

ISSN 1994-8104

Российская академия наук
Институт экономики и статистики
и Институт экономики и статистики
ИИЭИ
ИИЭИ
ИИЭИ

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Οικονομία • Πολίτικα

ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ • ΠΟΛΙΤΙΚΑ

Том 13 №3 ИЮНЬ
2018

ISSN 1994-5124

Журнал входит в перечень рецензируемых научных изданий ВАК по специальностям 08.00.00 — Экономические науки 12.00.00 — Юридические науки

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 13 № 3 июнь 2018

Главный редактор Владимир МАУ

д. э. н., PhD (Econ.), проф., ректор Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РАНХиГС) (Москва, Россия)

Редакционная коллегия

Абел АГАНБЕГЯН, академик РАН, д. э. н., проф., заведующий кафедрой экономической теории и политики РАНХиГС (Москва, Россия)

Валерий АНАШВИЛИ, заместитель главного редактора, директор Центра современной философии и социальных наук философского факультета, МГУ им. М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

Игорь БАРЦИЦ, д. ю. н., проф., директор Института государственной службы и управления, РАНХиГС (Москва, Россия)

Джек ГОЛДСТОУН, PhD (Soc.), проф., директор Центра глобальной политики, Университет Джорджа Мэйсона (Фэрфакс, США)

Сергей ДРОБЫШЕВСКИЙ, д. э. н., доцент, директор по научной работе, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Елена КАРПУХИНА, д. э. н., проф., советник ректора, РАНХиГС (Москва, Россия)
Лоуренс КОТЛИКОФФ, PhD (Econ.), проф. экономики, Бостонский университет (Бостон, США)

Юрий КУЗНЕЦОВ, к. э. н., заместитель главного редактора (Москва, Россия)

Вадим НОВИКОВ, старший научный сотрудник РАНХиГС (Москва, Россия)

Александр РАДЫГИН, д. э. н., проф., декан экономического факультета, РАНХиГС (Москва, Россия)

Джеффри САКС, PhD (Econ.), проф., директор Института Земли, Колумбийский университет (Нью-Йорк, США)

Сергей СИНЕЛЬНИКОВ-МУРЫЛЕВ, д. э. н., проф., ректор Всероссийской академии внешней торговли Минэкономразвития России, проректор РАНХиГС, заместитель главного редактора (Москва, Россия)

Юрий ТИХОМИРОВ, д. ю. н., проф., главный научный сотрудник Центра публично-правовых исследований, Институт законодательства и сравнительного правоведения при Правительстве Российской Федерации (Москва, Россия)

Дэниэл ТРЕЙЗМАН, PhD (Gov.), проф., факультет политических наук, Калифорнийский университет (Лос-Анджелес, США)

Павел ТРУНИН, PhD (Econ.), руководитель научного направления «Макроэкономика и финансы», Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Владимир ФАМИНСКИЙ, экономист, научный редактор (Москва, Россия)

Ксения ЮДАЕВА, PhD (Econ.), первый заместитель председателя Центрального банка Российской Федерации (Москва, Россия)

Вениамин ЯКОВЛЕВ, член-корр. РАН, д. ю. н., проф., советник Президента Российской Федерации по правовым вопросам, заведующий кафедрой правового обеспечения рыночной экономики Института государственной службы и управления, РАНХиГС (Москва, Россия)

Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации и Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара

Издается при поддержке Всемирного банка

Оікономіа • Політика

OIKONOMIA • POLITIKA

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ

- Франсуа БУРГИНЬОН**, PhD (Econ.), проф. Парижской школы экономики (Париж, Франция)
Андрей ВОЛКОВ, д. э. н., проф. Московской школы управления «Сколково» (Москва, Россия)
Евгений ГАВРИЛЕНКОВ, д. э. н., профессор НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)
Алан ГЕЛЬБ, PhD (Econ.), старший научный сотрудник Центра глобального развития (Вашингтон, США)
Герман ГРЕФ, к. э. н., президент, председатель правления Сберегательного банка Российской Федерации (Москва, Россия)
Марек ДОМБРОВСКИЙ, PhD (Econ.), проф. Центра социально-экономических исследований (Варшава, Польша)
Владимир ДРЕБЕНЦОВ, к. э. н., главный экономист, вице-президент по внешним связям группы ВР по России и СНГ (Москва, Россия)
Александр ДЫНКИН, д. э. н., проф., академик РАН, директор Института мировой экономики и международных отношений РАН (Москва, Россия)
Леонид ЕВЕНКО, д. э. н., проф., научный руководитель Высшей школы международного бизнеса Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва, Россия)
Александр ЖУКОВ, к. э. н., первый заместитель председателя Государственной думы Федерального собрания Российской Федерации (Москва, Россия)
Михаил ЗАДОРНОВ, к. э. н., председатель правления ФК «Открытие» (Москва, Россия)
Сергей КАРАГАНОВ, д. э. н., проф., декан факультета мировой экономики и мировой политики НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)
Михаил КОПЕЙКИН, д. э. н., проф., член правления, заместитель председателя государственной корпорации «Банк развития и внешнеэкономической деятельности (Внешэкономбанк)» (Москва, Россия)
Алексей КУДРИН, д. э. н., проф., декан факультета свободных искусств и наук Санкт-Петербургского государственного университета, председатель совета фонда «Центр стратегических разработок» (Санкт-Петербург, Россия)
Энн КРЮГЕР, PhD (Econ.), проф. Школы международных исследований им. Пола Нитце Университета Дж. Хопкинса (Вашингтон, США)
Джон ЛИТВАК, PhD (Econ.), ведущий экономист Всемирного банка в Китае (Вашингтон, США)
Елена ЛОБАНОВА, д. э. н., проф., декан Высшей школы финансов и менеджмента Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва, Россия)
Аугусто ЛОПЕС-КЛАРОС, PhD (Econ.), директор офиса по глобальным индикаторам и аналитике Всемирного банка (Вашингтон, США)
Прадип МИТРА, PhD (Econ.), консультант в офисе главного экономиста Всемирного банка (Вашингтон, США)
Сергей МЯСОЕДОВ, д. соц. н., проф., проректор Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, директор Института бизнеса и делового администрирования (Москва, Россия)
Рустем НУРЕЕВ, д. э. н., проф. департамента прикладной экономики факультета экономических наук НИУ «Высшая школа экономики», руководитель департамента экономической теории Финансового университета при Правительстве РФ (Москва, Россия)
Александр РОМАНОВ, д. м. н., проф., член-корреспондент Российской академии медицинских наук, главный врач ФГУ «Центр реабилитации» Управления делами Президента Российской Федерации (Москва, Россия)
Сергей СТЕПАШИН, д. ю. н., проф. (Москва, Россия)
Теодор ШАНИН, д. э. н., PhD (Sociol.), действительный член Российской академии сельскохозяйственных наук, проф. Манчестерского университета, президент Московской высшей школы социальных и экономических наук (Москва, Россия)
Андрей ШАСТИТКО, д. э. н., проф., директор Центра исследований конкуренции и экономического регулирования Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, заместитель декана по научной работе, заведующий кафедрой конкурентной и промышленной политики экономического факультета МГУ им. М.В. Ломоносова (Москва, Россия)
Сергей ШАТАЛОВ, д. э. н., советник Министерства финансов Российской Федерации (Москва, Россия)
Игорь ШУВАЛОВ, к. ю. н., председатель государственной корпорации «Банк развития и внешнеэкономической деятельности (Внешэкономбанк)» (Москва, Россия)
Револьд ЭНТОВ, академик РАН, д. э. н., проф., главный научный сотрудник Института экономической политики им. Е.Т. Гайдара (Москва, Россия)
Евгений ЯСИН, д. э. н., проф., научный руководитель НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

Спонсорская поддержка оказана компанией ВР



© 2018 АНО «Редакция журнала „Экономическая политика“»

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Издатель: АНО «Редакция журнала „Экономическая политика“».

Журнал зарегистрирован в Федеральной службе по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций (РОСКОМНАДЗОР). Свидетельство ПИ № ФС77-25546.

Индекс журнала в каталоге агентства «Роспечать» — 81184.

Индекс журнала в Объединенном каталоге «Пресса России» — 45502.

Редакция журнала:

Ответственный секретарь

ЕЛЕНА РЫБАКОВА

Научные редакторы

ЕВГЕНИЯ АНТОНОВА

ЮРИЙ КУЗНЕЦОВ

ВЛАДИМИР ФАМИНСКИЙ

Литературный редактор и корректор

АЛЕНА ВЛАДЫКИНА

Технический редактор и верстальщик

ТАТЬЯНА КОРОВЕНКОВА

Редактор английских текстов

АЛЕНА НЕЧАЕВА

Позиция авторов представленных в номере статей не всегда совпадает с позицией издателей журнала.

Перепечатка, перевод, а также размещение материалов журнала «Экономическая политика» в Интернете только при согласовании с редакцией. При использовании материалов ссылка на журнал обязательна.

Публикуемые материалы прошли процедуру рецензирования и экспертного отбора.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Publisher: ANO “Editorial Board of the Journal ‘Economic Policy’”.

The journal is registered by the Federal Service for Supervision of Communications, Information Technology, and Mass Media (ROSKOMNADZOR).

PI certificate number FS77-25546.

Editorial staff:

Executive secretary

ELENA RYBAKOVA

Scientific editors

EVGENIA ANTONOVA

YURY KUZNETSOV

VLADIMIR FAMINSKY

Literary editor and proofreader

ALENA VLADYKINA

Layout editor and designer

TATYANA KOROVENKOVA

English language editor

ALENA NECHAEVA

The position of the authors represented in the papers does not always coincide with the position of the publishers of the journal. Reproduction, translation, and placement of the journal “Ekonomicheskaya Politika” [Economic Policy] on the Internet is allowed only in agreement with the publisher. A reference to the journal is required.

Published materials underwent the procedure of reviewing and expert selection.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol. 13 No. 3 June 2018

Editor-in-Chief Vladimir MAU

Dr. Sci. (Econ.), PhD (Econ.), Prof., Rector of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA) (Moscow, Russian Federation)

Editorial Board

- Abel AGANBEGYAN, Academician, Dr. Sci. (Econ.), Prof., RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Valery ANASHVILI, Deputy Editor-in-Chief, Head of the Center of Contemporary Philosophy and Social Sciences, Faculty of Philosophy, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russian Federation)
- Igor BARTSITS, Dr. Sci. (Law), Prof., Director of the International Institute of Public Administration and Management, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Sergey DROBYSHEVSKY, Dr. Sci. (Econ.), Assoc. Prof., Scientific Director, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)
- Vladimir FAMINSKY, Economist, Scientific Editor (Moscow, Russian Federation)
- Jack GOLDSTONE, PhD (Soc.), Hazel Professor of Public Policy, Director, Center for Global Policy, George Mason University (Fairfax, USA)
- Elena KARPUKHINA, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Advisor to the Rector, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Laurence KOTLIKOFF, PhD (Econ.), William Fairfield Warren Prof., Prof. of Economics, Boston University (Boston, USA)
- Yuriy KUZNETSOV, Cand. Sci. (Econ.), Deputy Editor-in-Chief (Moscow, Russian Federation)
- Vadim NOVIKOV, Senior Researcher, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Alexander RADYGIN, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Dean of the Faculty of Economics, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Jeffrey SACHS, PhD (Econ.), Prof., Director of the Earth Institute, Columbia University (New York, USA)
- Sergey SINELNIKOV-MURYLEV, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Rector, Russian Foreign Trade Academy of the Ministry of Economic Development; Vice-Rector, RANEPA; Deputy Editor-in-Chief (Moscow, Russian Federation)
- Yury TIHOMIROV, Dr. Sci. (Law), Prof., Chief Research Associate, Public Law Research Center, Institute of Legislation and Comparative Law under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
- Daniel TREISMAN, PhD (Gov.), Prof., Department of Political Science, University of California (Los Angeles, USA)
- Pavel TRUNIN, PhD (Econ.), Head of the Center for Macroeconomics and Finance, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)
- Veniamin YAKOVLEV, Corresponding Member of the Russian Academy of Sciences, Dr. Sci. (Law), Prof., Legal Advisor to the President of the Russian Federation; Head of Department for Legal Support of Market Economy, Institute of Public Administration and Civil Service, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Ksenia YUDAEVA, PhD (Econ.), First Deputy Governor, Central Bank of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

**The Russian Presidential Academy
of National Economy and Public Administration
and The Gaidar Institute for Economic Policy**

With the support by the World Bank

Οικονομία • Πολιτικά

ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ • POLITIKA

EDITORIAL COUNCIL

- François BOURGUIGNON**, PhD (Econ.), Prof., Paris School of Economics (Paris, France)
Marek DABROWSKI, PhD (Econ.), Prof., the Center for Social and Economic Research (Warsaw, Poland)
Vladimir DREBENTSOV, Cand. Sci. (Econ.), Vice-President for Foreign Relations, Chief Economist for Russia and the CIS, BP Group (Moscow, Russian Federation)
Alexander DYNKIN, Academician, Dr. Sci. (Econ.), Director of the Institute of World Economy and International Relations (Moscow, Russian Federation)
Revold ENTOV, Academician, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Principal Researcher, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)
Leonid EVENKO, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Academic Advisor of the Higher School of International Business, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russian Federation)
Eugeny GAVRILENKOV, Dr. Sci. (Econ.), Prof., National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
Alan GELB, PhD (Econ.), Senior Fellow, Center for Global Development (Washington, USA)
Herman GREF, Cand. Sci. (Econ.), CEO, Chairman of the Executive Board of Sberbank of Russia (Moscow, Russian Federation)
Sergey KARAGANOV, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Dean of the Faculty of World Economy and International Affairs, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
Mikhail KOPEIKIN, Dr. Sci. (Econ.), Prof., National Research University Higher School of Economics; Deputy Chairman of State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)
Anne KRUEGER, PhD (Econ.), Prof., Paul H. Nitze School of Advanced International Studies, Johns Hopkins University (Washington, USA)
Alexey KUDRIN, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Dean of the Faculty of Liberal Arts and Sciences, Saint Petersburg State University; Chairman of the Board at the Center for Strategic Research Foundation (Saint Petersburg, Russian Federation)
John LITWACK, PhD (Econ.), Lead Economist for China, World Bank (Washington, USA)
Elena LOBANOVA, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Dean of the Higher School of Finance and Management, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russian Federation)
Augusto LOPEZ-CLAROS, PhD (Econ.), Prof., Director of Global Indicators and Analysis, World Bank (Washington, USA)
Pradeep MITRA, PhD (Econ.), Consultant of the Chief Economist, Europe and Central Asia Region, World Bank (Washington, USA)
Sergey MYASOEDOV, Dr. Sci. (Sociol.), Prof., Director of the Institute of Business Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russian Federation)
Rustem NUREEV, Dr. Sci. (Econ.), Prof. of Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, National Research University Higher School of Economics; Head of Department of Economic Theory, Financial University under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
Alexander ROMANOV, Dr. Sci. (Med.), Prof., Corresponding Member of the Russian Academy of Medical Sciences, Federal Rehabilitation Centre under the Administrative Directorate of the President of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
Teodor SHANIN, Dr. Sci. (Econ.), PhD (Sociol.), Prof., Full Member of the Russian Academy of Agricultural Sciences, Rector of the Moscow School of Social and Economic Sciences, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russian Federation)
Andrey SHASTITKO, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration; Deputy Dean for Scientific Work, Head of Department of Competition and Industrial Policy, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russian Federation)
Sergey SHATALOV, Dr. Sci. (Econ.), Advisor to the Ministry of Finance of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
Igor SHUVALOV, Cand. Sci. (Law), Chairman of State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)
Sergey STEPASHIN, Dr. Sci. (Law), Prof. (Moscow, Russian Federation)
Andrey VOLKOV, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Moscow School of Management Skolkovo (Moscow, Russian Federation)
Yevgeny YASIN, Dr. Sci. (Econ.), Prof., Academic Supervisor of the National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
Mikhail ZADORNOV, Cand. Sci. (Econ.), President and Chairman of the Management Board, Otkritie FC Bank (Moscow, Russian Federation)
Alexander ZHUKOV, Cand. Sci. (Econ.), Deputy Chairman of the State Duma of the Federal Assembly of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Sponsorship provided by BP



СОДЕРЖАНИЕ

Экономическая политика

- Максим Орешкин
Перспективы экономической политики **8**

Государственное регулирование экономики

- Вадим Радаев
К оценке регулирующего воздействия Закона о торговле:
накапливаются ли эффекты **28**

- Екатерина Маковлева
Инструменты и методы противодействия недобросовестному
исполнению государственного контракта **62**

- Андрей Никитин
Развитие системы мониторинга эффективности
управленческих команд в регионах России **82**

Торговая политика

- Галина Баландина, Юрий Пономарев,
Сергей Синельников-Мурылев, Андрей Точин
Таможенное администрирование в России:
направления совершенствования **106**

Финансовые рынки

- Антон Скроботов, Никита Фокин
Тестирование асимметричной сходимости реального обменного
курса к равновесному во время режима управляемого курса рубля **132**

Экономика здравоохранения

- Андрей Аистов, Екатерина Александрова
Постконтрактный оппортунизм на рынке добровольного
медицинского страхования **148**

Экономика образования

- Евгений Романов
Высшее образование: состояние и перспективы развития **182**

Региональная экономика

- Иван Любимов, Мария Лысюк, Маргарита Гвоздева
Использование теории сетей при составлении рейтингов развития
региональных экономик **206**

Экономика и окружающая среда

- Алексей Кокорин, Владимир Поташников
Глобальный низкоуглеродный тренд развития как движущая
сила реализации Парижского соглашения **234**

C O N T E N T S

Economic Policy

MAXIM ORESHKIN Prospects of Economic Policy	8
--	----------

Economic Regulation

VADIM RADAEV One More Regulatory Impact Assessment of the Trade Law: Are There Cumulative Effects over Time?	28
--	-----------

EKATERINA MAKOVLEVA Tools and Methods for Resistance to Unfair Execution of a Government Contract	62
---	-----------

ANDREY NIKITIN Development of the Monitoring System for Management Team Effectiveness in Russian Regions	82
--	-----------

Trade Policy

GALINA BALANDINA, YURIY PONOMAREV, SERGEY SINELNIKOV-MURYLEV, ANDREY TOCHIN Customs Administration in Russia: Directions of Improvement	106
--	------------

Financial Markets

ANTON SKROBOTOV, NIKITA FOKIN Testing Asymmetric Convergence of the Real Exchange Rate to Equilibrium During Ruble Exchange Rate Targeting	132
--	------------

Health Economics

ANDREY AISTOV, EKATERINA ALEKSANDROVA Ex Post Moral Hazard in Private Health Insurance	148
---	------------

Education Economics

EVGENY ROMANOV Higher Education: Current State and Development Prospects	182
---	------------

Regional Economics

IVAN LYUBIMOV, MARGARITA GVOZDEVA, MARIA LYSYUK Measuring Regional Development with the Network Theory Approach	206
--	------------

Environmental Economics

ALEXEY KOKORIN, VLADIMIR POTASHNIKOV Global Low Carbon Trend of Development as a Driving Force for Paris Agreement Implementation	234
---	------------

Экономика здравоохранения**ПОСТКОНТРАКТНЫЙ ОПОРТУНИЗМ
НА РЫНКЕ ДОБРОВОЛЬНОГО
МЕДИЦИНСКОГО СТРАХОВАНИЯ****Андрей АИСТОВ, Екатерина АЛЕКСАНДРОВА**

Андрей Валентинович Аистов — кандидат физико-математических наук, доцент, научный сотрудник Международного центра экономики, управления и политики в области здоровья, Санкт-Петербургская школа экономики и менеджмента, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (194100, РФ, Санкт-Петербург, Кантемировская ул., 3а); доцент кафедры экономической теории и эконометрики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (603155, РФ, Нижний Новгород, Большая Печерская ул., 25/12).
E-mail: aaistov@hse.ru

Екатерина Александровна Александрова — кандидат экономических наук, доцент, заведующий Международным центром экономики, управления и политики в области здоровья, доцент департамента экономики, Санкт-Петербургская школа экономики и менеджмента, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (194100, РФ, Санкт-Петербург, Кантемировская ул., 3а).
E-mail: ea.aleksandrova@hse.ru

Аннотация

Статья посвящена выявлению признаков оппортунистического поведения страхователей на российском рынке медицинского страхования. Под оппортунизмом понимается поведение респондентов, увеличивающее стоимость медицинского обслуживания или повышающее вероятность наступления страхового случая. Целью исследования является выявление постконтрактного оппортунизма, проявляющегося в периоды действия полисов медицинского страхования. Источником данных для представленных в работе эмпирических оценок является Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE) за 2000–2015 годы. Возможными признаками оппортунистического поведения являются повышение частоты посещения врачей, рост потребления табачных и алкогольных изделий, снижение физических нагрузок и самооценок здоровья. С целью выявления указанных выше эффектов в работе оцениваются параметры регрессионных моделей упорядоченного выбора для каждого из перечисленных признаков. Контроль наличия у респондентов предконтрактного оппортунистического поведения реализуется введением в модели индивидуальных фиксированных эффектов. Регрессионный анализ выявил статистически значимый рост частоты посещения респондентами врачей, частоты потребления алкогольных напитков и снижение самооценок здоровья в периоды действия полисов ДМС. Полученные результаты могут быть приняты к сведению страховыми компаниями при заключении договоров ДМС.

Ключевые слова: постконтрактный оппортунизм, медицинское страхование, РМЭЗ НИУ ВШЭ, панельные данные, модели упорядоченного выбора.

JEL: I130, C250.

Статья подготовлена на основе исследования «Развитие и совершенствование технологии оценки качества жизни и здоровья населения», поддержанного НИУ ВШЭ — Санкт-Петербург в 2018 году. Авторы благодарят всех участников семинара Международного центра экономики, управления и политики в области здоровья, проведенного 27 февраля 2017 года в НИУ ВШЭ — Санкт-Петербург, и заведующего центром Кристофера Дж. Герри за активное обсуждение настоящей работы и ценные советы, полученные в ходе написания данной статьи.

Введение

Риск недобросовестного поведения застрахованного лица (*moral hazard*)¹ является одной из ситуаций асимметрии информации в теории контрактов [Argow, 1963; Pauly, 1968]. Принято разделять два вида подобного недобросовестного поведения на предконтрактный и постконтрактный оппортунизм. В данной статье мы анализируем последний, когда после заключения контракта застрахованное лицо снижает усилия по предотвращению наступления страхового случая. Подобный тип поведения иногда ассоциируют с проблемой отрицательного отбора.

Оба явления (отрицательный отбор и постконтрактное оппортунистическое поведение) увеличивают вероятность наступления страховых случаев и рост страховых выплат [Chiappori, Salanie, 2000]. Это приводит к невозможности разделения эффектов отрицательного отбора и постконтрактного оппортунизма в некоторых эконометрических моделях [Vajari et al., 2014]. В связи с этим получение эмпирических свидетельств наличия или отсутствия оппортунистического поведения страхователей представляет интерес не только для практиков (для оптимального развития рынка страховых услуг), но и с точки зрения совершенствования эконометрического инструментария.

В настоящей работе мы анализируем проявление постконтрактного оппортунизма на примере приобретения страхователями полисов добровольного медицинского страхования.

Данный вид страхования появился в России в 1991 году благодаря принятию закона РСФСР от 28.06.91 № 1499–1 «О медицинском страховании граждан в РСФСР». После некоторых законодательных преобразований в 1993–1994 и 1995 годах, расширивших программы ДМС и повысивших требования к страховщикам, ДМС продолжает существовать в России до настоящего времени параллельно с обязательным медицинским страхованием (ОМС). Одной из причин сосуществования двух типов медицинского страхования является спрос страхователей и застрахованных лиц на расширение спектра медицинских услуг и повышение их качества. Фискальной поддержкой существования ДМС является предоставление налоговых льгот как физическим, так и юридическим лицам, направившим свои средства в фонды здравоохранения путем приобретения полисов данного вида страхования.

¹ Нет единого мнения относительно того, какой из переводов этого термина является более корректным. Наиболее распространенные варианты — оппортунистическое поведение, постконтрактный оппортунизм, недобросовестное поведение застрахованного лица.

Говоря об актуальности и особенностях настоящего исследования, следует упомянуть зарубежные рандомизированные эксперименты: ОНIE (Oregon Health Insurance Experiment) 2008 года² и RAND Health Insurance Experiment, начатый в 1971 году³. Эти эксперименты были проведены для оценки воздействия программ медицинского страхования на объем потребления медицинских услуг и здоровье населения. Чтобы предотвратить возникновение эффекта отрицательного отбора, организаторы случайным образом выбирали лиц в группу воздействия (респонденты, получившие медицинскую страховку) и в контрольную группу (незастрахованные респонденты). В использованных нами данных для проведения настоящего исследования присутствуют респонденты, которым добровольное медицинское страхование оплачивало предприятие. Понятно, что их здоровье в среднем может отличаться в лучшую сторону от здоровья неработающих респондентов, но в рамках оплачиваемого предприятием страхования отсутствует отрицательный отбор на индивидуальном уровне — при попадании респондентов в категорию застрахованных. Данный факт дает нам возможность отделить эффект постконтрактного оппортунистического поведения от явления отрицательного отбора.

Упомянутый выше отрицательный отбор (являющийся следствием асимметрии информации) волнует не только ученых-исследователей, но и страховщиков. Обычно страховые компании подвергаются повышенным экономическим рискам, заключая договоры ДМС с отдельными гражданами, поскольку эти договоры чаще всего приобретаются страхователями целенаправленно для получения медицинских услуг, соответствующих имеющимся у них заболеваниям, — речь идет о явлении отрицательного отбора. Учитывая этот факт, страховщики рассчитывают страховые взносы для индивидуальных страхователей на основе медицинских анкет-заявлений. После этого потенциальному клиенту в большинстве случаев называют достаточно высокую (чаще всего невыгодную для него) стоимость договора либо предлагают другую схему страхования — депозитную⁴, которая покрывает повышенные расходы страховых компаний на медицинское обслуживание таких клиентов. Представители страховых компаний подтверждают высокий риск отрицательного отбора при заключении договоров ДМС с физическими лицами⁵ и предпочитают работать с предприятиями (организациями).

² <http://www.nber.org/oregon/1.home.html>.

³ <http://www.rand.org/health/projects/hie.html>.

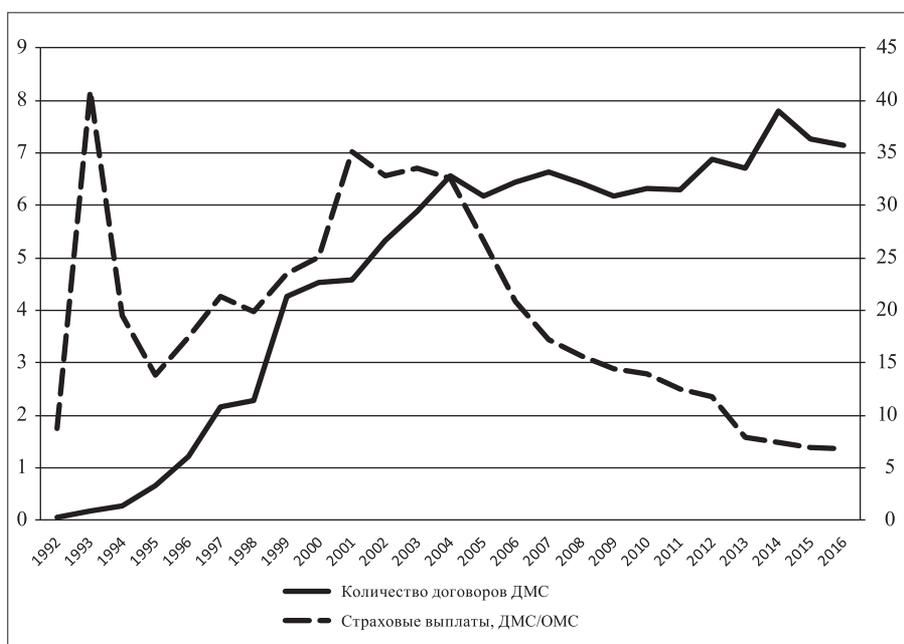
⁴ <https://insur-portal.ru/dms/riskovoe-i-depozitnoe>.

⁵ В используемой ниже терминологии это респонденты, оплатившие договор ДМС самостоятельно.

1. Рынок ДМС в России

В настоящее время наряду с платными медицинскими услугами, за которые необходимо расплатиться «на месте», россияне могут пользоваться услугами, предоставляемыми в рамках полисов ОМС и ДМС.

С момента появления ДМС на российском рынке страховых услуг примерно до 2004 года наблюдались относительно высокие темпы роста числа ежегодно заключаемых договоров. Это иллюстрирует график, построенный на основе данных Единой межведомственной информационно-статистической системы (ЕМИСС)⁶, — сплошная линия на рис. 1⁷. С 2004 года рост числа договоров заметно замедлился. В 2006–2016 годах количество договоров колебалось в пределах 9–11,4 млн в год. Договорами было охвачено 6–8% населения РФ.



Источник: рассчитано по данным ЕМИСС.

Рис. 1. Количество ежегодно заключенных договоров ДМС в % от численности населения РФ (левая ось) и объем выплат по договорам ДМС в % от выплат по договорам ОМС (правая ось)

⁶ <https://www.fedstat.ru/indicator/31143>.

⁷ Для наглядности с целью отображения масштабов рассматриваемых величин мы взвесили количество заключенных договоров на численность населения Российской Федерации в соответствующие годы.

Бурный рост числа заключенных договоров (до середины первого десятилетия XXI века) происходил благодаря увеличению количества страховых компаний, предоставляющих услуги ДМС, росту числа частных клиник, обслуживающих клиентов с полисами ДМС, и увеличению популярности предоставления полисов ДМС частными корпорациями своим работникам (в программы данного вида страхования начали включать стоматологию).

Указанные выше причины роста числа договоров ДМС сказались и на относительном увеличении суммарных выплат. В частности, в 2001–2004 годах выплаты по договорам ДМС превысили 30% от суммы выплат по договорам ОМС.

Следует отметить, что относительное отставание рынка ДМС от ОМС не является свидетельством снижения его популярности в России. Рост числа договоров говорит о продолжающемся увеличении его объема. Кроме того, данные ЕМИСС показывают устойчивый рост объема рынка ДМС в денежном выражении. Например, страховые премии, ежегодно собиравшиеся страховыми организациями по договорам ДМС, и соответствующие выплаты по договорам ДМС за 16-летний период (с 2000 по 2015 годы) выросли более чем на порядок (в номинальном выражении)⁸. Это существенно выше инфляции — индекс потребительских цен за соответствующий период, по данным Федеральной службы государственной статистики, вырос лишь в 4,7 раза⁹.

На долю ДМС приходится 5,4% от числа всех (1,54 млрд) совершенных медицинских приемов. При общих затратах на медицинские приемы в 2015 году в размере 2090,8 млрд руб. доля ДМС составляет 125,9 млрд руб.¹⁰

Основная часть рынка ДМС приходится на корпоративных клиентов ввиду оптимальности подобного вида страхования для страховщиков; кроме этого, ДМС сотрудников позволяет компаниям получить льготы по налогообложению. В результате, например, в Москве и Санкт-Петербурге, по данным экспертов, ДМС на 95% является корпоративным страхованием. В регионах компании страхуют своих работников реже и, если страхуют, предпочитают депозитное страхование и использование ДМС для финансирования собственной медсанчасти или организации лечения сотрудников в санаториях и профилакториях.

⁸ Сумма премий (взносов) выросла с 12,8 млрд руб. в 2000 году до 130,2 млрд руб. в 2015 году, выплат — с 6,9 млрд руб. в 2000 году до 101,1 млрд руб. в 2015 году.

⁹ http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/tab-potr1.htm.

¹⁰ По данным BusinesStat, 2016: Анализ рынка медицинских услуг в России в 2011–2015 гг., прогноз на 2016–2020 гг. <http://businesstat.ru/russia/services/health/medicine>.

2. Обзор литературы

В теоретических моделях постконтрактное оппортунистическое поведение обычно «измеряется» через избыточное потребление медицинских услуг [Woone, 2015].

Наиболее близкой к теме нашего исследования эмпирической работой является статья [Khwaja, 2010]. В более ранней версии своей работы автор [Khwaja, 2006] использует термин «оппортунистическое поведение». В работе [Khwaja, 2010] этот термин не применяется, но методология и основные результаты остались прежними. Автором проведен анализ *Medicare* — крупной федеральной программы страхования пожилого населения и инвалидов США [Khwaja, 2006; 2010]. Выполнены эмпирические оценки параметров модели жизненного цикла с эндогенно входящим в нее решением о медицинском страховании, потреблением медицинских услуг, алкогольных и табачных изделий, занятием физическими упражнениями. Оценки выполнены на основе панельных данных Health and Retirement Study (HRS) 1991–1998 годов. Особенности поведения респондентов, по которым можно судить о проявлениях оппортунистического поведения, в работах [Khwaja, 2006; 2010] кодировались следующим образом. Самооценки здоровья имели шесть градаций — от «совсем плохого» до «идеального». Потребление алкоголя, курение и пользование медицинскими услугами имели лишь три градации. Физические упражнения кодировались бинарной переменной.

Основными целями работ [Khwaja, 2006; 2010] являлись калибровка параметров теоретической модели и выполнение на ее основе некоторых прогнозов, связанных с проведением реформы страхования, тем не менее мы можем сделать из этих работ полезные выводы для нашего исследования. К ним, во-первых, относится эмпирическое подтверждение тезиса, что медицинское обслуживание и физические упражнения «производят» здоровье, алкоголь и курение — его разрушают. Это позволяет нам использовать данные показатели в качестве прокси-переменных для «запасов» здоровья [Grossman, 1972] при выполнении настоящего эмпирического исследования. Во-вторых, в модель заложена возможность выявления постконтрактного оппортунистического поведения в форме изменения уровней потребления алкогольных напитков и табачных изделий и снижения интенсивности физических упражнений в периоды действия медицинского страхования. Эффекты оппортунистического поведения действительно были подтверждены эмпирически [Khwaja, 2006; 2010] для пожилых людей. У молодого поколения согласно оценкам автора [Khwaja, 2006; 2010] наблюдался обратный оппортунистическому поведению эффект — *moral hazard premium*.

В работе [Dong, 2013] использована та же база данных, что и в: [Khwaја, 2006; 2010], но первый автор ограничилась выборкой работающих (не вышедших на пенсию) мужчин 51–70 лет, выполнив эмпирические оценки на данных 2000 года (с лагированными переменными 1996 и 1998 годов) и объединенной (пул) выборке 2000, 2002 и 2004 годов (с лагированными переменными 1996 и 1998 годов). В этом исследовании индикатором нездорового образа жизни было чрезмерное потребление алкоголя. Автор выявила, что поведенческий постконтрактный оппортунизм проявлялся в большей степени у страхователей и застрахованных лиц, пренебрегавших здоровым образом жизни до момента страхования (оппортунизм складывался с эффектами отрицательного отбора и *ex ante* оппортунизма). Контроль робастности вывода об избирательном воздействии страховки на различные когорты респондентов был выполнен выбором курения в качестве индикатора поведения, наносящего вред здоровью. Медицинская страховка не приводила к тому, что некурящие начинали курить. К сожалению, потребление табачных изделий является бинарной переменной в данных HRS, поэтому влияние страховки на объем потребления табака среди куривших выявить не удалось.

Интересуясь объемом потребления медицинских услуг, Йинин Донг [Dong, 2013] предложила различать прямой и косвенный эффекты страхования. Первый заключается в том, что медицинская страховка снижает стоимость медицинского обслуживания, в результате страхователи чаще или дольше пользуются медицинскими услугами. Оппортунистическое поведение (потребление алкоголя) в периоды действия страхового медицинского полиса, по словам автора, оказывает косвенное влияние на рост потребления медицинских услуг.

К сожалению, в ряде случаев постконтрактный оппортунизм трудно выявить эмпирически на фоне отрицательного отбора. Для каждого конкретного случая (страны) приходится использовать свою методику, зависящую от институциональных особенностей страховой медицины. Например, в работах [Liu et al., 2012; Nguyen, 2014] упор сделан на то, что признаком отрицательного отбора может быть факт приобретения страховки. Среди респондентов, получающих страховой полис бесплатно, явление отрицательного отбора менее вероятно по сравнению с людьми, приобретающими полис за свой счет. Аналогичным образом предложено разделять респондентов с постконтрактным оппортунистическим поведением; контрольной группой (без такого рода поведения) в ходе эмпирических оценок могут быть респонденты, не приобретающие полисы медицинского страхования [Liu et al., 2012]. Однако данное утверждение не может быть бесспорным. Например, на данных по Вьетнаму Минх Тхи

Нгуэн [Nguyen, 2014] показала, что респонденты, уклоняющиеся от приобретения полисов ДМС, являются в среднем более здоровыми. На основе этого вывода можно прийти к заключению о возможной несостоятельности эмпирических оценок, полученных Нгуэн [Nguyen, 2014] с использованием склонности попадания в группу воздействия (Propensity Score Matching, PSM), так как контрольная группа подвержена эффекту, противоположному отрицательному отбору.

Сложности с разделением эффектов отрицательного отбора и постконтрактного оппортунистического поведения достаточно часто встречаются в эмпирических исследованиях. Примером может служить работа [Kim et al., 2015], в которой авторы признают возможность смещения полученных ими PSM оценок различий в потреблении медицинских услуг застрахованными и незастрахованными клиентами. Авторы использовали данные Korea Welfare Panel Study (KoWePS) 2008–2012 годов, ограничив выборку респондентами, не менявшими свой статус медицинского страхования в течение всего пятилетнего периода. Согласно их оценкам застрахованные клиенты чаще обращались в медицинские учреждения и дольше находились в больницах. Отсутствие в выборке эпизодов смены статуса страхования не позволило авторам проконтролировать ненаблюдаемые индивидуальные особенности респондентов и отделить отрицательный отбор и предконтрактное оппортунистическое поведение от постконтрактного оппортунистического поведения.

Одним из вариантов разделения указанных выше эффектов является использование данных, полученных в ходе естественных экспериментов. Примером может служить исследование [Simon et al., 2017]. Авторы анализировали воздействие программы *Medicaid*¹¹ на превентивное лечение, рискованное для здоровья поведение и самооценки здоровья респондентами. В работе [Simon et al., 2017] использован метод «разность разностей» с выбором в качестве контрольной группы тех штатов, в которых *Medicaid* не была принята. Группой воздействия являлись штаты, принявшие данную программу. Авторы указанной работы [Simon et al., 2017] обнаружили, что распространение программы *Medicaid* улучшило самооценки здоровья респондентами и у взрослых респондентов, не имевших детей, уменьшило число дней, в течение которых проблемы со здоровьем мешали выполнению повседневных действий.

Одним из достоинств работы [Simon et al., 2017] является дискуссия по поводу предконтрактного оппортунистического поведения. К нему относится поведение респондентов, повышающее вероят-

¹¹ <https://www.medicaid.gov/medicaid/index.html>.

ность нанесения ущерба своему здоровью и, соответственно, повышающее медицинские расходы. Примером могут служить курение, потребление алкоголя, отсутствие профилактических физических упражнений и т. п. Отмечено, что вопрос об изменении такого поведения после приобретения страхового полиса или введения различных программ медицинской помощи населению остается открытым [Simon et al., 2017].

Выводы некоторых авторов, использующих различные источники данных, иногда противоречат друг другу. Например, в работе [Barbaresco et al., 2015] проанализирован эффект расширения программы медицинской помощи *Patient Protection and Affordable Care Act (ACA)*¹², вступившей в силу в сентябре 2010 года в США. Данная поправка к закону позволила иждивенцам пользоваться медицинской страховкой родителей до 26-летнего возраста. Авторы использовали метод «разность разностей», рассмотрев в качестве группы воздействия респондентов в возрасте 23–25 лет, а 27–29-летних поместили в контрольную группу. Согласно полученным эмпирическим оценкам поправка к закону повысила склонность респондентов к страхованию, вероятность их обращения к врачам общей практики и самооценки здоровья. В качестве негативных эффектов авторы отметили рост потребления алкогольных напитков и отсутствие изменений в объемах профилактического лечения. Анализ на подвыборках выявил наиболее сильные изменения в поведении мужчин и выпускников колледжей.

Чарльз Кортманчи и Даниэла Запата [Courtemanche, Zapata, 2014] анализировали последствия реформы здравоохранения в штате Массачусетс¹³. Для своих эмпирических оценок авторы использовали результаты телефонного опроса Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS)¹⁴ — ежегодные кросс-секции 2001–2010 годов. Выборку респондентов они ограничили возрастом 18–64 лет. Основным инструментом являлся метод «разность разностей» для пробит-модели упорядоченного выбора — авторов в первую очередь интересовали изменения самооценок здоровья респондентов в ходе реализации реформы. В группу воздействия были включены жители штата Массачусетс, в контрольную группу — респонденты других штатов, в которых аналогичные реформы не проводились. Согласно оценкам авторов исследования [Courtemanche, Zapata, 2014] результатом проведения реформы явился сдвиг распределения ответов респондентов в сторону улучшения самооценок здоровья. В качестве проверки робастности полученных результатов авторы

¹² <https://obamacarefacts.com/affordablecareact-summary/>.

¹³ <http://www.mass.gov/ocabr/insurance/health-insurance/ma-health-care-reform.html>.

¹⁴ <http://health.mo.gov/data/brfss/index.php>.

[Courtemanche, Zapata, 2014] оценили влияние реформы на более узкие объективные характеристики здоровья, такие как количество дней с плохим самочувствием в течение последнего месяца и т. п. Также ими были рассмотрены прокси-переменные для превентивных оздоровительных мер (здоровый образ жизни), к которым они отнесли отказ от курения и длительность ежедневных физических упражнений. Статистически значимые изменения превентивных мер обнаружены не были.

Иные результаты относительно здорового образа жизни были получены Дхавалом Дейвом и Робертом Кестнером [Dave, Kaestner, 2009]. Они рассмотрели краткосрочные эффекты *Medicare*. Авторы обнаружили, что при контроле в эмпирических моделях на статус занятости и визиты к врачу результаты для мужчин показывали снижение интенсивности оздоровительных физических упражнений и увеличение ежедневного потребления алкогольных и табачных изделий. В отношении упомянутых выше эффектов в работе [De Preux, 2011] подтверждено лишь снижение физической активности.

В работе [Simon et al., 2017] отмечено, что разброс результатов, полученных разными авторами на данных BRFSS, может быть объяснен рядом причин. Во-первых, эти данные не имеют панельного характера, а являются повторяющимися кросс-секциями. Это не позволяет исследователям рассмотреть смену поведения отдельных индивидуумов после получения полиса страхования. Во-вторых, BRFSS содержит достаточно большое число пропусков ответов респондентов, что затрудняет корректный выбор контрольной группы и группы воздействия при использовании методологии «разность разностей». В-третьих, в BRFSS переменная, отражающая доходы респондентов, является категориальной (не непрерывной) — это может привести в некоторых случаях к ошибкам контроля доходов или классификации респондентов по доходам. В-четвертых, до 2014 года BRFSS не давала информации об источниках получения респондентами полисов медицинского страхования.

Несмотря на отмеченные недостатки одной из упомянутых выше баз данных выводы, полученные на основе естественных экспериментов, являются хорошим подтверждением робастности эмпирических оценок предыдущих авторов, выполненных достаточно простыми методами. Например, Андерсон Станциоле [Stanciole, 2008] использовал данные Panel Study of Income Dynamics (PSID) 1999, 2001 и 2003 годов для оценки параметров структурных моделей, описывающих решение респондентов о страховании и нездоровом образе жизни. Признаками последнего являлись чрезмерное курение, потребление алкоголя, отсутствие физических упражнений и избыточный вес. Автором выявлена положительная связь

(при прочих равных условиях, определяемых большим набором контролируемых переменных) факта страхования с повышенным потреблением сигарет, отсутствием физических упражнений и избыточным весом. Согласно оценкам автора частота потребления алкоголя у застрахованных респондентов оказалась ниже, чем у незастрахованных.

К сожалению, в описанные выше оценки Станциоле [Stanciole, 2008] дает большой вклад кросс-секционная составляющая (из-за отсутствия лагированных переменных и/или учета панельной структуры данных), поэтому полученные выводы нельзя считать чистым постконтрактным оппортунистическим поведением — в них присутствует значительная доля *ex ante* эффектов¹⁵.

Неизменным с точки зрения согласованности выводов разных авторов является положительное влияние медицинского страхования на рост вероятности обращения за медицинской помощью и объем потребления медицинских услуг. Примером является исследование [Eldridge et al., 2017], где использовались данные National Health Survey (NHS) Австралии 2004–2005 годов. В выборку были включены респонденты старше 21 года, принадлежавшие односемейным домохозяйствам. В своем исследовании авторы сосредоточились на программах ДМС, покрывающих расходы на госпитализацию, и показали наличие постконтрактного оппортунизма, проявляющегося в повышении вероятности обращения в больницу. Аналогичные результаты были получены Астрид Киил и Джейкобом Арендтом [Kiil, Arendt, 2017] для Дании.

3. Данные и методы

Приведенный обзор литературы показывает, что для выявления признаков постконтрактного оппортунистического поведения застрахованных респондентов могут быть использованы следующие показатели: увеличение частоты посещений врача, рост объемов потребления табачных изделий и алкоголя, снижение физических нагрузок в рамках оздоровительной физкультуры, снижение самооценок собственного здоровья.

При выполнении эмпирических оценок нами использованы результаты опроса RLMS-HSE¹⁶. Одним из достоинств этого ежегодного

¹⁵ Ситуация усугубляется тем, что данные *PSID* не позволяют разделить медицинские страховки, оплаченные респондентами самостоятельно, работодателем и полученные в рамках государственных программ.

¹⁶ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE), проводимый НИУ ВШЭ и ООО «Демоскоп» при участии центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. <http://www.hse.ru/rlms>; <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms>.

репрезентативного¹⁷ опроса российских домохозяйств является высокая панельная составляющая.

Сведения о наличии у респондентов полисов ДМС доступны в базе данных RLMS-HSE с 2000 года¹⁸.

Индикаторы оппортунистического поведения

Частота визитов к врачу¹⁹ в описываемом ниже исследовании кодируется следующим образом: 1 — менее одного раза в год, 2 — один раз в год, 3 — два-три раза в год, 4 — один раз в месяц, 5 — несколько раз в месяц. Распределения ответов мужчин и женщин на вопрос, насколько часто они посещают врача, построенные по данным RLMS-HSE, представлены на рис. 2²⁰.

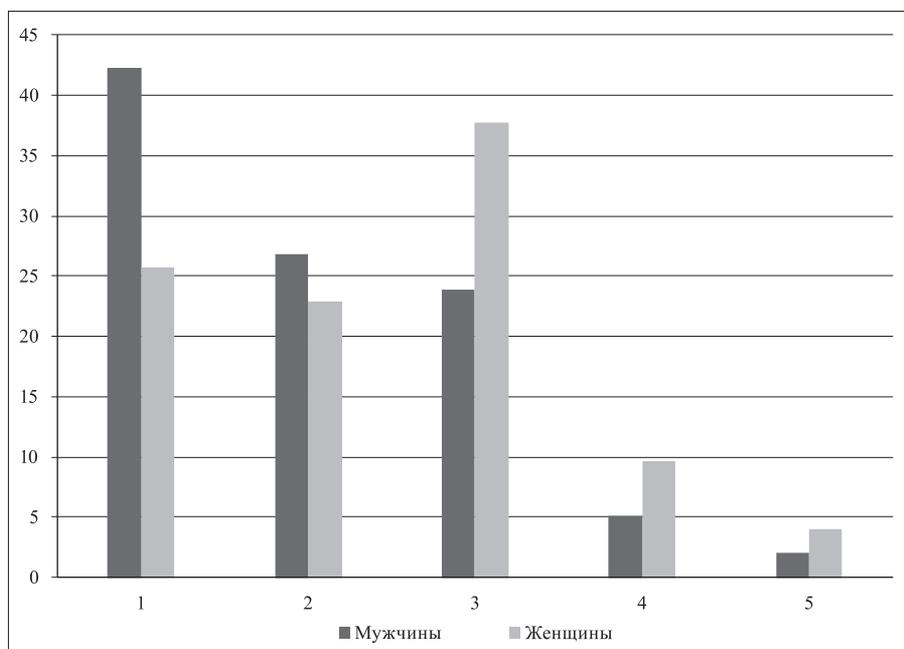


Рис. 2. Распределение ответов респондентов на вопрос о том, как часто они посещают врача, 2004–2015 годы (%)

¹⁷ Доступные в базе данных весовые множители «...приводят показатели выборки к параметрам генеральной совокупности по полу, возрасту и типу поселения». <https://www.hse.ru/rims/faq>.

¹⁸ Начиная с 2000 года респондентов (старше 13 лет) спрашивали: «У Вас есть договор на дополнительное добровольное медицинское страхование, обслуживание с какой-нибудь страховой фирмой, поликлиникой, больницей, медицинским центром?»

¹⁹ Ответы на вопрос анкеты RLMS-HSE: «...как часто Вы посещаете врача в течение года?»

²⁰ К сожалению, данный вопрос присутствует в анкетах RLMS-HSE лишь с 2004 года.

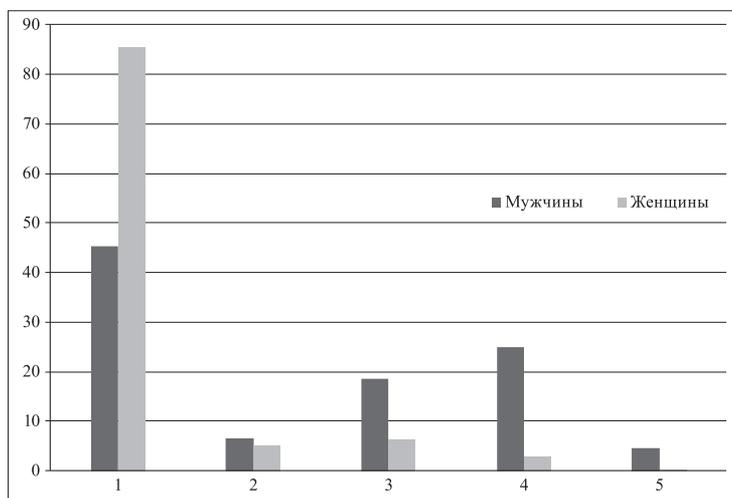


Рис. 3. Потребление сигарет, 2000–2015 годы (%)

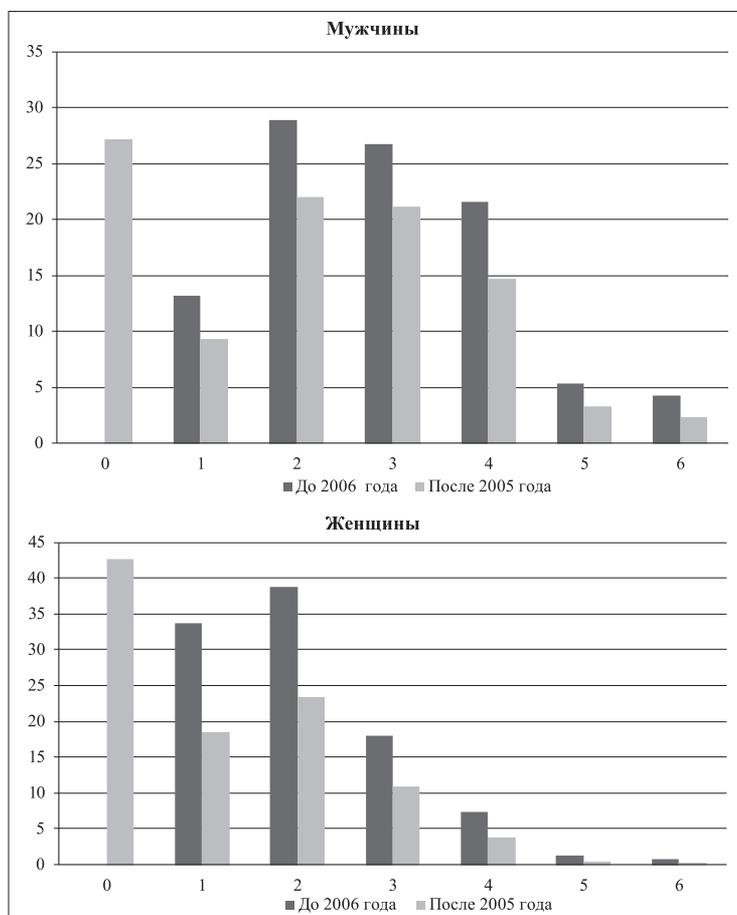


Рис. 4. Потребление алкоголя, 2000–2015 годы (%)

В рамках опроса RLMS-HSE курящих респондентов спрашивали о количестве потребляемых ими в течение суток сигарет. Для унификации эмпирических моделей и удобства сопоставимости результатов, полученных для разных индикаторов возможного оппортунистического поведения, нами создана дискретная порядковая переменная, отражающая объем потребляемых сигарет. Ее значения выбраны следующим образом: 1 — не курит, 2 — потребляет менее половины пачки в день, 3 — от половины до одной пачки в день, 4 — от одной до полутора пачек в день, 5 — полторы и более пачек в день. Результаты такой классификации представлены на рис. 3. Переход к упорядоченной переменной, отражающей курение, позволил сделать распределение данной величины близким к другим возможным индикаторам оппортунистического поведения, связанного с приобретением полисов ДМС (рис. 2, 4–6).

Опросники RLMS-HSE позволяют кодировать потребление респондентами алкоголя следующим образом: 0 — реже одного раза в месяц, 1 — один раз в течение последних 30 дней, 2 — два-три раза в течение последних 30 дней, 3 — один раз в неделю, 4 — два-три раза в неделю, 5 — каждый день. Гистограммы ответов респондентов представлены на рис. 4. Здесь и далее мы разделили ответы респондентов на данный вопрос на полученные до 2006 года и начиная с 2006 года. До 2006 года в анкетах RLMS-HSE не было четкого выделения пива в качестве алкогольного напитка.

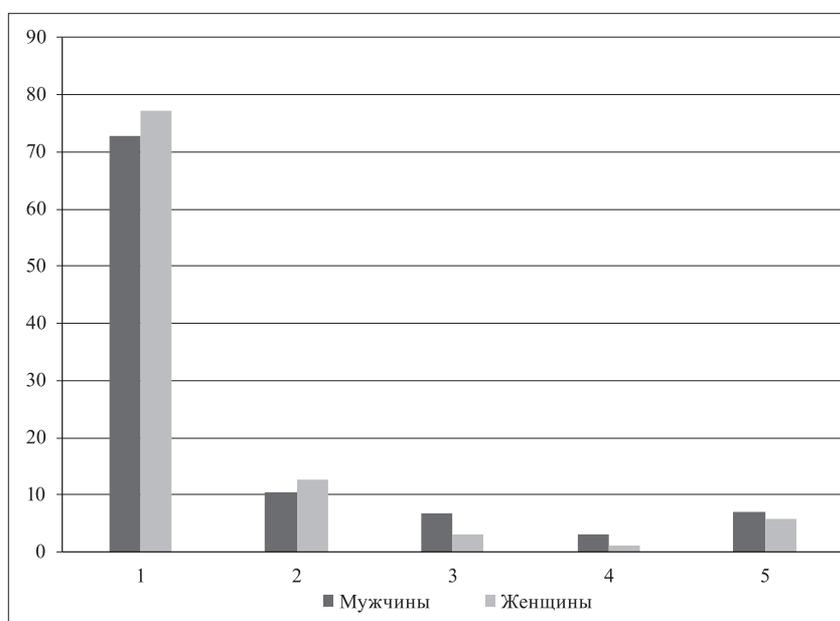


Рис. 5. Физическая активность, 2000–2015 годы (%)

Физическая активность классифицировалась следующим образом: 1 — не занимаюсь физкультурой, 2 — легкие физкультурные упражнения для отдыха менее трех раз в неделю, 3 — физкультурные упражнения средней или высокой тяжести менее трех раз в неделю, 4 — физкультурные упражнения высокой тяжести по крайней мере три раза в неделю 15 минут и более, 5 — ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день²¹. Физическая активность на работе не учитывалась. Распределения ответов респондентов в соответствии с указанной классификацией представлены на рис. 5. При построении гистограммы и в дальнейших расчетах исключены 2007 и 2014 годы. В первом случае — из-за отсутствия в анкетах RLMS-HSE соответствующего вопроса, во втором — из-за отсутствия в базе данных информации о незанимавшихся физкультурой респондентах.

Самооценки здоровья (Self-Assessed Health, SAH) классифицированы следующим образом: 1 — совсем плохое, 2 — плохое, 3 — среднее, не хорошее, но и не плохое, 4 — хорошее, 5 — очень хорошее. Распределения ответов респондентов представлены на рис. 6.

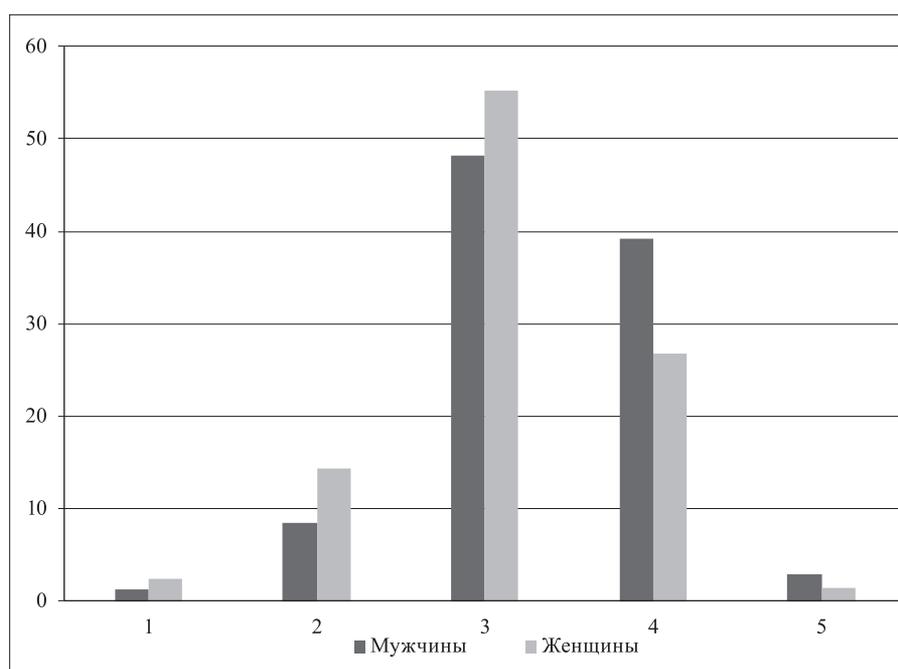


Рис. 6. Самооценки здоровья (SAH), 2000–2015 годы (%)

²¹ Формулировки вариантов ответов дословно воспроизведены из анкет RLMS-HSE.

Эконометрические модели

В рамках настоящего исследования мы опираемся на панельный характер данных по ряду причин. Во-первых, это дает нам возможность проследить и сравнить поведение отдельных респондентов за пределами срока действия полиса ДМС и в периоды времени юридической силы полиса. Во-вторых, мы получаем возможность ввести в модели ненаблюдаемые инвариантные во времени индивидуальные эффекты (a_i , где i — условный номер респондента). К таким эффектам относятся возможные привычки и не выявленные в ходе анкетирования характеристики окружения респондентов, которые приводят к использованию каждым отдельным респондентом своей собственной шкалы при ответе на вопросы, требующие упорядоченных ответов. Такого рода ответы используются нами в качестве возможных индикаторов оппортунистического поведения (рис. 2–6). Шкалы ответов разных респондентов могут быть сдвинуты относительно друг друга. Введение ненаблюдаемых индивидуальных эффектов позволяет контролировать эти инвариантные во времени сдвиги.

Основополагающая модель с использованием латентной зависимой переменной y_{it}^* , имеет следующий вид:

$$\begin{cases} y_{it}^* = \alpha_i + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, n, t = 1, 2, \dots, T, \\ y_{it} = j, \gamma_{ij-1} < y_{it}^* \leq \gamma_{ij}, j = 1, 2, \dots, M-1, \gamma_{i0} = -\infty, \lambda_{iM} = \infty, \end{cases} \quad (1)$$

где y_{it} — ответ i -го респондента в периоде t на вопрос с упорядоченным характером ответа (распределения ответов j , полученные на выборках $n \times T$, представлены на рис. 2–6), $x_{it} = (x_{lit} \ x_{2it} \dots \ x_{kit})'$ — вектор-столбец (штрихом обозначено транспонирование) объясняющих и контролируемых переменных (k — количество регрессоров), ε_{it} — изменяющиеся во времени и между респондентами ненаблюдаемые индивидуальные характеристики, M — число возможных вариантов ответа на вопрос, из которых i -й респондент в периоде t выбирает лишь один — j -й (например, для самооценок здоровья в анкетах RLMS-HSE предложено пять вариантов, $M = 5$).

Система (1) предполагает использование метода максимального правдоподобия²² для выполнения интересующих нас оценок параметров $\beta = (\beta_1 \ \beta_2 \dots \ \beta_k)'$. В ходе нахождения оценок $\hat{\beta}$ разности вида $(y_{ij} - \alpha_i)$ идентифицируются, но необходимость их оценивания на ограниченном во времени носителе может вызвать несостоятельность оценок $\hat{\beta}$ (об этом чуть ниже).

²² В предположении нормального (пробит-модель) или логистического (логит-модель) распределения случайного слагаемого ε_{it} .

Допуская корреляцию инвариантных во времени ненаблюдаемых индивидуальных эффектов α_i с регрессорами, мы приходим к необходимости использования модели с фиксированными эффектами (Fixed Effects, FE). В линейном случае (без использования латентной переменной, $y_{it} = y_{it}^*$) условием состоятельности оценок параметров β является отсутствие корреляции: $E[(x_{it} - \bar{x}_i) \varepsilon_{it}] = 0$, где E — математическое ожидание, чертой сверху обозначено усреднение по времени. В прикладном плане данное условие накладывает достаточно слабое ограничение на область применимости линейной модели — отсутствие корреляции регрессоров со всеми шоками ε_{it} , включая прошлые и будущие: $E[x_{it} \varepsilon_{it}] = 0, \forall s, t=1, 2, \dots, T$.

К сожалению, оценки параметров β нелинейной FE модели (1) на ограниченной во времени панели (в условиях невозможности увеличения числа периодов T) являются несостоятельными даже при выполнении указанного выше ограничения. Причиной являются не входящие в закон распределения ε_{it} параметры α_i [Lancaster, 2000; Neyman, Scott, 1948]. Согласно оценкам Уильяма Грина [Greene, 2004], выполненным методом Монте-Карло²³, смещение оценки параметра при бинарной объясняющей переменной в пробит-модели упорядоченного выбора в 2,6 раза превышает значение этого параметра, заложенного в процессе генерации данных, в случае $T=2$. С ростом числа периодов T смещение уменьшается и доходит примерно до 16% и 7% от значения этого параметра для панелей из 10 и 20 периодов соответственно. При решении поставленной в настоящем исследовании задачи с использованием данных RLMS-HSE нам придется использовать панели максимальной протяженностью 10–15 периодов.

В условиях невозможности увеличения T можно избавиться от указанной выше несостоятельности оценок с помощью выбора соответствующей эмпирической модели. Наиболее простым и удобным для практической реализации способом получения состоятельных оценок параметров β модели (1) на реальных данных является использование BUC (Blow-Up and Cluster) метода [Winkelmann et al., 2015].

Его идею можно кратко изложить следующим образом. Создается $M-1$ копия каждого наблюдения — увеличение выборки (Blow-Up). Множественный выбор (1) заменяется $(M-1)$ -й моделью бинарного выбора, в каждой из которых используется свое пороговое значение из набора γ_{ij} . На полученной выборке наблюдений оцениваются параметры β с использованием условной логистической модели (conditional logit), обеспечивающей равенство параметров β

²³ Аналитически наличие смещения удалось показать лишь для логит-модели бинарного выбора на панели, содержащей два периода, путем сравнения оценок максимального правдоподобия с условным максимальным правдоподобием при $y_{i1} + y_{i2} = 1$ [Abrevaya, 1997].

во всех бинарных моделях, соответствующих одному наблюдению i системы (1), и избавляющей нас от необходимости оценивания α_i для получения оценок $\hat{\beta}$. Стандартные ошибки вычисляются с учетом кластеризации по i .

BUC показал устойчивую сходимость на выборках малого объема [Winkelmann et al., 2015]. Интуитивно понятно, что это обеспечивается заложенной в данном алгоритме возможностью использования множества порогов в каждом наблюдении при переходе к моделям бинарного выбора. Такой подход сохраняет максимально полную информацию об изменениях зависимой переменной и тем самым исключает истощение выборки, свойственное «наивному» переходу к бинарной модели — без создания копий наблюдений. Это свойство BUC является для нас решающим при выборе метода оценивания.

Для решения поставленной в настоящем исследовании задачи мы находим BUC оценки параметров системы (1), используя каждый раз один из индикаторов возможного оппортунистического поведения в качестве зависимой переменной²⁴. В состав контролируемых переменных мы включаем бинарную переменную, принимающую значение 1 во время срока действия полиса ДМС и 0 — вне срока его действия. Коэффициент при этом регрессоре отражает связь поведения респондента с фактом действия полиса ДМС (согласно идеологии FE моделей — внутригрупповые изменения). Его статистическая значимость может быть истолкована как проявление оппортунистического поведения.

Т а б л и ц а 1

Количество респондентов без ДМС и с договорами ДМС, оплаченными самостоятельно (Self) и предприятием (Ent)

Год	Без ДМС		ДМС				Всего <i>N</i>
	<i>n</i>	%	<i>n_{Self}</i>	% _{Self}	<i>n_{Ent}</i>	% _{Ent}	
2000	8803	98,38	33	0,37	112	1,25	8948
2001	9725	97,30	47	0,47	223	2,23	9995
2002	10 147	97,21	62	0,59	229	2,19	10 438
2003	10 236	97,13	50	0,47	252	2,39	10 538
2004	10 316	97,75	36	0,34	201	1,90	10 553
2005	10 026	97,51	40	0,39	216	2,10	10 282
2006	12 041	97,05	33	0,27	333	2,68	12 407
2007	11 519	94,57	128	1,05	534	4,38	12 181
2008	11 173	95,23	34	0,29	526	4,48	11 733
2009	11 264	96,07	47	0,40	414	3,53	11 725
2010	17 041	96,45	102	0,58	526	2,98	17 669
2011	17 189	94,92	125	0,69	795	4,39	18 109
2012	17 817	95,99	97	0,52	648	3,49	18 562

²⁴ Модель (1) оценивается отдельно для каждого индикатора.

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Год	Без ДМС		ДМС				Всего N
	n	%	n _{Self}	% _{Self}	n _{Ent}	% _{Ent}	
2013	17254	96,45	82	0,46	553	3,09	17889
2014	14614	96,55	62	0,41	460	3,04	15136
2015	14695	97,23	36	0,24	383	2,53	15114
Всего	203860	96,49	1014	0,48	6405	3,03	211279

Предварительное знакомство с данными

Размеры выборок респондентов, ответивших на вопрос о наличии у них полиса ДМС с индикацией, кто оплатил этот договор (*Self* — сами; *Ent* — предприятие, организация), приведены в табл. 1.

Из табл. 1 следует, что в среднем в 86% случаев ДМС оплачивает предприятие (организация). В отдельные годы, например в 2008-м, доля таких респондентов приближалась к 94%. Данная информация согласуется с общероссийской статистикой (см. раздел 1).

Т а б л и ц а 2

Численность респондентов, гендерные различия, 2000–2015 годы

	Без ДМС		ДМС				Всего n
	n	%	n _{Self}	% _{Self}	n _{Ent}	% _{Ent}	
Женщины	117702	97,01	600	0,49	3032	2,50	121334
Мужчины	86158	95,79	414	0,46	3373	3,75	89945
Всего	203860	96,49	1014	0,48	6405	3,03	211279

Табл. 2 показывает гендерное распределение застрахованных и незастрахованных респондентов. Женщины оплачивают ДМС самостоятельно чаще, чем мужчины (16,5% против 10,9%). Такой результат (возможная разная склонность к страхованию) подтверждает необходимость разделения выборок по гендерному признаку при выполнении оценок параметров эмпирических моделей.

Описательные статистики

В табл. 3 представлены описательные статистики для индикаторов оппортунистического поведения.

Колонка «Без ДМС» содержит статистики, вычисленные на выборке респондентов, не имевших действующих полисов ДМС в течение 2000–2015 годов. В колонках «Сами» и «Предприятие» — статистики для респондентов, оплачивавших полисы самостоятельно и за счет предприятия (организации) соответственно хотя бы один год в течение указанного выше периода. Условное обозначение «До»

Т а б л и ц а 3

**Средние значения и стандартные отклонения
средних значений индикаторов оппортунистического поведения, 2000–2015 годы**

	Без ДМС		Сами				Предприятие			
	муж.	жен.	до		год ДМС		до		год ДМС	
			муж.	жен.	муж.	жен.	муж.	жен.	муж.	жен.
Визиты к врачу	1,964	2,427	2,133	2,588	2,192	2,721	1,993	2,413	2,174	2,572
<i>Стандартное отклонение</i>	0,004	0,004	0,084	0,076	0,074	0,069	0,027	0,031	0,027	0,030
Количество сигарет в день	9,309	1,593	8,606	1,702	8,147	1,596	9,768	2,218	9,811	2,157
<i>Стандартное отклонение</i>	0,038	0,014	0,752	0,292	0,669	0,267	0,276	0,144	0,275	0,145
Потребление сигарет	2,376	1,266	2,227	1,289	2,217	1,270	2,433	1,371	2,447	1,359
<i>Стандартное отклонение</i>	0,005	0,002	0,093	0,044	0,094	0,041	0,037	0,023	0,037	0,023
Потребление алкоголя, 2000–2005	2,876	2,044	2,782	2,036	3,136	2,226	2,939	2,193	3,156	2,234
<i>Стандартное отклонение</i>	0,011	0,009	0,185	0,116	0,191	0,119	0,072	0,070	0,084	0,080
Потребление алкоголя, 2006–2015	2,210	1,313	2,450	1,722	2,562	1,601	2,532	1,613	2,585	1,611
<i>Стандартное отклонение</i>	0,007	0,005	0,132	0,085	0,132	0,088	0,041	0,038	0,041	0,039
Физические упражнения	1,635	1,474	1,765	1,619	1,897	1,697	1,720	1,545	1,788	1,567
<i>Стандартное отклонение</i>	0,005	0,003	0,092	0,073	0,105	0,080	0,035	0,032	0,037	0,034
SAH	3,320	3,083	3,461	3,285	3,470	3,233	3,455	3,276	3,435	3,255
<i>Стандартное отклонение</i>	0,003	0,002	0,050	0,043	0,044	0,036	0,016	0,017	0,016	0,016

подразумевает год до приобретения полиса ДМС, «Год ДМС» — статистики, вычисленные в первый год действия полиса ДМС. Здесь и далее статистики рассчитаны отдельно для мужчин и женщин.

Из табл. 3 видна статистически значимая разница в показателях между мужчинами и женщинами. Однако изменения в зависимости от статуса страхования в рамках одной гендерной группы в большинстве случаев являются статистически незначимыми. Поэтому ниже перечислены лишь тенденции, отражаемые точечными оценками (без учета доверительных интервалов).

Респонденты, когда-либо приобретавшие полисы ДМС самостоятельно, чаще посещали врачей («Визиты к врачу») по сравнению с неприобретавшими и теми, кому полис оплачивало предприятие. У всех опрошенных независимо от способа оплаты (самостоятельно

Средние значения объясняющих переменных, 2000–2015 годы

	Без ДМС				Сами				Предприятие			
	мужчины		женщины		мужчины		женщины		мужчины		женщины	
	значение	ошибка	значение	ошибка	значение	ошибка	значение	ошибка	значение	ошибка	значение	ошибка
Возраст (лет)	41,11	(0,06)	46,21	(0,06)	39,03	(0,78)	41,52	(0,66)	39,29	(0,21)	40,64	(0,22)
ВМІ	24,98	(0,02)	26,39	(0,02)	25,45	(0,22)	25,88	(0,24)	26,21	(0,07)	26,19	(0,10)
Низкий ВМІ	0,103	(0,001)	0,100	(0,001)	0,066	(0,012)	0,117	(0,013)	0,062	(0,004)	0,100	(0,005)
Высокий ВМІ	0,100	(0,001)	0,101	(0,001)	0,128	(0,017)	0,104	(0,013)	0,128	(0,006)	0,102	(0,006)
Число детей младше 7 лет в домохозяйстве	0,268	(0,002)	0,260	(0,002)	0,313	(0,029)	0,222	(0,020)	0,395	(0,011)	0,278	(0,010)
Число детей 7–18 лет в домохозяйстве	0,504	(0,003)	0,468	(0,002)	0,560	(0,037)	0,506	(0,031)	0,474	(0,012)	0,449	(0,012)
Размер домохозяйства (число проживающих)	3,482	(0,006)	3,217	(0,005)	3,495	(0,080)	3,205	(0,065)	3,519	(0,024)	3,170	(0,026)
log (1 + Доход)	6,809	(0,012)	6,812	(0,009)	7,808	(0,137)	7,412	(0,119)	8,982	(0,028)	8,624	(0,033)
Проживание в городе	0,643	(0,002)	0,674	(0,001)	0,800	(0,020)	0,830	(0,015)	0,856	(0,006)	0,852	(0,006)
Наличие хронических заболеваний	0,457	(0,002)	0,591	(0,002)	0,499	(0,025)	0,627	(0,020)	0,439	(0,009)	0,562	(0,009)
Курит	0,555	(0,002)	0,143	(0,001)	0,465	(0,025)	0,164	(0,015)	0,533	(0,009)	0,212	(0,007)
Кто-либо еще в домохозяйстве курит?	0,257	(0,002)	0,183	(0,001)	0,172	(0,019)	0,173	(0,016)	0,235	(0,007)	0,182	(0,007)
Профессия												
Военнослужащие	0,008	(0,000)	0,001	(0,000)	0,014	(0,007)	0,003	(0,003)	0,020	(0,003)	0,004	(0,001)
Законодатели, руководители	0,056	(0,001)	0,041	(0,001)	0,138	(0,020)	0,074	(0,013)	0,074	(0,005)	0,039	(0,004)
Специалисты высшего уровня квалификации	0,084	(0,001)	0,216	(0,002)	0,180	(0,023)	0,298	(0,023)	0,161	(0,007)	0,297	(0,009)
Специалисты среднего уровня квалификации	0,088	(0,001)	0,223	(0,002)	0,111	(0,018)	0,247	(0,022)	0,134	(0,006)	0,280	(0,009)
Офисные служащие	0,016	(0,001)	0,090	(0,001)	0,007	(0,005)	0,069	(0,013)	0,020	(0,003)	0,103	(0,006)
Работники сферы торговли и услуг	0,051	(0,001)	0,193	(0,002)	0,028	(0,010)	0,135	(0,017)	0,072	(0,005)	0,077	(0,005)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 4

	Без ДМС		Сами		Предприятие	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Работники сельского, лесного хозяйства и рыболовства	0,009 (0,000)	0,002 (0,000)	0,010 (0,006)	0,000 (0,000)	0,003 (0,001)	0,003 (0,001)
Квалифицированные рабочие — ручной труд	0,261 (0,002)	0,052 (0,001)	0,201 (0,024)	0,051 (0,011)	0,197 (0,007)	0,040 (0,004)
Рабочие, использующие машины и механизмы	0,275 (0,002)	0,051 (0,001)	0,239 (0,025)	0,046 (0,011)	0,277 (0,008)	0,089 (0,005)
Неквалифицированные рабочие	0,160 (0,002)	0,133 (0,001)	0,087 (0,017)	0,079 (0,014)	0,062 (0,004)	0,073 (0,005)
Образование						
Средняя школа	0,171 (0,001)	0,232 (0,001)	0,128 (0,017)	0,104 (0,013)	0,045 (0,004)	0,040 (0,004)
Профессиональные курсы	0,148 (0,001)	0,082 (0,001)	0,071 (0,013)	0,063 (0,010)	0,101 (0,005)	0,046 (0,004)
ПТУ	0,310 (0,002)	0,164 (0,001)	0,242 (0,022)	0,109 (0,013)	0,244 (0,007)	0,127 (0,006)
Техникум	0,182 (0,001)	0,295 (0,001)	0,199 (0,020)	0,305 (0,019)	0,210 (0,007)	0,277 (0,008)
Вуз	0,179 (0,001)	0,218 (0,001)	0,324 (0,024)	0,400 (0,021)	0,379 (0,008)	0,493 (0,009)
Аспирантура	0,010 (0,000)	0,008 (0,000)	0,036 (0,009)	0,019 (0,006)	0,020 (0,002)	0,018 (0,002)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки средних значений.

или предприятием) наблюдается тенденция роста частоты посещения врача после приобретения полиса ДМС. Наиболее ярко это выражено у женщин в случае самостоятельной оплаты полисов ДМС.

Мужчины, приобретавшие полис ДМС за свой счет, выкуривают меньше сигарет («Количество сигарет в день») по сравнению с нестраховавшимися. Наблюдается тенденция снижения числа потребления сигарет после приобретения полиса как у мужчин, так и у женщин, за исключением случая оплаты полисов для мужчин предприятием. В последнем случае эффект противоположен. Такие мужчины в среднем курят больше, чем нестрахованные. После оплаты их полисов предприятием объем потребляемых сигарет в среднем увеличивается.

Страховующиеся женщины (независимо от источника финансирования) в среднем курят больше, чем женщины, не приобретавшие полисы. Объем потребления сигарет имеет тенденцию к снижению после приобретения полиса. Переход от счетной переменной («Количество сигарет в день») к упорядоченной («Потребление сигарет») сделал описанные выше эффекты потребления сигарет не столь ярко выраженными, но тенденции сохранились.

Наблюдаются тенденции роста частоты потребления алкоголя у мужчин после приобретения полисов ДМС. У женщин эффект неоднозначен. Наблюдаемый результат зависит от формулировки вопроса о потреблении алкоголя, а именно о включении пива в состав алкогольных напитков. Напомним, что до 2006 года респонденты могли понимать вопрос так, что пиво не считается алкогольным напитком.

Приобретавшие полисы ДМС респонденты чаще занимались физкультурой. После приобретения полисов частота занятий росла как у мужчин, так и у женщин, независимо от источника финансирования страхования.

Согласно точечным оценкам респонденты, приобретавшие полисы ДМС, дают в среднем более высокие самооценки своего здоровья (табл. 3). Во всех случаях, кроме самостоятельной оплаты полисов мужчинами, наблюдается тенденция снижения SAH в первый год действия полисов страхования.

Описательные статистики для созданных нами объясняющих переменных, использовавшихся в рамках регрессионного анализа (см. табл. 8), приведены в табл. 4.

Большинство переменных имеют самообъясняющие названия. Поясним лишь некоторые из них.

Аббревиатура BMI (Body Mass Index) обозначает индекс массы тела. Он равен весу респондента, измеренному в килограммах, деленному на квадрат его роста (метры в квадрате). Поскольку индексы

массы тела различны для мужчин и женщин и изменяются с возрастом, нами были созданы бинарные переменные «Низкий ВМІ» и «Высокий ВМІ», показывающие попадание респондента в 10-ю или 90-ю перцентиль распределения ВМІ для соответствующей возрастной категории: 14–19, 20–29, 30–39, 40–49, 50–59, 60–69, 70–79 лет и старше 80 лет. Распределения ВМІ в указанных возрастных категориях оценивались отдельно для мужчин и женщин. В регрессионном анализе (табл. 8) индекс ВМІ в качестве контролирующей переменной не использовался (ввиду сильной мультиколлинеарности с возрастом и квадратом возраста), но использовались бинарные переменные «Низкий ВМІ» и «Высокий ВМІ».

Через $\log(1 + \text{Доход})$ в табл. 4 нами обозначен натуральный логарифм ежемесячного дохода респондента с добавленной к доходу единицей (для сохранения в выборке нулевых значений). Доход измерен в ценах июня 1992 года с помощью дефлятора RLMS-HSE²⁵, полученного из сравнения номинальных и реальных расходов домохозяйств — сконструированных переменных, созданных организаторами этой базы данных.

«Проживание в городе» — бинарная переменная, где 1 обозначает проживание в городе, 0 — проживание в сельской местности.

«Наличие хронических заболеваний» — тоже бинарная переменная (равна 1 в случае положительных ответов респондента на вопросы о хронических заболеваниях).

Бинарная переменная «Кто-либо еще в домохозяйстве курит?» равна 1 при положительном ответе на вопрос о курении хотя бы еще одного члена домохозяйства кроме опрашиваемого респондента. Эта переменная использовалась нами в качестве контролирующей в регрессиях, где зависимой переменной являлось «Потребление сигарет». Для других индикаторов оппортунистического поведения вместо нее использовался факт курения (бинарная переменная «Курит»). Еще раз напомним, что речь идет о регрессиях, некоторые результаты которых приведены в табл. 8.

Переменные, отнесенные нами к категории «Профессия», являются набором бинарных переменных, построенных в соответствии с классификацией ISCO-08²⁶.

Бинарные переменные в разделе «Образование» кодируют достигнутый респондентом уровень образования. Смысл переменных понятен из их названий.

Сравнение между собой описательных статистик, приведенных в табл. 4, показывает, что респонденты, получившие полис ДМС

²⁵ <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms-hse/data/documentation/constructedvariables>.

²⁶ <https://www.hse.ru/rlms/rlms/classif/isco>.

за счет предприятия и оплатившие его самостоятельно, в среднем (по большинству показателей) мало отличаются друг от друга. Однако приведенные в табл. 4 наблюдаемые характеристики могут изменяться у каждого отдельно взятого респондента при приобретении им полиса ДМС, поэтому указанные в табл. 4 переменные будут использованы нами в качестве контролирующих переменных в рамках регрессионного анализа (результаты представлены в табл. 8).

4. Результаты

В табл. 5–7 приведены оценки параметров ВУС моделей без включения в правую часть дополнительных контролирующих переменных. В правой части основного уравнения модели (1) были использованы лишь бинарные переменные «Сами» и «Предприятие», единичные значения которых указывают, кто оплатил ДМС (респондент самостоятельно или предприятие). Названия колонок соответствуют названию зависимой переменной в каждой из моделей.

В табл. 5 и последующих оценки параметров моделей «Визиты к врачу» выполнены на выборке 2004–2015 годов ввиду отсутствия в базе данных RLMS-HSE информации о частоте посещения доктора до 2004 года. Остальные модели оценены для 2000–2015 годов, но выборка «Потребление алкоголя» разбита на 2000–2005 и 2006–2015 годы (из-за смены формулировки вопросов RLMS-HSE). При выполнении оценок «Физические упражнения» исключены 2007 и 2014 годы (из-за отсутствия вопроса о физических упражнениях в 2007 году и неточности кодировки данных в 2014 году).

Т а б л и ц а 5

ВУС модели, мужчины

	Визиты к врачу	Потребление сигарет	Потребление алкоголя		Физические упражнения	SAH
			2000–2005	2006–2015		
Сами	0,448***	0,079	0,119	0,129	0,306*	–0,000
	(0,131)	(0,171)	(0,322)	(0,164)	(0,179)	(0,136)
Предприятие	0,389***	0,237***	0,220*	0,267***	0,023	–0,084
	(0,058)	(0,080)	(0,124)	(0,058)	(0,069)	(0,061)
Наблюдения	112 382	109 512	26 507	125 919	115 709	88 895
Кластеры	9697	7284	3378	8366	6873	9419
χ^2	52,6***	8,8**	3,2+	21,6***	3,0	1,9
log Likelihood	–43 812,8	–42 823,6	–10 004,4	–49 100,3	–41 677,8	–33 664,9

Примечания:

1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.

2. +, *, **, *** — значимость на 20-, 10-, 5- и 1-процентном уровнях соответственно.

Т а б л и ц а 6

ВУС модели, женщины

	Визиты к врачу	Потребление сигарет	Потребление алкоголя		Физические упражнения	SAH
			2000–2005	2006–2015		
Сами	0,632***	-0,080	0,004	0,194	0,243	0,110
	(0,123)	(0,238)	(0,314)	(0,128)	(0,158)	(0,127)
Предприятие	0,354***	0,199*	0,222	0,323***	0,073	-0,085
	(0,059)	(0,105)	(0,157)	(0,065)	(0,078)	(0,065)
Наблюдения	182 069	41 552	17 507	114 930	145 012	115 274
Кластеры	13 237	3150	2805	9163	8406	11 510
χ^2	59,5***	3,7 ⁺	2,0	25,7***	3,3 ⁺	2,6
log Likelihood	-69 943,7	-15 948,8	-6594,9	-44 979,1	-50 157,9	-43 420,8

Примечания:

1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.
2. ⁺, *, **, *** — значимость на 20-, 10-, 5- и 1-процентном уровне соответственно.

С целью сравнения эффектов ДМС, наблюдаемых на выборках мужчин и женщин, нами были также оценены параметры моделей, аналогичных приведенным в табл. 5 и 6, но с включением в модели перекрестных слагаемых — произведений гендерного признака (бинарной переменной) на переменные «Сами» и «Предприятие»²⁷. Эти слагаемые оказались статистически не значимыми. То есть в рамках простейших спецификаций моделей с минимальным набором объясняющих переменных статистически значимые различия в оппортунистическом поведении мужчин и женщин после получения ими полисов ДМС не выявлены (об этом же говорит и сравнение коэффициентов в табл. 5 и 6).

Возвращаясь к исходным моделям (без перекрестных слагаемых), следует отметить, что возможной причиной отсутствия статистической значимости некоторых регрессоров в табл. 5 и 6 (например, незначимое снижение самооценок здоровья) может быть маленький объем выборки — результат разбиения респондентов на мужчин и женщин. Указанные выше свидетельства в пользу отсутствия гендерных различий позволяют повысить эффективность оценок параметров моделей за счет увеличения объема выборки: выполнения оценок на совместной выборке мужчин и женщин. Соответствующие результаты приведены в табл. 7.

Представленные в табл. 7 оценки позволяют сделать некоторые предварительные выводы. Статистически значимые положительные коэффициенты в колонке «Визиты к врачу» показывают, что после приобретения полиса ДМС распределения ответов респондентов на вопрос о частоте посещения врача в среднем (без дополнительных

²⁷ С целью экономии места мы не приводим в тексте статьи соответствующую таблицу, она может быть предоставлена авторами по запросу.

контролирующих переменных) смещаются в сторону роста числа обращений (независимо от того, кто оплатил страховку, сам респондент или предприятие). Вряд ли это можно отнести к оппортунистическому поведению (или «рынку лимонов»), поскольку полисы как раз и приобретаются для получения соответствующих медицинских услуг. Данный результат подтверждает корректность работы выбранной нами эконометрической модели.

Т а б л и ц а 7

ВУС модели, мужчины и женщины

	Визиты к врачу	Потребление сигарет	Потребление алкоголя		Физические упражнения	SAH
			2000–2005	2006–2015		
Сами	0,560***	0,034	0,066	0,161	0,271**	0,062
	(0,091)	(0,140)	(0,226)	(0,104)	(0,118)	(0,093)
Предприятие	0,372***	0,227***	0,221**	0,291***	0,045	–0,084*
	(0,042)	(0,065)	(0,097)	(0,043)	(0,052)	(0,044)
Наблюдения	294 451	151 064	44 014	240 849	260 721	204 169
Кластеры	22 934	10 434	6 183	17 529	15 279	20 929
χ^2	111,9***	12,1***	5,2*	46,3***	5,9*	4,2 ⁺
log Likelihood	–113 757,6	–58 772,8	–16 599,4	–94 079,9	–91 836,2	–77 085,9

Примечания:

1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.

2. +, *, **, *** — значимость на 20-, 10-, 5- и 1-процентном уровнях соответственно.

Смещения распределений ответов в сторону роста потребления сигарет, алкоголя и снижения самооценок здоровья (о которых говорят соответствующие статистически значимые коэффициенты в строке «Предприятие» табл. 7) могут быть интерпретированы как признаки постконтрактного оппортунистического поведения в условиях, когда ДМС оплачено предприятием. При этом возможны эффекты взаимного влияния рассматриваемых показателей. Например, снижение самооценок здоровья может быть следствием посещения врача, а само посещение врача может быть следствием оплаты полиса ДМС предприятием.

Положительный статистически значимый коэффициент в строке «Сами» в колонке «Физические упражнения» соответствует антониму оппортунизма (*moral hazard premium*). Такой результат ассоциируется с людьми, приобретающими ДМС для получения «элитных» медицинских услуг и одновременно с этим укрепляющими свое здоровье путем увеличения физической активности.

В представленных выше моделях (в табл. 5–7) при «объяснении» изменений зависимых переменных выполнен контроль на наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов, инвариантных для каждого отдельного респондента во времени (в соответствии с идеологией

Т а б л и ц а 8

ВУС модели с добавлением контролирующих переменных

	Мужчины		Женщины		Все		
	визиты к врачу	потребление алкоголя 2006–2015	визиты к врачу	потребление алкоголя 2006–2015	визиты к врачу	потребление алкоголя 2006–2015	SAH
Сами	0,601 *** (0,166)	0,180 (0,223)	0,560 *** (0,196)	0,295* (0,176)	0,561 *** (0,195)	0,292* (0,175)	-0,005 (0,156)
Предприятие	0,491 *** (0,069)	0,260 *** (0,070)	0,341 *** (0,073)	0,156** (0,079)	0,339 *** (0,073)	0,156** (0,078)	-0,101* (0,055)
Мужчина × Сами					0,044 (0,256)	-0,109 (0,284)	
Мужчина × Предприятие					0,168* (0,100)	0,103 (0,105)	
Контролирующие переменные, перечисленные в табл. 4 (без ВМП), квадрат возраста и временные фиксированные эффекты	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Наблюдения	49 128	61 744	67 350	52 264	116 478	114 008	78 615
Кластеры	5 579	5 292	6 400	5 205	11 979	10 497	10 591
χ^2	420,8***	454,5***	399,6***	635,3***	772,7***	972,5***	2326,0***
log Likelihood	-18656,9	-22874,1	-25112,5	-19431,2	-43820,0	-42382,1	-28193,8

Примечания:

1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.
2. *, **, *** — значимость на 10-, 5- и 1-процентном уровнях соответственно.

ВУС оценок). Эти скрытые параметры (индивидуальные эффекты) могут коррелировать с характеристиками респондентов и их окружения. В моделях, параметры которых представлены в табл. 5–7, такими характеристиками (объясняющими переменными) являются только факты приобретения ДМС. Понятно, что изменения зависимых переменных в рассмотренных моделях могут коррелировать не только с фактами приобретения ДМС, но и с более широким кругом регрессоров. То же самое можно сказать и про ненаблюдаемые индивидуальные эффекты. С учетом этого для проверки робастности полученных результатов мы ввели дополнительные контролирующие переменные во все модели, представленные ранее в табл. 5–7. Названия всех этих переменных приведены выше в табл. 4 и пояснены в комментариях к ней. Кроме указанных переменных, в регрессии также был добавлен квадрат возраста и временные фиксированные эффекты — бинарные переменные, идентифицирующие год проведения опроса. Статистически значимые результаты, полученные после добавления дополнительных контролирующих переменных, актуальные для настоящего исследования, представлены в табл. 8. С целью сокращения объема изложения мы приводим оценки некоторых параметров лишь тех регрессий, в которых переменные «Сами» и «Предприятие» оказались статистически значимыми. Незначимыми — на 10-процентном уровне значимости — эти регрессоры оказались в уравнениях для потребления сигарет, алкоголя (на выборке 2000–2005 годов), физической активности и (во всех случаях, кроме оценок на объединенной выборке мужчин и женщин без перекрестного слагаемого с гендерным признаком «Мужчина», см. последнюю колонку табл. 8) для самооценок здоровья.

Полученные модели (табл. 8) показали положительные смещения распределений ответов респондентов о частоте визитов к врачам и потребления алкоголя в периоды действия полисов ДМС²⁸. Кроме этого, на объединенной выборке мужчин и женщин (крайняя правая колонка табл. 8) получено статистически значимое смещение распределения ответов респондентов в сторону снижения самооценок здоровья в периоды действия полисов ДМС, оплачиваемых предприятием.

К сожалению, изменение значимости отдельных регрессоров при добавлении контролирующих переменных может происходить не только за счет уточнения предельных эффектов (фиксирования значений добавленных переменных), но и в результате истощения выборки, поскольку добавленные переменные могут быть определены не для всех наблюдений (респонденты могут отвечать не на все

²⁸ При прочих равных условиях, определяемых контролируемыми переменными.

Т а б л и ц а 9

**ВУС модели, оцененные на выборках,
совпадающих с табл. 8 (мужчины и женщины)**

	Визиты к врачу	Потребление сигарет	Потребление алкоголя		Физические упражнения	SAH
			2000–2005	2006–2015		
Сами	0,567***	–0,125	–0,120	0,260*	–0,074	–0,012
	(0,132)	(0,177)	(0,295)	(0,146)	(0,195)	(0,147)
Предприятие	0,410***	0,086	0,120	0,236***	0,052	–0,120**
	(0,050)	(0,078)	(0,114)	(0,052)	(0,066)	(0,053)
Наблюдения	116 478	72 118	24 747	114 008	99 355	78 615
Кластеры	11 979	6 533	3 864	10 497	7 286	10 591
χ^2	81,5***	1,8	1,3	23,2***	0,8	5,1*
log Likelihood	–44 496,7	–27 586,3	–9 307,9	–43 709,9	–34 697,7	–29 855,1

Примечания:

1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.
2. *, **, *** — значимость на 10-, 5- и 1-процентном уровнях соответственно.

вопросы анкет). При этом может происходить не только снижение числа степеней свободы (рост стандартных ошибок), но и смещение оценок параметров моделей, вызванное изменением выборки наблюдений. Для проверки преобладания эффектов истощения выборки над эффектами «контроля» при интерпретации параметров при регрессорах «Сами» и «Предприятие» в условиях добавления нами контролируемых переменных мы повторили все приведенные выше оценки параметров моделей на тех же самых выборках, что и с дополнительными переменными, но без включения этих переменных в модели. Некоторые результаты представлены в табл. 9.

Как и с дополнительными контролирующими переменными, в приведенных примерах (табл. 9) значимыми остались эффекты оппортунистического поведения, отражаемые визитами к врачу, потреблением алкоголя и самооценками здоровья. Близость оценок параметров, приведенных в соответствующих колонках табл. 9 и трех крайних правых колонках табл. 8, говорит о преобладании эффектов истощения выборки в случае добавления контролируемых переменных. К сожалению, для уверенного заявления о статистически значимой связи потребления сигарет и физических упражнений с ДМС требуется значительное увеличение числа наблюдений (сравните табл. 7 и 9).

Заключение

В рамках настоящего исследования мы использовали базу данных RLMS-HSE 2000–2015 годов для выявления возможного оппортунистического поведения респондентов в периоды действия приобретаемых ими полисов ДМС.

Многие авторы, анализирующие последствия медицинского страхования, уделяют большое внимание явлению отрицательного отбора, оказывающему существенное влияние на интерпретацию полученных результатов (см., например, обзор [Cutler, Zeckhauser, 2000]). Одним из достоинств настоящего эмпирического исследования является рассмотрение двух источников финансирования полисов добровольного медицинского страхования респондентов. В случаях финансирования полисов ДМС предприятием явление отрицательного отбора маловероятно. Может существовать лишь положительный отбор при сравнении здоровья застрахованных предприятием респондентов с неработающими гражданами, но это только способствует очищению обнаруженных в настоящей работе признаков постконтрактного оппортунизма от эффектов отрицательного отбора.

В качестве индикаторов оппортунистического поведения мы рассмотрели частоту посещения врачей, потребление табачных изделий, алкогольных напитков, занятия физическими упражнениями, самооценки здоровья.

Основным методом эмпирического анализа были модели с фиксированными эффектами, контролирующие инвариантные во времени ненаблюдаемые индивидуальные эффекты с возможностью корреляции этих эффектов с объясняющими переменными регрессионных моделей — ВУС оценки [Winkelmann et al., 2015]. Идеология фиксированных эффектов, основанная на панельном характере данных, позволила выявить постконтрактный оппортунизм на фоне предконтрактного оппортунистического поведения.

Получены следующие результаты. Респонденты, приобретающие полисы ДМС, увеличивают частоту посещения врачей в периоды действия полисов страхования. Некоторые авторы классифицируют этот факт как проявление оппортунистического поведения. На данных RLMS-HSE нами показано, что в случае оплаты полисов предприятием увеличение этого показателя статистически значимо выше для мужчин (см. соответствующее перекрестное слагаемое в табл. 8). Это может быть объяснено тем, что мужчины в обычной жизни реже посещают врачей (см. табл. 3).

Еще одним статистически значимым (выявленным на данных RLMS-HSE) признаком постконтрактного оппортунистического поведения является снижение самооценок здоровья респондентов в периоды действия полисов ДМС, оплаченных предприятием.

Увеличение частоты потребления алкогольных напитков в периоды действия полисов ДМС оказалось также статистически значимым. Это формально относится к постконтрактному оппортунистическому поведению. Механизм (причины) роста данного показателя может быть темой отдельного исследования.

Andrey V. AISTOV, Cand. Sci. (Phys.-Math.), Associate Professor. International Centre for Health Economics, Management, and Policy, National Research University Higher School of Economics (3A, Kantemirovskaya ul., Saint Petersburg, 194100, Russian Federation); National Research University Higher School of Economics (25/12, Bolshaya Pecherskaya ul., Nizhny Novgorod, 603155, Russian Federation).

E-mail: aaistov@hse.ru

Ekaterina A. ALEKSANDROVA, Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor. International Centre for Health Economics, Management, and Policy, National Research University Higher School of Economics (3A, Kantemirovskaya ul., Saint Petersburg, 194100, Russian Federation).

E-mail: ea.aleksandrova@hse.ru

***Ex Post* Moral Hazard in Private Health Insurance**

Abstract

This paper contributes to the discussion on possibilities to reveal *ex post* moral hazard in the Russian market for private health insurance. By ‘*ex post*’ we mean the period when a health insurance contract is valid. Moral hazard implies risky behavior of a respondent that increases health care utilization and/or decreases their incentives to prevent an insured event. In our empirical estimates, we explore the uniqueness of the Russian data that consists in the fact that many medical organizations provide services to respondents insured by enterprises. Adverse selection is hardly possible among such respondents. It gives us the possibility to observe *ex post* moral hazard, simply controlling for *ex ante* moral hazard by the use of individual fixed effects in panel data models. We use the RLMS-HSE data (2000–2015) for empirical estimates. We consider doctor visits, tobacco and alcohol consumption, physical exercises, and self-assessed health (SAH) as moral hazard indicators, estimating ordered choice regression models for each of the dependent variables mentioned above. To avoid inconsistency in estimates of parameters caused by the incidental parameter problem, we use the Blow-Up and Cluster (BUC) estimator. The results show a statistically significant increase in frequency of visits to the doctor and in alcohol consumption, as well as a decrease in SAH during the period of insurance. These results could be useful for insurance companies and could be accounted for in contracts for private health insurance.

Keywords: moral hazard, health insurance, RLMS-HSE, panel data, ordered choice models.
JEL: I130, C250.

References

1. Abrevaya J. The Equivalence of Two Estimators of the Fixed-Effects Logit Model. *Economics Letters*, 1997, vol. 55, no. 1, pp. 41-43.
2. Arrow K. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *American Economic Review*, 1963, vol. 53, pp. 941-973.
3. Bajari P., Dalton C., Hong H., Khwaja A. Moral Hazard, Adverse Selection, and Health Expenditures: A Semiparametric Analysis. *The RAND Journal of Economics*, 2014, vol. 45, no. 4, pp. 747-763.

4. Barbaresco S., Courtemanche C.J., Qi Y. Impacts of the Affordable Care Act Dependent Coverage Provision on Health-Related Outcomes of Young Adults. *Journal of Health Economics*, 2015, vol. 40, pp. 54-68.
5. Boone J. Basic Versus Supplementary Health Insurance: Moral Hazard and Adverse Selection. *Journal of Public Economics*, 2015, vol. 128, pp. 50-58.
6. Chiappori P.-A., Salanie B. Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets. *Journal of Political Economy*, 2000, vol. 108, no. 1, pp. 56-78.
7. Courtemanche C. J., Zapata D. Does Universal Coverage Improve Health? The Massachusetts Experience. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2014, vol. 33, no. 1, pp. 36-69.
8. Cutler D. M., Zeckhauser R. J. The Anatomy of Health Insurance. *Handbook of Health Economics*, 2000, vol. 1, pp. 563-643.
9. Dave D., Kaestner R. Health Insurance and *Ex Ante* Moral Hazard: Evidence from Medicare. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 2009, vol. 9, no. 4, pp. 367-390.
10. De Preux L. Anticipatory *Ex Ante* Moral Hazard and the Effect of Medicare on Prevention. *Health Economics*, 2011, vol. 20, pp. 1056-1072.
11. Dong Y. How Health Insurance Affects Health Care Demand - A Structural Analysis of Behavioral Moral Hazard and Adverse Selection. *Economic Inquiry*, 2013, vol. 51, no. 2, pp. 1324-1344.
12. Eldridge D. S., Onur I., Velamuri M. The Impact of Private Hospital Insurance on the Utilization of Hospital Care in Australia. *Applied Economics*, 2017, vol. 49, no. 1, pp. 78-95.
13. Greene W. The Behavior of the Fixed Effects Estimator in Nonlinear Models. *The Econometrics Journal*, 2004, vol. 7, no. 1, pp. 98-119.
14. Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 1972, vol. 80, no. 2, pp. 223-255.
15. Khwaja A. W. A Life Cycle Analysis of the Effects of Medicare on Individual Health Incentives and Health Outcomes. *Working Paper, Duke University, Fuqua School of Business*, 2006.
16. Khwaja A. W. Estimating Willingness to Pay for Medicare Using a Dynamic Life-Cycle Model of Demand for Health Insurance. *Journal of Econometrics*, 2010, vol. 156, pp. 130-147.
17. Kiil A., Arendt J. N. The Effect of Complementary Private Health Insurance on the Use of Health Care Services. *International Journal of Health Economics and Management*, 2017, vol. 17, no. 1, pp. 1-27.
18. Kim J.-H., Lee K.-S., Yoo K.-B., Park E.-C. The Differences in Health Care Utilization Between Medical Aid and Health Insurance: A Longitudinal Study Using Propensity Score Matching. *PLOS ONE*, 2015, vol. 10, no. 3, pp. 1-13.
19. Lancaster T. The Incidental Parameter Problem Since 1948. *Journal of Econometrics*, 2000, vol. 95, pp. 391-413.
20. Liu X., Nestic D., Vukina T. Estimating Adverse Selection and Moral Hazard Effects with Hospital Invoices Data in a Government-Controlled Healthcare System. *Health Economics*, 2012, vol. 21, no. 8, pp. 883-901.
21. Neyman J., Scott E. Consistent Estimation from Partially Consistent Observations. *Econometrica*, 1948, vol. 16, pp. 1-32.
22. Nguyen M. T. Moral Hazard and Adverse Selection in Health Insurances, Evidence from a Transitional Economy. *Singapore Economic Review*, 2014, vol. 59, no. 2.
23. Pauly M. V. The Economics of Moral Hazard: Comment. *The American Economic Review*, 1968, vol. 58, no. 3, pp. 531-537.

24. Simon K., Soni A., Cawley J. The Impact of Health Insurance on Preventive Care and Health Behaviors: Evidence from the First Two Years of the ACA Medicaid Expansions. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2017, vol. 36, no. 2, pp. 390-417.
25. Stanciole A. E. Health Insurance and Lifestyle Choices: Identifying *Ex Ante* Moral Hazard in the US Market. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 2008, vol. 33, no. 4, pp. 627-644.
26. Winkelmann R., Staub K. E., Baetschmann G. Consistent Estimation of the Fixed Effects Ordered Logit Model. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 2015, vol. 178, no. 3, pp. 685-703.

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В МАГАЗИНАХ**

Москва

- **Циолковский**, Пятницкий пер., д. 8, стр. 1.
Тел.: (495) 951-19-02. primuzee@gmail.com
- Киоски **Издательского дома «Дело»** в РАНХиГС, просп. Вернадского, д. 82.
Тел.: (499) 270-29-78, (495) 433-25-02. magazin1@anx.ru

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В ИНТЕРНЕТЕ**

Интернет-магазины

- интернет-магазин **Лабиринт**, <http://www.labyrinth.ru/>

В электронном виде

- | | |
|--|---|
| • http://ecpolicy.ru/ | • http://www.econbiz.de/ |
| • ulrichsweb.serialssolutions.com/ | • https://e.lanbook.com/ |
| • http://dlib.eastview.com/ | • http://elibrary.ru/ |
| • https://ideas.repec.org/ | • http://cyberleninka.ru/ |
| • http://biblioclub.ru/ | • http://ips.science.thomsonreuters.com/ |

Адрес редакции: 125009, Москва, Газетный пер., д. 3–5, стр. 1.

Тел.: +7 (495) 691-77-21.

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Сайт: <http://ecpolicy.ru/>.

Отпечатано в типографии ООО «Формула цвета».

117292, Москва, ул. Кржижановского, д. 31.

Тираж 600 экз.

Editorial address: 3–5, Gazetny per., bldg 1,

Moscow, 125009, Russian Federation.

Tel.: +7 (495) 691-77-21.

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Website: <http://ecpolicy.ru/>.

Printed by “Formula Tsveta” Ltd. Address: 31, ul. Krzhizhanovskogo,

Moscow, 117292, Russian Federation.

600 copies.