

ПРОБИТ-МОДЕЛИРОВАНИЕ НАЦИОНАЛЬНОЙ СОЛИДАРНОСТИ НА ПРИМЕРЕ РОССИИ

Н. В. Мамонова, Е. В. Зайцев

Байкальский государственный университет, г. Иркутск, Российская Федерация

Информация о статье

Дата поступления
12 марта 2018 г.

Дата принятия к печати
21 мая 2018 г.

Дата онлайн-размещения
8 июня 2018 г.

Ключевые слова

Субъективное благосостояние;
национальная солидарность;
порядковая пробит-модель;
RLMS

Аннотация

Данная работа оценивает транзитивные разности нескольких описательных переменных, характеризующих состояние богатства, экономические ожидания, субъективное благосостояние и другие регрессоры с помощью порядковой пробит-модели, используемой при моделировании полихотомичных зависимых переменных. В частности, мы используем две выборки RLMS-HSE 2012 и 2015 гг. Как известно, 2015 год ознаменован экономической рецессией; данный факт мы используем для оценки факторов богатства. Оптимизируя пробит-модель методом максимального правдоподобия, мы устанавливаем связь между регрессорами и национальной солидарностью и принимаем нулевую гипотезу о параллельности угловых коэффициентов при оценивании общего вклада регрессоров. Эмпирические результаты подтверждают логические тенденции в период экономического спада: из общего набора переменные, связанные с богатством, имеют более сильное влияние на национальную солидарность. Иными словами, до тех пор, пока в стране наблюдается продолжительный и стабильный экономический рост, национальную солидарность следует связывать с социальными факторами, такими как здоровье, субъективное благосостояние, уровень образования и др., а не с переменными, описывающими денежное благосостояние.

AN ORDERED PROBIT ANALYSIS OF NATIONAL SOLIDARITY: EVIDENCE FROM RUSSIA

Natalya V. Mamonova, Egor V. Zaytsev

Baikal State University, Irkutsk, the Russian Federation

Article info

Received
March 12, 2018

Accepted
May 21, 2018

Available online
June 8, 2018

Keywords

Subjective well-being; national
solidarity; ordered probit; RLMS

Abstract

This paper estimates transition differences of several explanatory variables characterizing wealth accumulation, personal expectancies and primarily subjective well-being (SWB) as well as other regressors employing ordered probit, a statistical model for polychotomous dependent variables. By optimizing ordered probit models via maximum likelihood, we therefore examine relationship amongst regressors and national unity (NU) and verify parallel slopes assumption. We primarily utilize two datasets obtained from Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS) of 2012 and 2015. It is well-known that 2015 was marked by economic recession. This fact is used for estimation of wealth factors. Empirical results reveal logical tendencies during economic contraction: wealth accumulation explanatory variables are more related to national unity and basically have higher weights linked to them. In other words, as long as the economy is stable, NU may be more projected on variables, for instance, that are connected to health or education issues rather than financial matters.

Введение. В данной статье используется термин «национальная солидарность (национальное единство)» в качестве оценки

социальной связанности людей в целом. Эта зависимая величина сформирована благодаря ответам на вопрос, в какой степени

человек солидарен к гражданам России в национальном плане. Отсюда возникает интерес, насколько существенной может быть связь между национальным единством и субъективным благосостоянием опрашиваемых людей. Чтобы ответить на этот вопрос, авторы статьи рассматривают множество переменных, предположительно связанных как с благосостоянием, так и с солидарностью.

Удовлетворение жизнью, которое является оценкой благосостояния граждан, является важной проблемой в исследованиях и прикладных работах. Значимым признаком данного фактора является то, что изучать благосостояние можно, применяя совершенно различные способы и методы, что в итоге приводит к различным статистическим оценкам.

Фактор благосостояния находится под пристальным наблюдением многих авторов, которые выстраивают различные гипотезы, используя публичные базы данных. Например, в [1] изучается связь между удовлетворенностью жизнью и потреблением алкоголя в России на основе базы данных RLMS-HSE¹. В качестве оптимизационного метода линейной модели авторами использовался адаптированный пробит-метод наименьших квадратов. На выборке 2013 г. было показано, что умеренное потребление алкоголя положительно сказывалось на благосостоянии жителей России, в то время как чрезмерное потребление оказывало лишь негативное воздействие.

В исследовании, проведенном годом позже [2], рассматривалась идентичная проблема. Авторами оценивалась корреляционная зависимость между удовлетворенностью жизнью и потреблением алкоголя в гендерном разрезе — среди мужчин и женщин. В результате был выявлен тот факт, что потребление алкоголя положительно сказывалось лишь на благосостоянии мужчин.

В исследовании [3] авторами рассматривалась совокупность жизненных событий, влияющая на субъективное благосостояние индивидов в течение заранее установленного периода, а также изучался необходимый период для их полной адаптации (возвращения к исходному уровню благосостояния). В этой работе представлена RLMS-выборка, суммарно включающая в себя 18-летний времен-

¹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения в форме единой базы данных, дополняемой ежегодно НИУ ВШЭ. Начиная с 1994 г. в данной базе собрана информация о структуре доходов и расходов, материальном благосостоянии, работе и миграционном поведении, здоровье и структуре питания, об образовательном поведении и досуге и т.д. См.: Лонгитюдное обследование домохозяйств РМЭЗ НИУ ВШЭ (RLMS-HSE). URL: <https://www.hse.ru/rhms>.

ной период (с 1996 по 2014 г. включительно). Эмпирические результаты показали, что экономическая ситуация наблюдаемой страны и культура народа являются более важными факторами для оценки благосостояния, поскольку полученные результаты различались с немецкими и английскими выборками, представленными в исследованиях [4] и [5] соответственно.

В работе [6] авторами приводится утверждение, что переменные, связанные с доходом, потребительским удовлетворением и уверенностью в жизни, положительно коррелируют с субъективным благосостоянием, но значимость их невелика.

В статье [7] анализируется связь между темпами роста ВВП и благосостоянием отдельных индивидов с использованием объединенной базы данных WVS и EVS², разбитой на три временных периода — с 1994 по 1999 г., с 2000 по 2004 г. и с 2005 по 2008 г., на примере 14 европейских стран, среди которых Дания, Германия, Франция, Швеция и др. Результаты показали, что такой фактор, как удовлетворенность жизнью, значительно возрастал с увеличением ВВП в странах с низкими уровнями дохода. После достижения уровнем ВВП величины в 10 тыс. дол. на душу населения корреляционная зависимость между этим показателем и благосостоянием ослабевала и теряла свою значимость после того, как ВВП достигал величины в 15 тыс. дол.

В работе [8] уделяется внимание связи между уровнем дохода на душу населения и продолжительностью жизни в Соединенных Штатах Америки в период 2001–2014 гг. Авторами был обоснован и доказан тот факт, что возрастание доходов населения приводит к увеличению продолжительности жизни. Однако численные значения доходов в ряде штатов варьировались.

В нашей работе субъективное благосостояние жителей России рассматривается как независимая переменная, влияющая на формирование национального единства граждан. Данные были взяты из открытого ресурса RLMS-HSE. Анализируя исследования других авторов, мы априори предполагаем, что национальное единство также связано с уровнем здоровья и образованием, экономическим ожиданием и прогнозами, что дает нам

² Интегрированные в единую базу данных лонгитюдные исследования таких статистических организаций, как Всемирный обзор ценностей (World Values Survey, WVS) и Европейская волонтерская служба (European Volunteering Service, EVS). Статистический отчет публикуется ежегодно с 1981 г. См.: Интегрированный обзор ценностей. URL: <http://www.worldvaluessurvey.org/WVSContents.jsp?CMSID=intinfo>.

право исследовать данную корреляционную зависимость. В заключение исследования мы проводим вероятностное прогнозирование медианным выбором из представленных данных, по отдельности изменяя факторы и выявляя соответствующие тенденции.

Описание переменных. Зависимая переменная нашей модели — это национальная солидарность (*national solidarity, NS*), последовательные дискретные значения которой определены субъективными оценками социальной и экономической сфер. Национальное единство определяется как общий уровень солидарности к другим гражданам; *i*-ответ множества дискретно распределен $NS_i = \{1, 2, 3\}$. Более низкое значение соответствует более высокому уровню солидарности. В буквенном выражении ряд представлен как «солидарен», «иногда солидарен», «не солидарен».

Субъективное благосостояние (*subjective well-being, SWB*) определяется как общий уровень удовлетворенности жизнью; *i*-ответ респондента входит в множество и вербально представлен соответственно следующим образом: «полностью удовлетворен», «более чем удовлетворен», «относительно удовлетворен», «менее чем удовлетворен», «не удовлетворен».

Объясняющие переменные переводим в дискретные при анализе, следуя определенному условию: малым числовым значениям соответствуют более высокие степени уверенности и удовлетворенности. Первым регрессором является бюджетный сдвиг (*financial condition moderation, FCM*), который показывает степень увеличения (сокращения) финансов, которыми располагают респонденты в течение последних 12 месяцев.

Вторая переменная описывает ожидания по поводу улучшения качества жизни (*expectancy of improvement of life, EIL*); это отношение (прогноз) респондентов к изменению их уровня жизни в течение данного года, его возможному повышению или понижению.

Следом мы вводим переменную о волнениях по самообеспечению (*self-provision worries, SPW*). Здесь рассматривается возможный прогноз респондентов приобрести все необходимые им блага в течение следующих 12 месяцев. В более общем случае данную переменную можно интерпретировать как необходимость наполнять потребительскую корзину и рацион более дорогими (дешевыми) товарами и (или) услугами.

Вдобавок мы рассматриваем финансовую удовлетворенность (*satisfaction of*

financial condition, SFC) — переменную, которая указывает, насколько респондент удовлетворен личным доходом и накоплениями.

Переменная «ступени (лестница) богатства» (*ladder of wealth, L*) определяет возможные уровни благосостояния по мнению самих респондентов, это так называемая субъективная оценка богатства. Данная переменная пронумерована дискретно от 1 до 9. Это означает, что низкие значения переменной соответствуют более высоким уровням богатства относительно других респондентов выборки (агентов).

Мы также включаем в анализ переменную «уровень здоровья (*health condition, HC*)», которая показывает общее самочувствие респондентов. Данная мера используется для оценки экономических и медицинских проблем. Например, в работе [9] проводится описание международной классификации функционирования (*International Classification of Functioning, ICF-60*), предлагаемой Всемирной организацией здравоохранения. В анализе применяется 60 переменных, включая переменную о состоянии уровня здоровья. С помощью [9] удалось установить психометрические свойства данной переменной, что позволяет использовать ее в моделировании субъективных процессов, таких как национальная солидарность. Мы также предполагаем, что фактор курения (*Smoking, S*) коррелирует с благосостоянием, согласно [10]. Фактор курения равен 1, если респондент не является курящим, и 0 в противном случае. Параллельно с нашей основной гипотезой мы постараемся подтвердить эту связь на выборке RLMS.

Последней переменной, рассматриваемой в модели, является образование опрашиваемых (*education, E*). Изначальная версия переменной состояла из девяти уровней, которые позже были объединены, два вида нейтрального ответа на вопрос об образовании при составлении модели были опущены. Общее образование разделено на четыре уровня, однако в анализе они слиты в один. Высокий уровень соответствует более поздней ступени образования соответственно. Формально ряд принимает значение из множества $\{1, 2, 3, 4\}$, элементы которого строго соответствуют наличию диплома магистра и выше, наличию диплома бакалавра, наличию диплома о среднем образовании и наличию справки о неполном среднем образовании.

В табл. 1 представлена статистическая информация по переменной «субъективное

благополучие (*SWB*)». Анализ проводится у респондентов в возрасте от 15 до 65 лет в гендерном разрезе. Из табл. 1 видно, что количество мужчин, удовлетворенных жизнью ($SWB = \{1, 2\}$), гораздо меньше, чем женщин. Количество негативных ответов у женщин ($SWB = \{4, 5\}$) почти равно количеству негативных ответов у мужчин. Нейтральных ответов ($SWB = 3$) больше у респондентов мужского пола.

Таблица 1

Статистическая характеристика

Волна	Год	<i>N</i>	<i>N(s)*</i>	Мужчин	Женщин
21	2012	17 090	8 643	3 780 (43,73 %)	4 863 (56,27 %)
Средний возраст				39,31	41,16
24	2015	12 667	6 010	2 660 (44,26 %)	3 350 (55,74 %)
Средний возраст				39,66	42,02
				0,355	0,298
				0,093	0,228
				0,301	0,223
				0,189	0,189
				0,062	0,062

* (s) — отсортированные данные.
Источник: RLMS-HSE, волны 21 и 24.

Данные. Данные, использованные в приведенном анализе, взяты с волн 21 и 24 базы RLMS-HSE (отделение мониторинга за факторами общего уровня жизни домохозяйств и предприятий с 1992 г.). Данные волны 21 (2012 г.) состоят из 17 090 наблюдений, однако объем выборки волны 24 (2015 г.) меньше: 12 667 наблюдений.

Мы рассматриваем регрессоры, которые прямо или косвенно выражают индивидуальные ожидания респондентов, основанные на текущей экономической ситуации в стране. Также мы сортируем данные по возрасту и полу для дальнейшего анализа.

Была введена фиктивная переменная, разделяющая агентов по половому признаку (*gender, G*): мужской пол соответствует *i*-ответу, равному 1, женский пол — 0; разграничиваем объем выборки по возрасту (*age, A*): нижний предел по возрастной переменной равен 15, а верхний — 65. В табл. 2 представлена сводная статистика

каждой используемой переменной перед сортировкой и конвертацией.

Таблица 2

Характеристика используемых в анализе переменных

Переменная	Количество наблюдений	Max	Min	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана
Волна 21						
A	8 463	65	15	40,35	14,45	40
SWB	8 463	5	1	2,64	1,06	2
FCM*	8 463	5	1	2,03	0,78	3
EIL*	8 463	5	1	2,06	0,80	3
SPW*	8 463	5	1	2,75	1,23	2
SFC*	8 463	5	1	3,35	1,17	4
L*	8 463	9	1	5,84	1,50	6
Волна 24						
A	6 010	65	15	41,00	14,39	41
SWB	6 010	5	1	2,70	1,08	2
FCM*	6 010	5	1	3,21	0,90	3
EIL*	6 010	5	1	2,97	0,91	3
SPW*	6 010	5	1	2,17	1,18	2
SFC*	6 010	5	1	3,59	1,16	4
L*	6 010	9	1	5,12	1,73	5
S пропорция для мужчин (некурящие / N_{obs}) 0,23						
S пропорция для женщин (некурящие / N_{obs}) 0,09						
HC* пропорция для мужчин (объединение по волнам / N_{obs}) 0,12						
HC* пропорция для женщин (объединение по волнам / N_{obs}) 0,09						

* Изменены в фиктивных переменных перед моделированием.

Из табл. 3 видно, что почти каждая переменная в 2015 г. в среднем выше, чем в 2012 г. Это говорит о том, что респонденты чаще отвечали на поставленные вопросы негативно, по сравнению с прошлыми периодами. Наблюдается значительное уменьшение переменных бюджетного сдвига, улучшения качества жизни и финансового удовлетворения, которые в сумме провоцируют оценку благосостояния снижаться. Увеличение средней величины переменной волнения по поводу самообеспечения может быть вызвано покупкой более дешевых благ, вызванной отрицательной переоценкой бюджета индивидов.

Таблица 3

Характеристика переменных, используемых в анализе, и сортированных по полу

Переменная	Количество наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Количество наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана
	Женская выборка				Мужская выборка*			
	Волна 21							
A	4 863	41,16	14,54	41	3 780	39,31	14,27	38
SWB	4 863	2,68	1,06	2	3 780	2,59	1,05	2
FCM	4 863	2,90	0,79	3	3 780	2,83	0,78	3
EIL	4 863	2,72	0,79	3	3 780	2,65	0,80	3
SPW	4 863	2,26	1,22	2	3 780	2,37	1,24	2
SFC	4 863	3,48	1,16	4	3780	3,42	1,17	4
L	4 863	5,87	1,48	6	3 780	5,78	1,51	4
	Волна 24							
A	3 350	42,02	14,52	42	2 660	39,66	14,11	39
SWB	3 350	2,71	1,09	2	2 660	2,69	1,08	2
FCM	3 350	3,24	0,91	3	2 660	3,18	0,89	3
EIL	3 350	3,00	0,92	3	2 660	2,93	0,89	3
SPW	3 350	2,12	1,17	2	2 660	2,21	1,18	2
SFC	3 350	3,60	1,16	4	2 660	3,57	1,16	4
L	3 350	5,87	1,50	6	2660	4,17	1,54	4

* Мужчины составляют 43,73 и 44,26 % в волнах 21 и 24 соответственно.

Из табл. 3 видно, что мужчины в 2012 г. имели более высокий уровень благосостояния, что подтверждается средним значением переменной SWB. По возрастному показателю женщины были также старше мужчин в идентичный период. Бюджетное изменение для мужчин в 2012 г. было выше по среднему показателю в сравнении с ним же у женщин. Оценка улучшения качества жизни также имеет более высокое среднее значение у мужчин. Это подсказывает, что женщины были менее уверены в будущем, нежели мужчины. Это влечет обратно пропорциональную связь между бюджетным сдвигом (FCM) и ожиданием по улучшению качества жизни (EIL). Сравнивая волнение по поводу самообеспечения и финансовую удовлетворенность, можно сказать, что мужчины были более удовлетворены тем, что они имели на момент проведения опроса. Однако женщины считали себя в среднем выше по степени богатства.

Вторая секция табл. 3 (волна 24) показывает основную тенденцию: оценки респондентов оказались менее удовлетворительными по сравнению с 2012 г. Таким образом, это привело к тому, что результаты субъективного благосостояния оказались ниже.

Постановка модели. Пусть независимые переменные $SWB^\lambda, FCM^\lambda, EIL^\lambda, SPW^\lambda, SFC^\lambda, L^\lambda, HC^\lambda$ представимы в виде векторов-столбцов, где индекс указывает на λ волну рассматриваемого вектора, $\lambda = \{21, 24\}$. Каждый

вектор в зависимости от волны выборки имеет длину либо 17 090, либо 12 667. Введем следующие множества: $J_\lambda = \{SWB, FCM, EIL, SPW, SFC, L, HC, A, G, S, E\}$ — множество независимых переменных, $I_\lambda = \{[1, \dots, 17\ 090], [1, \dots, 12\ 667]\}$ — множество двух конечных натуральных последовательностей индексов, сформированное таким образом, что если $\lambda = 21$, то рассматривается первая последовательность; при $\lambda = 24$ — вторая. Сформируем матрицу объясняющих переменных волны:

$$X_\lambda = \begin{bmatrix} x_{11}^\lambda & \dots & x_{1j}^\lambda & \dots & x_{1I}^\lambda \\ \dots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{i1}^\lambda & \dots & x_{ij}^\lambda & \dots & x_{iI}^\lambda \\ \dots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{n1}^\lambda & \dots & x_{nj}^\lambda & \dots & x_{nI}^\lambda \end{bmatrix}_{i \in I_\lambda, j \in J_\lambda}$$

Сформируем обучающую выборку $\{NS_i^\lambda, X_\lambda^i\}_{i \in I_\lambda}$, где каждое значение левой части соответствует строке матрицы X , $NS = (ns_1^\lambda, ns_2^\lambda, \dots, ns_i^\lambda)_{i \in I_\lambda}$ — вектор-строка зависимой переменной, любое значение которого принимает исход из $\{1, 2, \dots, K\}_{K \leq I_\lambda}$. Индексация данного множества начинается с 1, заметим, что в нашем случае $K = 3$.

Положим $\lambda = 21$ и рассмотрим латентную нормально распределенную переменную ns_i с единичной дисперсией и средним

в виде линейной функции, записанную в матричном виде:

$$ns_i^* = \alpha X^i + E_i, i = \overline{1, I}.$$

Введем ограничение для каждого ns_i :

$$\begin{cases} ns_i = k, \beta_{k-1} \leq ns_i^* \leq \beta_k, k = \overline{1, K}, \\ \beta_1 < \beta_2 < \dots < \beta_k < \dots < \beta_K, \\ \beta_1 = -\infty, \beta_k = +\infty. \end{cases}$$

Условная вероятность попадания наблюдаемой величины $ns_i = k$ примет вид:

$$\begin{aligned} Prob(ns_i = k | X^i) &= Prob(\beta_{k-1} \leq ns_i^* \leq \beta_k) = \\ &= Prob(\beta_{k-1} \leq \alpha X^i + E_i \leq \beta_k). \end{aligned}$$

После перестановки получим:

$$\begin{aligned} Prob(ns_i = k | X^i) &= Prob(\beta_{k-1} - \alpha X^i \leq E_i \leq \beta_k - \alpha X^i) = \\ &= Prob(E_i \leq \beta_k - \alpha X^i) - Prob(E_i \leq \beta_{k-1} - \alpha X^i), k = \overline{1, K}. \end{aligned}$$

При предположении, что $E_i \sim N(0, 1)$, получим выражение для порядковой пробит-модели [11; 12] в следующем виде:

$$Prob(ns_i = k | X^i) = \Phi(\beta_k - \alpha X^i) - \Phi(\beta_{k-1} - \alpha X^i).$$

Оценка модели проводится по методу максимального правдоподобия. Пусть $r_{ik} = 1$ ($ns_i = k$), тогда вклад функции правдоподобия равен:

$$\mathcal{L}_i = \prod_{k=1}^K Prob(ns_i = k | X^i)^{r_{ik}} = \prod_{k=1}^K [\Phi(\beta_k - \alpha X^i) - \Phi(\beta_{k-1} - \alpha X^i)]^{r_{ik}}.$$

Функция правдоподобия в данном случае примет вид:

$$\mathcal{L}(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^I \prod_{k=1}^K [\Phi(\beta_k - \alpha X^i) - \Phi(\beta_{k-1} - \alpha X^i)]^{r_{ik}}.$$

Для нахождения решения (предельного вклада) достаточно представить последнее выражение в виде натурального логарифма и приравнять частные производные по α и β к 0.

Эмпирические результаты. Для определения состоятельности оценок мы оценили выборку на существование линейной зависимости между регрессорами. Мы отвергли нулевую гипотезу о наличии мультиколлинеарности, принимая коэффициент вздутия дисперсии (variance inflation factor, VIF [13]) равным 2 и опуская A^2 при проверке. Каждое VIF-значение было ниже указанного предела. Самое высокое VIF-значение соответствует финансовой удовлетворенности и равно $\approx 1,75$.

Мы применили порядковую пробит-модель для оценки влияния независимых величин на национальную солидарность. Резуль-

таты представлены в табл. 4. Пробит-модель частично доказывает робастность оценок при предположении, что выборки нормально распределены.

Таблица 4

**Порядковые пробит-регрессии:
национальная солидарность**

Фактор	Волна 21	Волна 24
Субъективное благосостояние	0,080***	0,060***
Пол	0,030	-0,100
Возраст	0,003	0,002
Возраст в квадрате	0,000	0,000
Бюджетное изменение	-0,040**	-0,080***
Ожидание улучшения жизни	0,060***	0,080***
Волнения по поводу самообеспечения	0,060***	0,010***
Удовлетворенность финансовым положением	0,800***	0,110***
Лестница богатства	0,060***	-0,010
Уровень здоровья	0,050**	0,000
Курение	0,040	-0,040
Уровень образования	-0,010	-0,040**
Псевдо R^2	0,018	0,013
Псевдо скорр, R^2	0,017	0,010
Значение функции правдоподобия	-8 193,013	-5 761,286
Количество наблюдений	8 643,000	6 010,000

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Решение применять порядковый пробит-метод принято в результате предположения, что метрика переменной NS , являющейся дискретной величиной, не обязательно может быть константой (что априори задается при использовании линейных методов). Мы полагаемся на полихотомичность переменной национальной солидарности. Таким образом, разница между NS_i и $NS_{i'}(i, i' \in I, i > i')$ может варьироваться, поэтому, согласно утверждению, суммарный вклад объясняющих переменных по-разному влияет на результирующий показатель модели. Максимальные значения функции правдоподобия двух моделей (для волн 21 и 24 соответственно) исключительны в силу простого ограничения. Мы нумеруем первое встречное ограничение π , $\pi = 1$.

В результате исследования можно сделать вывод, что фактор курения не имеет значимого влияния в какой-либо из выборок. Гендерный признак также незначим в конструировании результатов моделей, корреляция между курением и полом $\rho_{G,S}$ равняется $-0,38$, т. е. практически отсутствует. Возраст респондентов также не объясняет, варьируется ли солидарность в соответствии с различными возрастными группами или нет.

Однако пробит-модели показали робастность оценок других переменных. Субъективное благосостояние значимо на 1-процентном уровне и всегда положительно. Люди с более высоким благосостоянием являются более солидарными к другим, несмотря на их возраст и пол. Для этой переменной гипотеза о параллельности угловых коэффициентов принимается на выборке как волны 21, так и волны 24. Наибольшие транзитивные разности, представленные в табл. 5, между предсказанными значениями национального единства от «не

солидарен» до «иногда солидарен» и от «иногда солидарен» до «солидарен» соответствуют «относительно удовлетворен» (–3,0 для волны 21 и –2,9 для волны 24). Разницы «более чем удовлетворен» (–2,7 и –2,5) и «менее чем удовлетворен» (–2,7 и –2,6) в обеих выборках имеют незначительные колебания. Ответ «полностью удовлетворен» имеет более высокую разницу в волне 21 (–2,3), чем в волне 24 (–2,1). Эта тенденция не сохраняется для «не неудовлетворен» с разностями –2,4 в 2012 г. и –2,5 в 2015 г.

Таблица 5

Результаты транзитивных разниц

Фактор	Значение	$U \geq 3$	
Возраст	[15, 29)	–2,715	–2,642
	[29, 41)	–2,704	–2,631
	[41, 54)	–2,576	–2,591
	[54, 65)	–2,644	–2,498
Пол	Женский	–2,667	–2,539
	Мужской	–2,650	–2,654
Субъективное благосостояние	Полностью удовлетворен	–2,340	–2,074
	Более чем удовлетворен	–2,695	–2,555
	Относительно удовлетворен	–3,005	–2,923
	Менее чем удовлетворен	–2,672	–2,623
	Не удовлетворен	–2,438	–2,529
Бюджетное изменение	Значительно улучшилось	–2,806	–2,614
	Незначительно улучшилось	–2,631	–2,466
	Не изменилось	–2,664	–2,490
	Незначительно ухудшилось	–2,781	–3,000
	Значительно ухудшилось	–2,511	–2,575
Ожидание улучшения жизни	Значительно улучшится	–2,609	–2,361
	Незначительно улучшится	–2,578	–2,409
	Останется прежним	–2,726	–2,622
	Незначительно ухудшится	–2,924	–3,090
	Значительно ухудшится	–2,387	–2,064
Волнения по поводу самообеспечения	Не обеспокоен	–2,537	–2,725
	Немного обеспокоен	–2,872	–2,748
	Относительно обеспокоен	–2,745	–2,589
	Обеспокоен	–2,552	–2,203
	Более чем обеспокоен	–2,342	–2,957
Удовлетворенность финансовым положением	Полностью удовлетворен	–2,391	–2,227
	Более чем удовлетворен	–2,613	–2,364
	Относительно удовлетворен	–2,856	–2,796
	Менее чем удовлетворен	–2,843	–2,725
	Не удовлетворен	–2,524	–2,560
Лестница богатства	1	–2,773	–2,245
	2	–2,116	–2,203
	3	–2,074	–2,617
	4	–2,836	–2,691
	5	–2,709	–2,657
	6	–2,854	–2,754
	7	–2,679	–2,636
	8	–2,321	–2,424
	9	–2,167	–2,853

Фактор	Значение	U ≥ 3	
Уровень здоровья	Очень хороший	-2,270	-2,802
	Хороший	-2,650	-2,436
	Средний	-2,697	-2,769
	Плохой	-2,707	-2,431
	Очень плохой	-2,539	-1,432
Курение	Не курю	-2,611	-2,708
	Курю	-2,684	-2,540
Уровень образования	До 8 класса	-1,788	-2,944
	Диплом о среднем образовании	-2,560	-2,529
	Диплом о специальном образовании	-2,752	-2,640
	Диплом бакалавра и выше	-2,804	-2,682
Общий		-2,659	-2,590

Параметр бюджетного сдвига значим на 1-процентном уровне в 2015 г. и негативно влияет на национальную солидарность. Коэффициенты перед регрессорами, связанными с богатством, имеют тенденцию возрастать в 2015 г., в то время как уровень здоровья становится незначимым. Данное проявление может относиться к ухудшению общего экономического уровня, при котором респонденты сильнее зацикливаются на вопросах о бюджете и затратах.

Переменная образования является значимой на 5-процентном уровне в 2015 г. Это означает, что люди, получившие высшее образование, располагают себя менее солидарно к другим. В период экономического спада это может объяснять причину «утечки мозгов».

Общая оценка коэффициентов наклона в волне 21 выявляет логический факт: чем выше значение переменной, тем ниже наблюдаемая транзитивная разница. Первые и последние разницы сильно отличаются, что показывает несостоятельность гипотезы о параллельности в некоторых отдельных случаях. Важными исключениями являются уровень здоровья и образования, в которых эти разницы достигают наибольшего разрыва. Наибольшую транзитивную разницу у «лестницы богатства» имеют второй-третий уровни.

Угловые коэффициенты при оценке второй выборки также в среднем непостоянны, в то время как уровень образования и здоровья следует идентичному принципу при оценке первой выборки. «Ступени богатства» так или иначе более колоколообразны, и наибольшая транзитивная разница достигается на шестом уровне. Финансовая удовлетворенность и субъективное благосостояние имеют наибольшие разрывы на первом и последнем уровне по сравнению с остальными.

Анализ прогнозных вероятностей медианного 35-летнего некурящего респондента,

закончившего высшее учебное заведение и включающего нейтральные ответы на каждый вопрос, показал результаты, представленные в табл. 6. Под нейтральным ответом следует понимать промежуточное значение фактора в модели. Для большинства переменных это значение равно 3, для «ступеней богатства» оно равно 5.

Таблица 6

Прогнозные вероятности медианного агента

SWB; G	NS	Prob
	Очень солидарен (1)	0,255
Относительно удовлетворен (3); Мужской (1)	Иногда солидарен (2)	0,568
	Не солидарен (3)	0,177
	Очень солидарна (1)	0,252
Относительно удовлетворена (3); Женский (0)	Иногда солидарна (2)	0,569
	Не солидарна (3)	0,180
	Очень солидарен (1)	0,236
Более чем удовлетворен (4); Мужской (1)	Иногда солидарен (2)	0,571
	Не солидарен (3)	0,193
	Очень солидарна (1)	0,234
Более чем удовлетворена (4); Женский (0)	Иногда солидарна (2)	0,571
	Не солидарна (3)	0,195
	Солидарен (1)	0,219
Полностью удовлетворен (5); Мужской (1)	Иногда солидарен (2)	0,572
	Не солидарен (3)	0,209
	Очень солидарна (1)	0,216
Полностью солидарна (5); Женский (0)	Иногда солидарна (2)	0,572
	Не солидарна (3)	0,212

При изменении пола агента мы наблюдали почти равные вероятности быть солидарным в обществе. Это также доказано при единичном изменении оценки благосостояния. Положительные вероятности уменьшаются при понижении этой оценки, а отрицательные — повышаются.

Таблица 7
Прогнозные вероятности медианного агента
(продолжение)

E; G	NS	Prob
	Очень солидарен (1)	0,269
Окончил среднее учебное заведение (2); Мужской (1)	Иногда солидарен (2)	0,565
	Не солидарен (3)	0,166
	Очень солидарна (1)	0,266
Окончила среднее учебное заведение (2); Женский (0)	Иногда солидарна (2)	0,566
	Не солидарна (3)	0,168
L; G	NS	Prob
	Очень солидарен (1)	0,244
(2); Мужской (1)	Иногда солидарен (2)	0,570
	Не солидарен (3)	0,186
	Очень солидарна (1)	0,241
(2); Женский (0)	Иногда солидарна (2)	0,570
	Не солидарна (3)	0,188

Шансы быть более солидарным выше для менее образованного населения, и при повышении уровня образования модель автоматически увеличивает вероятность ответить негативно, оставляя при этом пропорцию индивидов со средним уровнем образования постоянной.

С сокращением переменных (улучшением ответов), связанных с накопленным богат-

ством и ожиданиями, улучшаются показатели вероятности быть более солидарным. Исключением является бюджетный сдвиг: увеличение бюджета агента приводит к повышению вероятности ответить «иногда солидарен» и «не солидарен» при сокращении пропорции индивидов с ответом «солидарен».

«Лестница богатства» в 2012 г. показывает, что более богатые люди имеют тенденцию отвечать на вопрос о солидарности положительно. Так или иначе данная тенденция в 2015 г. нарушается: состоятельные агенты менее солидарны к другим.

Доказать значимость влияния фактора курения на субъективное благосостояние, используя данные выборки, не удалось. Он является незначимым как в 2012 г., так и в 2015 г. среди мужчин и женщин. Возможной причиной является постепенное сокращение курящего табачные изделия населения в России.

Таким образом, анализ транзитивных разностей выборок показал состоятельность гипотезы о параллельности угловых коэффициентов в общем случае. Однако, рассматривая влияние факторов в отдельности, можно сделать вывод, что изменения их значений относительно нейтрального уровня по-разному вносят вклад в формирование национальной солидарности граждан России.

Во время экономической рецессии данный вклад выше для факторов, затрагивающих финансовые вопросы (уровень заработной платы относительно других агентов, уровень финансовой обеспеченности и величина бюджетного ограничения, вариативность и ценность потребительской корзины, др.), в то время как социальные факторы, связанные со здоровьем, уровнем образования, социальным благосостоянием, более сильны во время экономической стабильности. Данный результат не противоречит действительности и играет важную роль при описании влияния на поведение агентов экономических шоков внутри страны.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Krekhovets E. Alcohol Consumption and Life Satisfaction: Evidence from Russia / E. Krekhovets, L. Leonova // *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*. — 2013. — Vol. 2, № 8. — P. 98–105.
2. Massin S. Is life satisfaction hump-shaped with alcohol consumption? Evidence from Russian panel data / S. Massin, P. Kopp // *Addictive Behaviors*. — 2014. — № 39 (4). — P. 803–810.
3. Effects of different life events on life satisfaction in the Russian Longitudinal Monitoring Survey / J. M. Bauer [et al.] // *Economics Letters*. — 2015. — № 129 (4). — P. 92–94.
4. Clark A. E. Lags and Leads in Life Satisfaction: A Test of the Baseline Hypothesis / A. E. Clark, Y. Georgellis, R. E. Lucas // *Institute for the study of Labor (IZA)*. — 2006. — № 2526. — P. 1–32.
5. Clark A. E. Back to baseline in Britain: adaptation in the British household panel survey / A. E. Clark, Y. Georgellis // *Economica*. — 2012. — № 80 (319). — P. 496–512.
6. Frank B. Does economic growth enhance life satisfaction? The case of Germany / B. Frank, T. Enkawa // *International Journal of Sociology and Social Policy*. — 2009. — Vol. 29, iss. 7/8. — P. 313–329.

7. Proto E. A Reassessment of the Relationship between GDP and Life Satisfaction / E. Proto, A. Rustichini // PLoSONe. — 2013. — Vol. 8 (11).
8. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014 / R. Chetty [et al.] // The Journal of the American Medical Association (JAMA). — 2016. — Vol. 315 (16). — P. 1750–1766.
9. The Health and Functioning ICF-60: Development and Psychometric Properties / V. A. Tutelyan[et al.] // Clinical Psychology and Psychotherapy. — 2014. — № 21 (5). — P. 441–450.
10. Hinks T. Smoking Behaviour and Life Satisfaction: Evidence from the UK Smoking Ban / T. Hinks, A. Katsaros // Working Papers. — 2010. — № 1019.
11. Agresti A. Categorical Data Analysis / A. Agresti. — New Jersey : John Wiley & Sons, 2002. — 721 p.
12. Venables W. N. Modern Applied Statistics with S / W. N. Venables, B. D. Ripley. — 4th ed. — Berlin : Springer, 2002. — 512 p.
13. Marquardt D. W. Generalized inverses, ridge regression, biased linear estimation, and nonlinear estimation / D. W. Marquardt // Technometrics. — 1970. — Vol. 12, № 3. — P. 591–612.

REFERENCES

1. Krekhovets E., Leonova L. Alcohol Consumption and Life Satisfaction: Evidence from Russia. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 2013, vol. 2, no. 8, pp. 98–105.
2. Massin S., Kopp P. Is life satisfaction hump-shaped with alcohol consumption? Evidence from Russian panel data. *Addictive Behaviors*, 2014, no. 39 (4), pp. 803–810.
3. Bauer J. M., Cords D., Sellung R., Sousa-Poza A. Effects of different life events on life satisfaction in the Russian Longitudinal Monitoring Survey. *Economics Letters*, 2015, no. 129 (4), pp. 92–94.
4. Clark A. E., Georgellis Y., Lucas R. E. Lags and Leads in Life Satisfaction: A Test of the Baseline Hypothesis. *Institute for the Study of Labor (IZA)*, 2006, no. 2526, pp. 1–32.
5. Clark A. E., Georgellis Y. Back to baseline in Britain: adaptation in the British household panel survey. *Economica*, 2012, no. 80 (319), pp. 496–512.
6. Frank B., Enkawa T. Does economic growth enhance life satisfaction? The case of Germany. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 2009, vol. 29, iss. 7/8, pp. 313–329.
7. Proto E., Rustichini A. A Reassessment of the Relationship between GDP and Life Satisfaction. *PLoS One*, 2013, vol. 8 (11).
8. Chetty R., Stepner M., Abraham S., Lin S., Scuderi B. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014. *The Journal of the American Medical Association (JAMA)*, 2016, vol. 315 (16), pp. 1750–1766.
9. Tutelyan V. A., Chatterji S., Baturin A. K., Pogozheva A. V., Kishko O. N., Akolzina S. E. The Health and Functioning ICF-60: Development and Psychometric Properties. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 2014, no. 21 (5), pp. 441–450.
10. Hinks T., Katsaros A. Smoking Behaviour and Life Satisfaction: Evidence from the UK Smoking Ban. *Working Papers*, 2010, no. 1019.
11. Agresti A. *Categorical Data Analysis*. New Jersey, John Wiley & Sons, 2002. 721 p.
12. Venables W. N., Ripley B. D. *Modern Applied Statistics with S*. 4th ed., Berlin, Springer, 2002, 512 p.
13. Marquardt D. W. Generalized inverses, ridge regression, biased linear estimation, and nonlinear estimation. *Technometrics*, 1970, vol. 12, no. 3, pp. 591–612.

Информация об авторах

Мамонова Наталья Вячеславовна — кандидат физико-математических наук, доцент, кафедра математики и эконометрики, Байкальский государственный университет, 664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11, e-mail: naamm@mail.ru.

Зайцев Егор Валерьевич — студент, кафедра мировой экономики, отделение двойного русско-французского дипломирования, Байкальский государственный университет, 664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11, e-mail: eleven@gscw.ru.

Для цитирования

Мамонова Н. В. Пробит-моделирование национальной солидарности на примере России / Н. В. Мамонова, Е. В. Зайцев // Известия Байкальского государственного университета. — 2018. — Т. 28, № 2. — С. 315–324. — DOI :10.17150/2500-2759.2018.28(2).315-324.

Authors

Natalya V. Mamonova — Ph.D. in Physics and Mathematics, Associate Professor, Department of Mathematics and Econometrics, Baikal State University, 11 Lenin St., 664003, Irkutsk, the Russian Federation, e-mail: naamm@mail.ru.

Egor V. Zaytsev — undergrad. in Economics, Department of International Economy of double diploma program, Baikal State University, 11 Lenin St., 664003, Irkutsk, the Russian Federation, e-mail: eleven@gscw.ru.

For citation

Mamonova N. V., Zaytsev E. V. An Ordered Probit Analysis of National Solidarity: Evidence from Russia. *Izvestiya Baykal'skogo gosudarstvennogo Universiteta = Bulletin of Baikal State University*, 2018, vol. 28, no. 2, pp. 315–324. DOI: 10.17150/2500-2759.2018.28(2).315-324. (In Russian).