бедных домохозяйств (0,198).

Отмеченные выше отличия в оценках в полной мере проявляются при проверке согласованности отве-

тов для других типов домохозяйств. Модельные оценки для домохозяйств, в которых совместно проживают трудоспособные и пенсионеры практически совпадают с оценками для всех домохозяйств. Однако для «чистых» домохозяйств трудоспособных и пенсионеров возникают модельные коллизии. Для выявления отличий проведены расчеты для этих типов домохозяйств (табл. 3 и 4). Все вероятности в таблицах представлены в долях единицы.

Таблица 3

**Параметры модели для домохозяйств, состоящих из лиц трудоспособного возраста** (в долях единицы)

Исходные данные		Условные вероятности		Параметры зависимости	
$P_1 =$	0,282	$P(A/S) =$	0,619	$m_{12} =$	0,840
$P_2 =$	0,160	$P(B/S) =$	0,493	$m_{13} =$	0,558
$P_3 =$	0,380	$P(C/S) =$	0,906	$m_{23} =$	0,974
$P_{12} =$	0,083	$P(A/\underline{S}) =$	0,168	$m_{123} =$	3,141
$P_{13} =$	0,167	$P(B/\underline{S}) =$	0,047	$M =$	1,297
$P_{23} =$	0,120	$P(C/\underline{S}) =$	0,202	$P(S) =$	0,253
$P_{123} =$	0,071				

**Источник:** расчеты автора.

Таблица 4

**Параметры модели для домохозяйств пенсионеров**  
(в долях единицы)

Исходные данные		Условные вероятности		Параметры зависимости	
$P_1 =$	0,0203*	$P(A/S) =$	0,031	$m_{12} =$	-0,221
$P_2 =$	0,316	$P(B/S) =$	0,559	$m_{13} =$	-0,473
$P_3 =$	0,374	$P(C/S) =$	0,991	$m_{23} =$	0,692
$P_{12} =$	0,005	$P(A/\underline{S}) =$	0,014	$m_{123} =$	-0,166
$P_{13} =$	0,004	$P(B/\underline{S}) =$	0,183	$M =$	0,377
$P_{23} =$	0,200	$P(C/\underline{S}) =$	0,037	$P(S) =$	0,353
$P_{123} =$	0,002				

\* исходное значение 0,011.

**Источник:** расчеты автора.

Домохозяйства трудоспособных, не имеющие в своем составе пенсионеров, отличаются иждивенческой нагрузкой (дети, безработные, временно нетрудоспособные) и большей вариативностью в доходах, чем домохозяйства пенсионеров, имеющих, как правило, стабильный денежный доход не ниже прожиточного минимума. Поэтому и доля бедных по доходу среди домохозяйств трудоспособных выше. В отличие от общего случая (табл. 1) значение условной вероятности  $P(A/S) = 0,619$  указывает на более высокую экономическую составляющую в латентной бедности этих домохозяйств. Относительно небольшая доля бедных по лишениям ( $P_2 = 0,16$ ) объясняется возрастом членов этих домохозяйств — разного рода лишения не воспринимаются ими в такой острой форме, как у пенсионеров. Важно также отметить, что доля латентно бедных для этой группы домохозяйств меньше, чем в общем случае ( $P(S) = 0,253$ ).

Обратная картина наблюдается для домохозяйств пенсионеров (табл. 4), среди них треть испытывают лишения ( $P_2 = 0,316$ ). Здесь нужно сделать важное замечание, связанное с

изменением значения доли бедных по доходу. Из данных табл. 4 видно, что условные вероятности структурно близки к уже рассмотренным категориям, однако такое согласие наблюдается только в предположении, что доля бедных домохозяйств равна 2,03%, а не 1,1%, как указано в табл. 1. Для доли бедных 1,1% параметр  $M$  оказывается отрицательным (-37). Любое уменьшение величины  $P_1 = 0,0203$  приводит к отрицательным решениям. Именно этот параметр в модели явился критическим. Небольшая корректировка исходных данных представляется допустимой в силу того, что количество домохозяйств «чистых» пенсионеров, попадающих в категорию бедных, имеют малую представительность в выборке, а значит, велика ошибка недооценки этого явления.

Фактически, модель подсказывает, каким должен быть уровень абсолютной бедности для того, чтобы все оценки были согласованы. Решение системы (1) в значительной степени зависит от небольших изменений исходных вероятностей, Отклонения в 2-3% могут заметно его изменить. Особенно это касается условных ве-

роятностей, которые в рамках модели близки к своим крайним значениям (0 или 1). В случаях, когда нет модельного решения, а небольшие изменения в исходных данных не приводят к корректному результату, есть все основания считать оценки не согласованными. К сожалению, построить аналитические оценки ошибок для модельных решений получить не удастся. Однако оценку чувствительности решений можно в каждом конкретном случае получить с помощью процедуры Бутстреп.

Если условные вероятности  $P(A/S)$ ,  $P(B/S)$ ,  $P(C/S)$  рассматривать как уровни включения латентной переменной в разные оценки бедности, то можно сделать вывод, что бедность по лишению и бедность по ощущению имеют большее пересече-

ние с латентной бедностью. К этому можно подойти и с другой точки зрения, если использовать формулу Байеса для оценки вероятности латентной бедности при условии положительных оценок бедности разными методами.

Действительно, из определения условной вероятности

$$P(AS) = P(S) \cdot P(A/S) = P(A) \cdot P(S/A) \quad (6)$$

следует

$$P(S/A) = P(S) \cdot P(A/S) / P(A). \quad (7)$$

Аналогичные формулы получаются для оценок бедности В и С. В табл. 5 представлены модельные расчеты для разных типов домохозяйств.

Таблица 5.

**Вклад латентной бедности в другие оценки бедности**  
(в долях единицы)

Типы домохозяйств	Условные вероятности			Латентная бедность
	S/A	S/B	S/C	
Все домохозяйства	0,584	0,705	0,788	0,320
Домохозяйства, состоящие из трудоспособных членов	0,554	0,778	0,602	0,253
Домохозяйства, состоящие из трудоспособных и пенсионеров	0,627	0,759	0,693	0,323
Домохозяйства пенсионеров	0,578	0,661	0,944	0,375

**Источник:** расчеты автора по данным ВНДН.

Представленные условные вероятности показывают долю латентной бедности, которая содержится в трех других оценках, что можно трактовать следующим образом. Если домохозяйство относится к категории бедных по какому-либо методу оценки бедности (А, В или С), то этот факт меняет вероятность его отнесения к категории латентно бедных.

В качестве примера рассмотрим случай для всех домохозяйств, где

доля латентно бедных составляет 0,32. Однако если наблюдать домохозяйства бедных по лишению, то для этой группы домохозяйств условная вероятность латентной бедности составляет уже  $p(S/B) = 0,705$ . Аналогично для домохозяйств, состоящих из трудоспособных членов, доля латентно бедных составляет 0,253, а для группы субъективно бедных (признак С) эта доля возрастает до  $p(S/C) = 0,602$ .



Далее целесообразность использования латентно-структурного подхода проверялась на данных более масштабного обследования ВНДН — 2014 год. В этом обследовании отсутствует оценка бедности по лишениям, поэтому для проверки методики согласования она была заменена на показатель относительной бедности (60% от медианного значения денежного душевого дохода). Таким образом, была рассчитана латентная бедность для следующих трех оценок: А — абсолютная бедность, В — относительная бедность, С — субъективная бедность.

Объем выборочного обследования позволил получить надежные оценки эмпирических вероятностей (долей домохозяйств), необходимых

для проведения модельных расчетов для домохозяйств, сгруппированных по месту проживания, по числу детей и составу — с пенсионерами и без, а именно:

- все домохозяйства, из них городские и сельские;
- домохозяйства, проживающие в Москве, в городах «миллионниках», в остальных городах;
- домохозяйства без детей, с одним ребенком, с двумя детьми, с тремя и более детьми;
- одиноко проживающие пенсионеры, семьи пенсионеров, семьи с пенсионерами, семьи без пенсионеров.

Основные результаты представлены в табл. 6.

Таблица 6

**Вклад латентной бедности в другие оценки бедности**  
(в долях единицы)

Типы домохозяйств	Условные вероятности			Вероятность латентной бедности
	S/A	S/B	S/C	
Все домохозяйства	0,993	0,760	0,404	0,206
Городские домохозяйства	0,999	0,667	0,369	0,171
Сельские домохозяйства	0,969	0,919	0,454	0,271
<i>Проживающие в:</i>				
Москве	0,999	0,407	0,403	0,114
городах-«миллионниках»	0,999	0,493	0,317	0,122
других городах	0,999	0,734	0,379	0,188
Домохозяйства без детей	0,956	0,725	0,220	0,093
Домохозяйства с 1 ребенком	0,994	0,718	0,442	0,217
Домохозяйства с 2 детьми	0,993	0,733	0,615	0,331
Домохозяйства с 3 и более детьми	0,919	0,866	0,835	0,539
Одинокие пенсионеры	0,999	0,687	0,248	0,138
Семьи пенсионеров*	0,593	4,923	1,044	0,296
Семьи с пенсионерами (смешанные)	0,995	0,743	0,457	0,225
Семьи без пенсионеров	0,996	0,728	0,363	0,207

\* модель в этом случае показала недопустимое решение, которое нельзя скорректировать за счет небольших изменений в исходных данных.

**Источник:** расчеты автора по данным обследования ВНДН.

Данные последнего столбца табл. 6 показывают, что уровень латентной

бедности для разных типов домохозяйств не противоречит вербальному

представлению о бедности в них. Так, население крупных городов имеет риск латентной бедности в полтора раза ниже, чем сельское население. Для домохозяйств с детьми, вероятность латентной бедности линейно возрастает пропорционально количеству детей (0,21; 0,331; 0,539) и принимает минимальное значение для домохозяйств без детей (0,093). Эту зависимость можно выразить с помощью следующего уравнения:

$P(i) = 0,093 + i \cdot 0,123$ , для  $i = 0, 1, 2, 3, 4$ ,  
где:  $i$  — количество детей в домохозяйстве.

Этот факт линейной зависимости вероятности латентной бедности от количества детей оказался неожиданным и требует дополнительной проверки на других данных.

\*\*\*

Значения латентной бедности, полученные с использованием латентно-структурной модели, могут служить не только для проверки со-

гласованности оценок, но и явиться основой для построения комплексной оценки бедности. В качестве композиции трех различных оценок бедности можно принять вероятность латентной бедности, выражающую долю латентно бедных домохозяйств. Наличие модельного решения и его устойчивость к небольшим изменениям исходных данных может говорить о *степени* согласованности ответов респондентов. Наоборот, отсутствие решения указывает на значительное расхождение в разных оценках бедности. В нашем случае это касается, в первую очередь, показателя абсолютной бедности, который плохо согласуется с другими оценками бедности, в частности, и с оценкой относительной бедности. Особенно ярко это противоречие проявляется для семей пенсионеров, пенсия большинства которых не на много превосходит прожиточный минимум. При этом любая задержка в индексации пенсий переводит заметную долю семей в группу бедных, как это наблюдалось в 2016 г.

### Литература

1. Бедность: альтернативные подходы к определению и измерению: Колл. монография. Науч. докл. / Под ред. Т.М. Малевой. — М.: Московский Центр Карнеги. — 1998. — Вып. 24.
2. **Овчарова Л. Н.** Социально-демографический профиль, факторы и формы проявления бедности российского населения: Дисс. ... д-ра экон. наук. — М.: ИСЭПН РАН, 2011.
3. **Прокófьева Л. М., Корчагина И. И., Попова Р. И.** Немонетарное измерение бедности и социальная уязвимость населения // Народонаселение. — 2015. — № 1. — С. 82-94
4. Динамика монетарных и немонетарных характеристик уровня жизни российских домохозяйств за годы постсоветского развития: Аналитический доклад / Рук. Л.Н. Овчарова. — М.: Фонд «Либеральная миссия», 2014.
5. Townsend P. Poverty in the United Kingdom. — London: Penguin, 1979.
6. Van Praag B., Goedhart T., Kapteyn A. The Poverty Line — a Pilot Survey in Europe/ Rev. of Economics and Statistics. — 1980.
7. Математические методы в социальных науках. — М.: Прогресс, 1973.
8. Математические методы в современной буржуазной социологии. — М.: Прогресс, 1966.

**Bibliography**

1. Bednost': al'ternativnyye podkhody k opredeleniyu i izmereniyu [*Poverty: Alternative Approaches to its Definition and Measuring*]. Moscow. Moskovskiy Tsentr Karnegi [Carnegie Moscow Center]. 1998. Issue 24.
2. Ovcharova L.N. Sotsial'no-demograficheskiy profil', faktory i formy proyavleniya bednosti rossiyskogo naseleniya. Dissertatsiya na soiskaniye uchenoy stepeni doktora ekonomicheskikh nauk [The socio-demographic profile, factors and forms of the manifestations of poverty of the Russian population. Doctoral dissertation]. Moscow. ISEPN RAN [Institute of Socio-Economic Studies of Population RAS]. 2011.
3. Prokofieva L.M., Korchagina I.I., Popova R.I., et al. Nemonetarnoye izmereniye bednosti i sotsial'naya uyazvimost' naseleniya [Non-monetary measure of poverty and social vulnerability of the Russian population]. *Narodonaseleniye [Population]*. 2015. No. 1. P. 82-94.
4. Dinamika monetarnykh i nemonetarnykh kharakteristik urovnya zhizni rossiyskikh domokhozyaystv za gody postsovetskogo razvitiya (analiticheskiy doklad) [*Dynamics of the Monetary and Non-Monetary Characteristics of the Living Standards of Russian Households in the Years of the Post-Soviet Development*. Analytical report]. Moscow. Fond «Liberal'naya missiya» [Liberal Mission Foundation]. 2014.
5. Townsend P. *Poverty in the United Kingdom*. London. Penguin Press. 1979.
6. Van Praag B., Goedhart T., Kapteyn A. The Poverty Line — a Pilot Survey in Europe. *Review of Economics and Statistics*. 1980.
7. Matematicheskiye metody v sotsial'nykh naukakh [*Mathematical Methods in Social Sciences*]. Moscow. Progress. 1973.
8. Matematicheskiye metody v sovremennoy burzhuaznoy sotsiologii [*Mathematical Methods in Modern Bourgeois Sociology*]. Moscow. Progress. 1966.