

Социально-экономические детерминанты курения в России*

Сергей Арженовский[†]

Ростовский государственный экономический университет, Ростов-на-Дону, Россия

Исследуются детерминанты начала курения и отказа от вредной привычки, а также «тяжести» курения на основе данных РМЭЗ. Выявлено асимметричное влияние цены дешевых и дорогих сигарет на начало и отказ от курения. Подтвержден привыкающий характер потребления сигарет. Обнаружены возможности сокращения курения путем пропаганды здорового образа жизни.

Ключевые слова: Россия, курение, анализ продолжительности, модель рисков
Классификация JEL: C41, D12, I12.

1 Введение

По данным Росстата РФ, на табак и алкоголь население тратит 4–5% своих доходов. Россияне израсходовали на сигареты в 2001 году по одним оценкам 1,46 млрд. долларов (Росстат РФ), по другим – 5–6 млрд. долл. (IRG VS). Курение является врагом номер один. В России курят 67% мужчин (в три раза больше, чем, например, в США) и 30% женщин, причем приобщение к табаку начинается в возрасте до 11-ти лет, в 7–8 классах школы систематически курят 8–12%, в 9–10-х классах – 21–24%.

Актуально предвидеть, какие меры могут привести к стимулированию ведения здорового образа жизни, и какие последствия могут иметь государственные программы по борьбе с курением. Неясно, как влияет изменение цен на сигареты на потребление табака в России. Важно понять, какие причины побуждают к началу курения и его продолжению.

В настоящей работе впервые на российских данных исследованы экономические аспекты потребления табака. Цель исследования – анализ факторов, определяющих преодоление двойного барьера, – начало курения и отказ от курения, а также детерминанты потребления табака.

Теоретической основой исследования являлись модели формирования зависимости, использующие привыкающий характер курения. Эконометрическим инструментарием являлись множительные оценки Каплана–Мейера, модели пропорциональных рисков Кокса и регрессии на панельных данных. Использовались данные шести раундов Российского мониторинга экономики и здоровья населения (РМЭЗ, или RLMS – Russian Longitudinal Monitoring Survey), за 1994–2001 гг. и данные Росстата о ценах на сигареты в регионах.

Следует отметить, что исследований, посвященных тем или иным аспектам экономики курения, достаточно много. Chaloupka & Warner (1999) содержит добротный обзор имеющихся работ как теоретического, так и эмпирического характера. В большинстве современных исследований спроса на сигареты используется привыкающий характер курения, причем авторы следуют модели рационального привыкающего поведения, предложенной в Becker & Murphy (1988). Мы также неявно следуем этой модели. Однако центральными в формировании антитабачной политики являются вопросы, почему люди начинают курить и почему отказываются от привычки курения. Адекватным инструментом для измерения и анализа риска перехода между состояниями приобретения привычки и отказа от нее являются

*Цитировать как: Арженовский, Сергей (2006) «Социально-экономические детерминанты курения в России», Квантиль, №1, стр. 81–100. Citation: Arzhenovsky, Sergey (2006) “Socioeconomic determinants of smoking in Russia,” *Quantile*, No.1, pp. 81–100.

[†]Адрес: 344002, г. Ростов-на-Дону, ул. Б. Садовая, 69, РГЭУ, Кафедра математической статистики, эконометрики и актуарных расчетов. Электронная почта: asv1@nm.ru

модели продолжительности. Основная проблема при построении этих моделей заключается в цензурировании выборки, поскольку индивиды, которые не курят – либо вообще не курят, либо отказались от привычки курения (проблема двойного барьера). Labeaga (1999) учитывает цензурирование при оценивании модели рационального привыкания, используя подход с двойным барьером, в предположении, что индивид является сначала потенциальным курильщиком (хочет курить), а затем максимизирует свою потребительскую функцию полезности, то есть действительно курит. Проблема цензурирования решается и в работе Beenstock & Rahav (2003), где авторы использовали модель продолжительности для исследования процесса начала потребления наркотических веществ. Авторы выделяют цензурированных индивидов, которые никогда не будут потреблять наркотические вещества, и тех, для которых начало потребления – вопрос времени.

Следуя указанным работам, мы считаем риском начала курения вероятность начала курения в данный момент времени при условии, что индивид не курил ранее. Риск отказа от курения – вероятность отказа от привычки в данный период при условии, что индивид курит с момента начала курения. Эти две величины по-разному реагируют на факторы, поскольку первая отражает точку зрения некурящих, а вторая – курильщиков.

Другим инструментом оценивания риска начала или отказа от курения являются модели участия. В частности, Douglas (1988) исследовал факторы, влияющие на решения о начале и прекращении курения в рамках модели рационального привыкания с помощью упорядоченной пробит-модели для расщепленной по полу выборки, в которой выделены индивиды никогда не курившие, начавшие и бросившие курить, и начавшие и продолжающие курить. Цена сигарет являлась переменной, изменяющейся по времени. Для модели начала курения использовалось лог-логистическое распределение, а для модели прекращения курения – распределение Вейбулла. Автор получил значимые оценки для цены в обеих моделях, однако для модели инициирования курения эффект цены мал. Jones (1989) оценил пробит модель с двойным барьером для попытки бросить курить и ее успешной реализации. Важная переменная цены не была включена в модель.

Однако, как нам представляется, модели продолжительности имеют некоторые преимущества по сравнению с моделями участия (пробит-модели), поскольку в последних трудно контролировать эффект продолжительности привычки. Отметим в этой связи обстоятельную недавнюю работу Forster & Jones (2001), в которой получены оценки налоговой эластичности 0,16 для мужчин и 0,08 для женщин для возраста начала курения и $-0,60$ и $-0,46$ соответственно для продолжительности курения. Forster & Jones (2001) описывают проблемы с данными о потреблении табака, а также возможности эконометрики по тестированию на ошибки спецификации моделей продолжительности, что мы используем в своем исследовании. Наконец, Tauras (1999) и Tauras, O'Malley & Johnston (2001) оценивали параметрические и полупараметрические модели продолжительности для моделирования прекращения курения среди молодежи. Оценки показывают, что увеличение цены сигарет увеличивает вероятность отказа от курения. Средняя ценовая эластичность прекращения $-0,343$. Кроме того, получены значимые ограничения курения на рабочем месте и в публичных местах, увеличивающие вероятность отказа от курения для молодежи.

К сожалению, в России нет традиций эконометрического анализа потребления табака. В имеющихся фрагментарных исследованиях чаще всего констатируются отрицательные последствия курения на основе статистических данных.

2 Инициирование и прекращение курения: модель пропорциональных рисков Кокса

В нашем распоряжении имеются панельные данные РМЭЗ, позволяющие существенно расширить рамки традиционного статистического анализа данных, а также не ограничиваться

только анализом таблиц сопряженностей и другими стандартными инструментами. Поскольку данные позволяют установить дату начала и окончания курения, мы используем наиболее адекватный в этом случае эконометрический аппарат анализа длительностей для «данных времени жизни».

Мы используем сообщенный респондентами возраст начала курения для определения календарного года начала курения для тех индивидов, которые когда-либо курили. Однако выборка содержит также индивидов, которые никогда не курили. В полупараметрической модели продолжительности такие наблюдения интерпретируются как неполные периоды, и принимается, что все индивиды терпят неудачу при иницировании курения. Эти наблюдения классифицируются как цензурированные справа по году опроса РМЭЗ (Beenstock & Rahav, 2003).

На начальном этапе анализа факторов, влияющих на «риск» начала курения, используется непараметрический анализ. Он особенно удобен для того, чтобы выдвинуть гипотезы по поводу теоретического распределения длительностей до момента прекращения. Одним из результатов этого анализа является то, что при оценке функции риска и функции выживания он позволяет получить графическое представление этих функций с учетом наличия цензурированных данных. Наиболее распространенным непараметрическим методом является множительная оценка Каплана–Мейера (Lancaster, 1990). Преимущество данной оценки заключается в том, что она позволяет учесть наличие цензурирования и одинаковых по длительностям наблюдений в выборке.

Важной задачей предварительного анализа данных является сравнение кривых функций надежности для различных страт/подгрупп. Сходство кривых может быть оценено с помощью ряда критериев. Мы воспользуемся логарифмически ранговой статистикой как наиболее распространенным критерием, чтобы определить, включать ли соответствующую переменную в результирующую модель или нет.

Для оценки совместного эффекта факторов, влияющих на иницирование/прекращение курения, используются параметрические и полупараметрические модели (Cox & Oakes, 1984; Lancaster, 1990). Надежной и широко применяемой в этом случае является модель пропорциональных рисков Кокса (Cox, 1972). Модель пропорциональных рисков уместна по причине простой и доступной интерпретации основной ее идеи о том, что влияние на длительность события соответствует умножению функции риска на постоянный множитель, который определяется экзогенными факторами:

$$\lambda(t|X, \beta) = \lambda_0(t)\varphi(X, \beta), \quad (1)$$

где X – вектор объясняющих переменных, β – вектор параметров, подлежащих оцениванию, $\lambda_0(t)$ – функция базового риска, которая соответствовала бы результирующей функции риска при отсутствии влияния экзогенных факторов, т.е. функция базового риска показывает эндогенный риск прекращения события.

Определим функцию индивидуального специфического риска $\lambda(t|X, \beta)$ в экспоненциальной форме:

$$\lambda(t|X, \beta) = \lambda_0(t) \exp(\beta' X). \quad (2)$$

Одно из достоинств метода состоит в том, что он не требует спецификации формы функции базового риска (Cox, 1972; Cox & Oakes, 1984). Однако одним из важных предположений модели (1) является пропорциональность рисков, т.е. отношение функций рисков для двух членов совокупности должно оставаться постоянным в течение всего периода наблюдения. Регрессионный параметр β_j в спецификации (2) содержит пропорциональный эффект влияния абсолютных изменений, соответствующей переменной X_j на степень риска:

$$\beta_j = \partial \ln \lambda(t, X) / \partial X_j.$$

Также коэффициент β_j дает эластичность риска по X_j (Jenkins, 2004). Оценки параметров в модели Кокса (2) могут быть найдены с помощью метода частного правдоподобия (Cox, 1972).

Для построения модели прекращения курения мы используем продолжительность курения в качестве меры длительности и выборку из индивидов, которые когда-либо курили, а затем или бросили курить, или продолжают курить. Последние будут подвержены цензурированию справа по году опроса РМЭЗ. В модели (2) из-за различий распределений отдельных индивидов, несмотря на учет уместных экзогенных переменных, может возникнуть ненаблюдаемая гетерогенность, которая ведет к смещенности оценок и к обманчивым выводам о влиянии объясняющих переменных на риск (Heckman & Singer, 1984). Для учета ненаблюдаемой гетерогенности в модель (2) добавим случайную, специфичную для отдельных групп индивидов, переменную g_i с гамма-распределением:

$$\lambda_{ij}(t, X_{ij} | g_i) = \exp(\beta' X_{ij}) \lambda_0(t) g_i = \exp(\beta' X_{ij} + \nu_i) \lambda_0(t), \quad (3)$$

где i – индекс по группам гетерогенности, j – индекс по наблюдениям в группе, g_i – ненаблюдаемая гетерогенность, причем $\mathbb{E}[g_i] = 1$, $\mathbb{V}[g_i] < \infty$ и $\nu_i = \ln(g_i)$.

На основе оценок дисперсии ν_i и ее стандартной ошибки можно протестировать значимость гетерогенности в модели (3). Также выбор между моделями (3) и (2) осуществляется с помощью статистики отношения правдоподобия, имеющей χ^2 распределение.

Мы используем доступные тесты для проверки построенных моделей на ошибки спецификации. Легко можно проверить соответствие долей начавших (бросивших) курить, предсказанных по модели и реализованных в выборке. Мы также используем графическое представление кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Klein & Moeschberger, 1997; Lancaster, 1990) для наблюдаемых отказов в выборке, чтобы оценить подгонку модели для тех индивидов, кто отказывается от курения (продолжает курить для модели прекращения курения). Правильно подогнанная модель должна давать кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла, похожие на выборку из стандартного экспоненциального распределения. Поэтому график непараметрической оценки кумулятивной функции риска для таких данных должен располагаться на линии 45 градусов от начала координат (биссектриса первого квадранта). Чем больше отклонение от биссектрисы для оцененной кривой, тем хуже специфицирована модель.

Для тестирования основного предположения модели Кокса о пропорциональности рисков используем взвешенные ошибки Шоенфельда и тест как для отдельных переменных, так и глобальный тест (Grambsch & Therneau, 1994). Взвешенные ошибки Шоенфельда не зависят от времени и имеют нулевое матожидание при нулевой гипотезе о пропорциональных рисках. При альтернативе, когда риски непропорциональны, ошибки зависят от времени. Глобальный тест имеет асимптотическое распределение χ^2 .

3 Информационная база исследования, конструирование выборки и характеристика переменных

Для целей исследования формируются две выборки на основе данных обследования РМЭЗ, пятая – десятая волны (1994–2001 гг.). Мы используем данные двух типов: семейные и индивидуальные. Слияние выборок осуществляется с использованием идентификационных номеров индивидов. Анализируется подвыборка индивидов в возрасте от 14 до 65 лет, для которых имеется соответствующий набор основных изучаемых переменных. Первая выборка, используемая для изучения инициирования и прекращения курения, формируется как объединенная по всем индивидам, когда-либо участвовавшим в опросе. Вторая выборка формируется как панель по индивидам, которые курят, и для которых известно количество потребляемых ими сигарет.

Таблица 1: Определение переменных и выборочные средние

Переменная	Определение	Инициирование		Прекращение	
		Муж	Жен	Муж	Жен
Marst	= 1 если женат/замужем	0,42	0,54	0,67	0,52
Urban	= 1 если место жительства – город	0,69	0,68	–	–
Sport	Физическая активность, 1 – легкие физические упражнения для релаксации, меньше чем три раза в неделю, 2 – средние и интенсивные физические упражнения, меньше чем три раза в неделю, 3 – интенсивные физические упражнения не менее трех раз в неделю по 15 минут и более, 4 – ежедневные упражнения не менее 30 минут в день, 0 – не занимается	–	–	0,58	0,52
Numhh	Количество членов домохозяйства	3,71	3,36	–	–
Selfhealth	Самооценка здоровья в прошедшем периоде: 1 – очень хорошее, 2 – хорошее, 3 – среднее, не хорошее и не плохое, 4 – плохое, 5 – очень плохое	2,43	2,87	2,73	2,86
Prof	Профессиональные группы, 1 – законодатели, топ-менеджеры, чиновники, офисные служащие, специалисты и техники	–	–	0,23	0,46
Durationcat	Категории продолжительности курения, 1 – <5 лет, 2 – 6–10 лет, 3 – 11–20 лет, 4 – 21–30 лет, 5 – 31–40 лет, 6 – 41–50 лет, 7 – 51+ лет	–	–	3,15	2,12
Pricegks	Цена за пачку из 20 сигарет	0,43	0,49	0,26	0,29
Pricel	Цена за пачку из 20 дешевых сигарет	0,26	0,25	0,28	0,28
Priceu	Цена за пачку из 20 дорогих сигарет	0,39	0,39	0,38	0,42
	Возраст начала курения	–	–	16,48	19,66
	Средняя продолжительность курения для бросивших курить, лет	–	–	15,17	5,82
	Среднее количество выкуриваемых сигарет в день для курильщиков	–	–	15,18	8,62
	Число наблюдений	1129	3669	1492	434
	Число цензурированных наблюдений	250	149	82	56

Используемая база данных РМЭЗ содержит вопросы индивидуального вопросника, позволяющие разделить всех индивидов на группы: никогда не курившие, ранее курившие и бросившие курить, и курящие. Также имеются вопросы, позволяющие установить для курящих возраст начала курения (календарный год), а также количество выкуренных за день сигарет, для индивидов, бросивших курить, – продолжительность курения (календарный год окончания курения), для некурящих – информацию о том, что они никогда не курили. В то же время мы не знаем, бросят ли курить в будущем курящие, и начнут ли курить некурящие, поэтому для таких индивидов мы имеем цензурированные справа данные.

Выборка по начавшим курить содержит 4798 индивидов (в том числе 24% мужчин), из которых начали курить 399 человек (см. таблицу 1). Выборка для прекративших курить содержит 1926 индивидов (в том числе 77% мужчин), из которых бросили курить 138 человек. В среднем юноши начинают курить в 16,5 лет, а девушки несколько позже – в 19,7. Отказавшиеся от курения употребляют сигареты около 12 лет, причем женщины бросают курить в среднем после 5 лет, т.е. в возрасте около 25 лет. Больше курят мужчины – в среднем около 15 сигарет в день (т.е. $\frac{3}{4}$ пачки сигарет), женщины курят меньше – около 9 сигарет в среднем за день.

Структура выборки по годам обследования РМЭЗ позволяет заключить, что доли мужчин и женщин, потребляющих никотин, выравниваются с 1994 г. по 2001 г. на 7% за счет

все большего употребления сигарет женщинами, причем 4% из указанных достигается за счет вовлечения в курение молодежи до 30 лет. Распределение средней продолжительности курения в зависимости от возраста показывает факт увеличения прироста средней продолжительности курения с увеличением возрастной категории. Дополнительный анализ данных позволяет сделать вывод о том, что дети начинают курить раньше родителей. Увеличение прироста продолжительности курения происходит после 30 лет, что свидетельствует о том, что существенная часть индивидов бросает курить в возрасте до 30 лет.

По ответу на вопрос «Вы курите в настоящее время?», задаваемый одним и тем же индивидам в разные раунды РМЭЗ, установлены индивиды, которые курили, бросили курить и начали курить снова: всего 571 человек, из них 64% мужчин. Для 58% индивидов, пытавшихся отказаться от курения, продолжительность перерыва составила не более 2 лет. Не для всех из них точно удается установить год начала курения или год отказа от курения (в том числе из-за того, что опрос РМЭЗ не проводился в 1997 и 1999 гг.), а также не все имеют полный набор объясняющих переменных. Поэтому в модели инициирования курения мы учитываем 40 индивидов как начавших курить, и в модели прекращения курения – 18 индивидов как отказавшихся от курения, из указанных 571 человека.

Информация о ценах за пачку из 20 сигарет может быть получена на основе ответов на вопросы семейного вопросника. Эти данные являются смещенными и они отсутствуют для тех лет, когда опрос РМЭЗ не проводился. Переменная цены на сигареты является релевантным инструментом политики регулирования табачного рынка. Поэтому наши оценки могут рассматриваться как эластичности, связанные с влиянием относительного изменения в уровне цен на начало и прекращение курения.

Механизм формирования розничной цены на сигареты включает в себя отпускную цену с учетом акцизов, торговую надбавку к отпускной цене, налог на добавленную стоимость и транспортные издержки. Величина торговой надбавки примерно одинакова по регионам. Ставки акцизов и других налогов регулируются на федеральном уровне. Ставка акциза на табачные изделия зависит от вида продукции: табак, сигары, сигареты с фильтром, сигареты без фильтра, и не привязана, например, к содержанию никотина в продукте. Транспортные издержки с учетом работающих в регионах России более 60 табачных фабрик не играют существенной роли в формировании розничных цен. Таким образом, неясно, что является причиной межрегиональных различий в ценах на табачные изделия. Возможно, вариация в ценах скрывает различия в потреблении между регионами: в регионах с высоким уровнем жизни населения курят более качественные и дорогие сорта сигарет, а в регионах с низким уровнем жизни – курят дешевые сигареты. Тогда различия в ценах обусловлены вариацией доходов между регионами, и это надо учитывать при интерпретации эластичностей. Для того, чтобы учесть предпочтения в потреблении сигарет по регионам, сформируем прокси-переменные региональных цен на дешевые и дорогие сигареты. Очевидно, можно предположить, что бедные домохозяйства потребляют дешевые сорта сигарет, а богатые домохозяйства потребляют, как правило, дорогие сорта сигарет. Выделим нижний (2-й) и верхний (8-й) децили распределения домохозяйств по доходам и усредним по рсу (первичная единица отбора в базе РМЭЗ) потребительские цены на табак, рассчитанные по РМЭЗ для этих домохозяйств. Получим цену на сигареты $price1$ для 20% домохозяйств с низкими доходами и цену на сигареты $priceu$ для 20% домохозяйств с высокими доходами. Дефлируем полученные цены на стоимость потребительской корзины по регионам (Рис. 1).

Другим источником информации о ценах являются данные Росстата – показатель средних потребительских цен на сигареты и папиросы отечественного производства за 1 пачку в нескольких городах по регионам РФ по состоянию на месяц проведения опроса РМЭЗ (или декабрь, если в этот год опрос не проводился). Цены Росстата также были дефлированы. Таким образом, имеем три переменных цены: по данным Росстата – $pricegks$, и по данным РМЭЗ – $price1$ и $priceu$. В среднем реальная цена сигарет составляет по Росстату – около

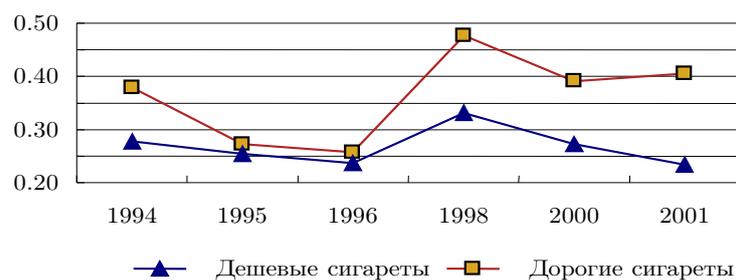


Рис. 1: Реальные цены на сигареты, руб. за пачку, РМЭЗ, 1994–2001 гг.

0,35 руб. за пачку, по данным РМЭЗ – около 0,27 руб. за пачку дешевых сигарет и 0,36 руб. за пачку дорогих сигарет. Также отметим, что начинающие курить потребляют более дорогие сигареты, чем бросающие курить: реальная средняя цена (по Росстату) составляет соответственно 0,48 и 0,31 руб. за пачку. Следовательно, эластичность по цене должна быть выше для прекращения курения по сравнению с началом курения.

Отметим, что доля расходов на табачную продукцию составила в среднем за 1994–2001 гг. около 5% от доходов для 20% домохозяйств РМЭЗ с низким уровнем доходов и около 0,8% для 20% домохозяйств с высокими доходами.

Поскольку мы знаем годы начала и прекращения курения, это позволяет объединить данные РМЭЗ с данными о ценах на сигареты Росстата. Соответствие между ценой и данными РМЭЗ устанавливалось по году начала курения и прекращения курения. Для некурящих (для курящих в модели прекращения курения) индивидов – по последнему году обследования, в котором участвовал индивид. Из объединенной выборки удалены индивиды, которые начали курить (или бросили курить в модели прекращения курения) до 1994 года, поскольку для них цена на сигареты неизвестна в момент времени начала курения (прекращения курения). Таким образом, выборка содержит только тех индивидов, которые начали курить не позже 1994 года, и тех, кто не начал курить, и для которых определена цена сигарет в соответствующем году. Выборка для модели прекращения курения содержит соответственно только тех индивидов, которые прекратили курить не раньше 1994 года или продолжали курить.

Имеются потенциальные проблемы, связанные с предсказанием прошлого поведения как функции от индивидуальных характеристик, которые измерены во время проведения РМЭЗ. Поэтому мы используем ограниченный набор экзогенных переменных для моделей начала и прекращения курения. Причем мы пытаемся по возможности использовать переменные, которые были экзогенно определены до того, как индивид начал или прекратил курить. Поэтому исключены переменные, связанные со здоровьем и изменениями статуса курильщика в последующих после принятия решения о курении периодах, поскольку это может дать ненаблюдаемое гетерогенное смещение, особенно в моделях инициирования курения.

Отметим, что данные РМЭЗ, как и любые ретроспективные данные, содержат ошибки двух типов: респонденты не всегда аккуратно помнят, когда они начали курить, а также, поскольку не уверены в анонимности анкетирования, могут неточно ответить на вопросы о выкуренных сигаретах. Однако, как отмечается в Beenstock & Rahav (2003), эти ошибки не сильно влияют на величину оценок моделей. Для уменьшения такого смещения данные согласно Tunali & Pritchett (1997) преобразовываются так, что переменная продолжительности измеряется в календарном времени как для возраста начала, так и для возраста прекращения курения. Мы использовали этот метод измерения продолжительности времени.

Наборы экзогенных переменных в моделях инициирования курения и прекращения курения различаются за исключением индивидуальных характеристик (пол, семейный статус,

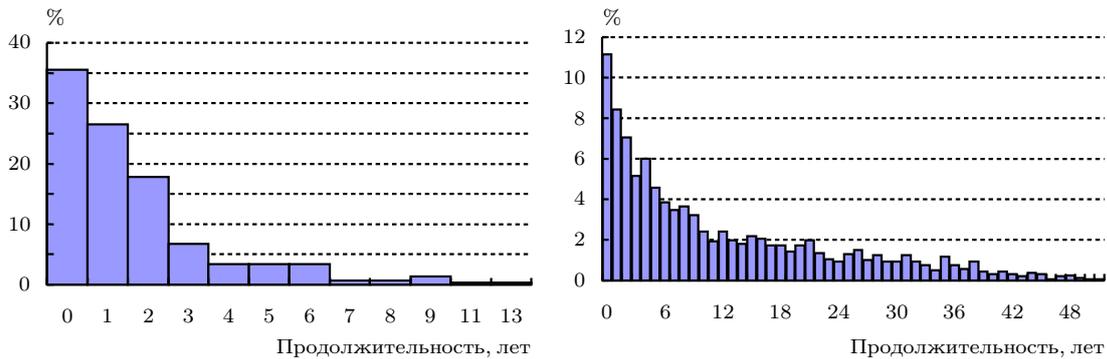


Рис. 2: Распределение продолжительности курения для бросивших курить, РМЭЗ, 1994–2001 гг. (слева); Распределение продолжительности курения для бросивших курить (возраст до 20 лет), РМЭЗ, 1994–2001 гг. (справа)

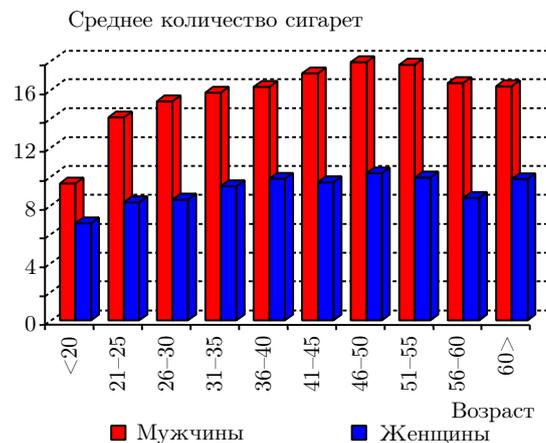


Рис. 3: Среднее количество ежедневно выкуренных сигарет, РМЭЗ, 1994–2001 гг.

самооценка здоровья в период, предшествующий прекращению или иницированию курения) и учета когортного эффекта и временного тренда. Мы считаем, что начало курения в большей степени обусловлено урбанизацией, в частности, более демократичными нормами общественной морали в городе по сравнению с сельской местностью. Также начало курения существенно зависит от количества человек в семье индивида (прокси для дохода и состава домохозяйства). В то же время на прекращение курения, на наш взгляд, воздействуют продолжительность курения и физическая активность индивида, а также его профессия. Мы предполагаем, что физические упражнения малосовместимы с курением. Также, на наш взгляд, более вероятен отказ от курения для «белых воротничков» по сравнению с индивидами рабочих профессий. Привыкающий характер курения проявляется, в частности, в ожидаемом отрицательном воздействии фактора продолжительности курения на отказ от употребления табака. Очевидно также, что курильщики с высоким уровнем дохода реже склонны отказываться от вредной привычки.

Распределение продолжительности курения бросивших курить показывает (Рис. 2), что в первые 5 лет после начала курения бросают курить около 35% курильщиков. Расчеты показали, что среди бросивших курить подростков, бросили курить в первые 3 года после начала курения около 90% (Рис. 2).

На Рис. 3 показано распределение количества выкуренных сигарет в зависимости от воз-

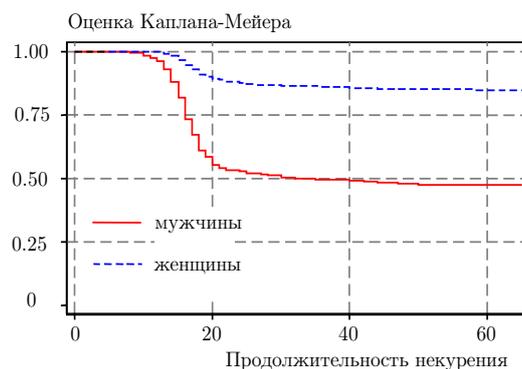


Рис. 4: Оценка функций надежности для инициирования курения по полу, полная выборка

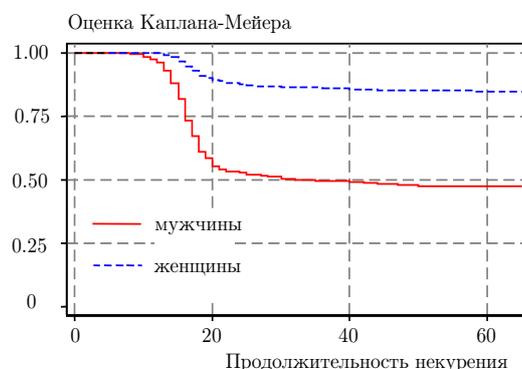


Рис. 5: Оценка функций риска для инициирования курения по полу, полная выборка

растной когорты и пола. Среднее ежедневное количество потребленных сигарет неуклонно увеличивается для мужчин, достигая пика в возрасте 46–50 лет. Для женщин возрастная динамика потребления табака нестабильно увеличивается с пиком в том же возрастном интервале 46–50 лет.

4 Анализ факторов, влияющих на инициирование курения

Нами оценены функции надежности и риска для продолжительности воздержания от курения с помощью процедуры Каплана-Мейера. На Рис. 4 представлены функция надежности для мужчин и женщин отдельно. Также на Рис. 5 представлены функции риска отдельно по полу. Функция надежности монотонно убывает, а начиная с 16 лет – достаточно быстро. Функция риска монотонно возрастает с ярко выраженным локальным максимумом – для возраста около 20-ти без достаточно резких скачков на всей области определения. Для женщин функция риска менее выпуклая, чем аналог для мужчин. Таким образом, начало курения относится к возрасту до 20 лет, причем чаще начинают курить юноши, чем девушки.

Также нами подробно исследована зависимость риска начала курения от возрастной когорты. Убывание функции надежности начинается для молодежи при 10-летней продолжительности некурения, для людей зрелого возраста – при 20-летней, для старшего возраста – при 40-летней. Возможно, такие пороги с шагом 5 или 10 лет обусловлены «эффектом кучи», причина которого в том, что респонденты округляют количество лет при ответах до ближайших, кратных 5 или 10. В Forster & Jones (2001) обсуждаются способы коррекции модели с учетом указанного эффекта и проводится анализ чувствительности оценок для различ-

ных способов, в результате которого получено, что изменения в оценках незначительны. Мы использовали «ad-hoc»-подход добавления фиктивных переменных для «сгруппированных» наблюдений и также не получили существенного изменения в оценках. Колоколообразная кривая функции риска, как для юношей, так и для девушек, с ярко выраженным максимумом в 17 лет соответствует когорте до 30 лет. В зрелом возрасте для женщин кривая функции риска относительно пологая и почти постоянна для женщин старше 50 лет. Для мужчин от 31 до 50 лет график функции риска обнаруживает локальный максимум для возраста около 28 лет, что, возможно, связано с жизненным циклом: мужчина в этом возрасте активно обеспечивает семью, делает карьеру и чаще попадая в стрессовую ситуацию, начинает курить. График функции риска колеблется для когорты старше 50 лет, причем в возрасте после 40 лет имеет два заметных пика, связанных с известным кризисом зрелого возраста у мужчин. Таким образом, необходимо в модели учесть когортный эффект.

В состав вектора объясняющих переменных X включим следующие факторы: пол (female), семейное положение (marst), место проживания в городе (urban), дефлированные цены пачки сигарет (pricel и priceu), количество членов домохозяйства (numhh), фиктивные переменные для учета эффекта когорт и фиктивные переменные для годов проведения опроса РМЭЗ.

Представляется необходимым учесть в спецификации модели социальные нормы, в частности, распространенность курения среди соответствующих групп. Однако вопросник РМЭЗ не содержит вопросов о том, где и с кем, курит индивид. В этой связи, учитывая традиции совместного распития спиртных напитков в России, хорошим инструментом является индикатор употребления спиртного. Но поскольку потребление алкоголя является эндогенной переменной по отношению к курению, то мы используем прокси-переменную selfhealth самооценки здоровья индивида. Для исключения эндогенности selfhealth и инициирования курения, возьмем лагированные по отношению ко времени начала курения значения переменной.

В целом выборка содержит 42% женатых мужчин и 54% замужних женщин. Более 2/3 индивидов проживает в городе. Мужчины характеризуют свой уровень здоровья как хороший, женщины – как средний (см. таблицу 1).

Значения логарифмического рангового критерия проверки равенства функций надежности по Каплану–Мейеру для включенных в модель инициирования курения переменных позволяют судить о значимой дискриминантной способности всех переменных. В таблице 2 представлены оценки параметров модели пропорциональных рисков Кокса (2) для продолжительности некурения для объединенной выборки и отдельно по полу. Также построена модель инициирования курения с исключенной лагированной переменной selfhealth для увеличения объема выборки, в которой использованы цены Росстата – pricegks; результаты принципиально не отличаются от представленных в таблице 2.

Графики кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Рис. 6) позволяют сделать вывод о том, что модели обеспечивают удовлетворительное качество прогноза, поскольку ошибки располагаются вдоль линии в 45 градусов, исключая конец интервала. Предсказанная доля начавших курить видна в нижней части таблицы 2. Для общей модели она равна 0,13, что близко фактически наблюдаемому значению 0,08. Тестирование гипотезы о пропорциональности рисков на основе взвешенных ошибок Шоефельда как для модели в целом, так и по переменным, позволило подтвердить предположение о пропорциональности рисков. Нами были оценены модели (по всей выборке и отдельно по полу) в предположении о возможности ненаблюдаемой гетерогенности с гамма-распределением вида (3). Величина дисперсии ν ; гамма-распределения по отношению к ее стандартной ошибке не превысила значения 0,01, что позволяет сделать вывод о том, что ненаблюдаемая гетерогенность не является значимой в наших данных.

Результаты расчетов показывают высокую эластичность риска по цене и различия в реакции населения на повышение цен на дешевые и дорогие сигареты. Напомним, что мы

Таблица 2: Результаты оценки модели Кокса для инициирования курения

Переменные	Вся выборка	Мужчины	Женщины
Female	-1,118** (0,104)	-	-
Selfhealth	0,127* (0,072)	0,023 (0,087)	0,338*** (0,125)
Marst	-0,033 (0,148)	0,012 (0,224)	-0,129 (0,198)
Urban	0,260** (0,112)	0,234* (0,139)	0,297* (0,168)
Pricel	2,781*** (0,389)	2,779*** (0,438)	2,784*** (0,798)
Priceu	-2,619*** (0,385)	-2,965*** (0,446)	-2,054*** (0,716)
Numhh	-0,096*** (0,037)	-0,080* (0,047)	-0,133** (0,062)
30 < Age ≤ 50	-2,479*** (0,241)	-2,415** (0,390)	-2,579*** (0,303)
Age > 50	-3,939*** (0,462)	-3,540*** (0,731)	-4,322*** (0,597)
1995	0,546 (0,627)	0,315 (0,921)	0,871 (0,863)
1996	0,686 (0,561)	0,531 (0,780)	0,994 (0,809)
1998	0,914* (0,541)	0,758 (0,750)	1,239 (0,783)
2000	0,738 (0,551)	0,783 (0,760)	0,697 (0,819)
2001	0,858* (0,521)	0,818 (0,729)	0,983 (0,750)
Субъектов	4798	1129	3669
Провалов	399	250	149
Лог-правдоподобие	-2870,14	-1556,47	-1045,65
χ^2	527,10	152,10	180,46
Предсказанная доля начавших	0,13	0,39	0,29
Наблюдаемая доля начавших	0,08	0,22	0,04

Замечания: В таблице даны значения коэффициентов. Используется метод Бреслоу для обработки отказов. Выборка содержит индивидов начавших курить не ранее 1994 года. Робастные стандартные ошибки (коррекция по группам индивидов) в скобках. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

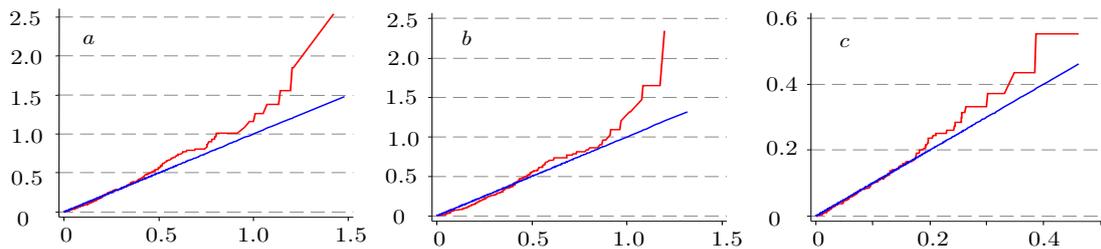


Рис. 6: Кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла для модели инициирования курения: полная выборка (а), мужчины (b), женщины (с)

предполагаем, что в богатых домохозяйствах курят более качественные и дорогие сорта сигарет, а в бедных домохозяйствах – курят дешевые сигареты. С увеличением реальной цены на дешевые сигареты на 1 коп. вероятность начала курения в течение короткого промежутка времени увеличивается на 0,03 ($\exp(0,02781)$). Объяснением такого, на первый взгляд, парадоксального факта является дальнейшее снижение уровня жизни при повышении цен, которое и приводит к стрессу и появлению вредных привычек. Увеличение реальной цены дорогих сигарет на 1 коп. за пачку приводит к снижению вероятности начала курения для индивида на 0,025, причем для мужчин ценовая чувствительность выше – вероятность снижается на 0,03, для женщин – на 0,02. Результаты расчетов также свидетельствуют, что риск начала курения на 67% меньше для женщин. В то же время, существенным фактором, влияющим на инициирование курения, является самооценка здоровья в период, предшествующий началу курения (*selfhealth*), причем в большей степени этот фактор значим для женщин. Он повышает вероятность начала курения на 0,14, если в предыдущий период здоровье ухудшалось.

Более склонны (на 30%) к инициированию курения индивиды, проживающие в городе по сравнению с живущими в сельской местности, причем этот фактор важнее для женщин, чем для мужчин. На наш взгляд, это объясняется тем, что общественное мнение в сельской местности еще остается влиятельным фактором и препятствует распространению курения, поскольку считается, что курящие, особенно женщины, нарушают социальные нормы. В то же время в городе общественное мнение относительно вредных привычек терпимее и демократичнее.

Наличие семьи не является значимой переменной для инициирования курения во всех спецификациях модели. С другой стороны, в модель включена переменная количества членов домохозяйства, которая позволяет утверждать, что с увеличением «размера» домохозяйства на 1 человека риск начала курения его члена уменьшается на 9% для объединенной выборки и на 12% для женщин, что, на наш взгляд, вызвано, в первую очередь, рождением детей.

Значим эффект поколений. Так, родившиеся в 70-х годах склонны начинать курить чаще, чем родившиеся в 50-х годах. Фиктивные переменные по времени значимы и показывают, что риск начала курения значительно увеличивается, начиная с 1998 г. и далее в 2001 г., что позволяет сделать вывод о большей вероятности начала курения в начале 2000-х годов. Очевидно, такое положение дел связано с изменившимися по сравнению с серединой 90-х годов социально-экономическими условиями жизни.

Поскольку критическим для начала курения является подростковый возраст, мы построили модели пропорциональных рисков Кокса отдельно для подростков до 20 лет включительно. Важные для нас переменные, являющиеся «откликом» на проводимую властями экономическую политику – *pricel* и *priceu* – остаются значимыми. Увеличение цены на дорогие сигареты на 1 реальную коп. снижает вероятность начала курения на 0,027, причем для юношей больше – на 0,03, а для девушек меньше – на 0,023. Сравнение с результата-

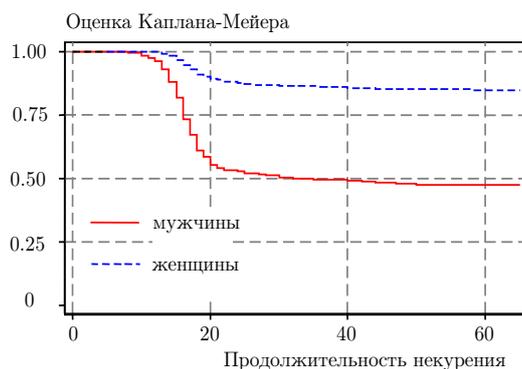


Рис. 7: Оценка функций надежности для прекращения курения по полу, полная выборка

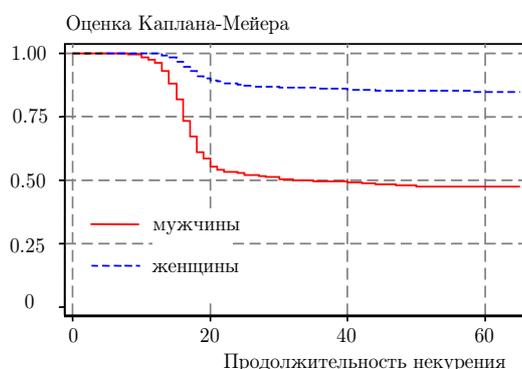


Рис. 8: Оценка функций риска для прекращения курения по полу, полная выборка

ми модели для всей выборки из таблицы 2 показывает, что эластичность ценового фактора для подростков чуть выше, чем для всех индивидов. Увеличение цен на дешевые сигареты повышает риск начала курения в течение короткого промежутка времени в 1,03 раза, что свидетельствует о наличии социальной проблемы – ухудшение уровня жизни при росте реальных цен приводит к распространению вредной привычки курения среди подростков.

5 Анализ факторов, влияющих на прекращение курения

Нами оценены функции надежности и риска для продолжительности курения для индивидов, которые курят, с помощью процедуры Каплана–Мейера. На Рис. 7 представлены функция надежности для мужчин и женщин раздельно. На Рис. 8 представлены функции риска раздельно по полу. Функция надежности монотонно убывает, что характерно как для мужчин, так и для женщин. Функция риска для всей выборки колеблется с ярко выраженными двумя локальными максимумами – для продолжительности курения в 10 и 40 лет, что соответствует в среднем возрастам 27 и 57 лет. Отметим различную динамику в функциях риска для мужчин и для женщин. Для женщин функция риска имеет ярко выраженный колебательный характер с пиками в 8, 30 и 45 лет продолжительности курения, и спадами в 23 и 38 лет, причем ее значения практически на всей области определения больше, чем аналога для мужчин. Функции риска для мужчин монотонно возрастает до продолжительности курения в 40 лет, и затем начинается спад. Нами исследована подробно зависимость риска прекращения курения от возраста. В зрелом возрасте (от 31 до 50 лет) пик риска бросить курить для женщин с 9- и 25-летней продолжительностью курения, для мужчин –

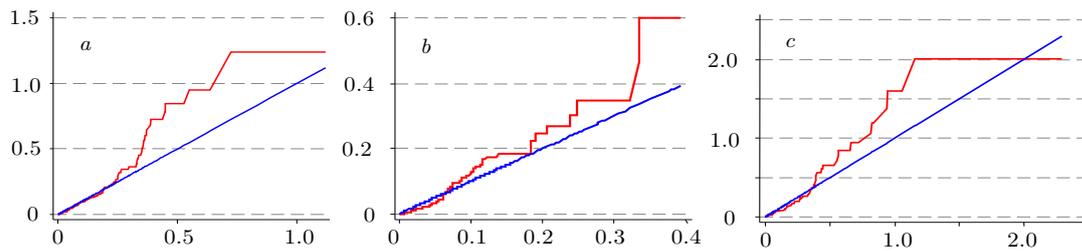


Рис. 9: Кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла для модели прекращения курения: полная выборка (а), мужчины (b), женщины (с)

с 24-летней. Для старшего возраста (старше 50 лет) пик риска отказа от курения при 40-летней продолжительности для мужчин и 30- и 45-летней – для женщин. Таким образом, женщины более вероятно бросают курить в возрастах около 24, 30 и 45 лет. В 24 и 30 лет отказ от курения связан с периодом фертильности и рождением первого/второго ребенка, в зрелом возрасте около 45 лет – с физиологическими изменениями организма. Мужчины чаще бросают курить в возрасте около 22 и 41 года. В первом случае – это возраст завершения образования и вступления на рынок труда, а также создания семьи, что способствует пересмотру привычек. В зрелом возрасте мужчины, очевидно, отказываются от табака из-за проблем со здоровьем.

Очевидно, важнейшим фактором, влияющим на решение о прекращении курения, является продолжительность употребления табака, поэтому в состав вектора объясняющих переменных X включим переменную *durationcat*. Также включены следующие факторы: пол (*female*), лагированная по отношению к периоду отказа от курения самооценка здоровья (*selfhealth*), семейное положение (*marst*), цены (*pricel* и *priceu*), физическая активность (*sport*), профессиональная фиктивная переменная (*prof*), логарифм индивидуального дохода за последний месяц (*lnincome*), фиктивные переменные для учета эффекта когорт и фиктивные переменные для годов проведения опроса РМЭЗ.

В целом выборка содержит индивидов, которые характеризуют уровень своего здоровья как средний (см. таблицу 1) и занимаются физическими упражнениями в среднем меньше 3-х раз в неделю. Среди женщин больше имеющих «офисную» работу, чем среди мужчин. Средняя продолжительность курения индивидов, образующих выборку, равна 19 годам для мужчин и 12 годам для женщин.

Значения логарифмического рангового критерия проверки равенства функций надежности по Каплану–Мейеру для включенных в модель окончания курения переменных позволяют судить о значимой дискриминантной способности всех переменных, за исключением переменной *marst*. В таблице 3 представлены оценки параметров модели пропорциональных рисков Кокса (2) для окончания курения для объединенной выборки и отдельно по полу. Также построена модель отказа от курения, в которой использованы цены Росстата – *pricsegks*. Результаты принципиально не отличаются от представленных в таблице 3, за исключением переменной цены *pricsegks*, имеющей отрицательный знак и являющейся в модели значимой.

Графики кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Рис. 9) позволяют сделать вывод о том, что модель для женщин имеет не очень хорошие свойства спецификации. Полная модель является удовлетворительно специфицированной. Предсказанная доля бросивших курить видна в нижней части таблицы 3. Для всей выборки она равна 0,03, что не совпадает с фактически наблюдаемым значением 0,07. Однако тестирование гипотезы о пропорциональности рисков на основе взвешенных ошибок Шoenфельда как для модели в целом, так и по переменным дало результаты, показывающие пропорциональность объясняющих переменных. Оценки дисперсии в модели вида (3) позволяют судить о незначимости ненаблюдаемой

Таблица 3: Результаты оценки модели Кокса для прекращения курения

Переменные	Вся выборка	Мужчины	Женщины
Female	0,272 (0,198)	–	–
Selfhealth	0,088 (0,159)	0,279 (0,195)	–0,251 (0,209)
Marst	0,115 (0,173)	–0,114 (0,221)	258 (0,258)
Sport	0,079 (0,069)	0,178** (0,075)	–0,230 (0,176)
Durationcat	–0,626*** (0,108)	–0,671*** (0,147)	–0,659*** (0,183)
Pricel	2,198** (0,762)	1,250 (1,003)	3,156** (1,248)
Priceu	–3,191*** (0,629)	–2,028*** (0,771)	–5,232*** (1,064)
Prof	0,624*** (0,185)	0,609** (0,247)	0,646** (0,283)
Lnincome	–0,022 (0,021)	–0,003 (0,027)	–0,059* (0,033)
30 < Age ≤ 50	0,375* (0,216)	0,703** (0,306)	0,038 (0,354)
Age > 50	1,294*** (0,442)	1,706*** (0,582)	0,990 (0,744)
1995	–0,786 (0,503)	–0,909 (0,569)	–0,372 (1,219)
1996	–1,098** (0,503)	–1,017* (0,623)	–0,684 (0,958)
1998	–0,960** (0,398)	–1,349** (0,541)	0,126 (0,722)
2000	–1,351*** (0,419)	–1,453** (0,579)	–0,726 (0,738)
2001	–1,532*** (0,414)	–2,202*** (0,567)	–0,334 (0,719)
Субъектов	1926	1492	434
Провалов	138	82	56
Лог-правдоподобие	–892,75	–514,97	–273,04
χ^2	163,67	112,66	66,49
Предсказанная доля бросивших	0,03	0,03	0,03
Наблюдаемая доля бросивших	0,07	0,05	0,13

Замечания: В таблице даны значения коэффициентов. Используется метод Бреслоу для обработки отказов. Выборка содержит индивидов бросивших курить не ранее 1994 года. Робастные стандартные ошибки (коррекция по группам индивидов) в скобках. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

гетерогенности.

Результаты моделирования показывают, что положительную эластичность вероятности отказа от курения по цене имеют индивиды, употребляющие дешевые сигареты: при увеличении реальной цены на 1 коп. за пачку дешевых сигарет вероятность бросить курить в течение короткого промежутка времени возрастает на 0,02. В то же время для индивидов с высоким уровнем жизни реакция на повышение цен асимметричная: при повышении реальной цены индивиды реже бросают курить. Этот результат, на первый взгляд, является парадоксальным. В то же время этот факт свидетельствует о том, что для населения с высокими доходами цена сигарет играет второстепенную роль по сравнению с силой привычки к курению. Также, в связи с этой привычкой, текущая цена сигарет, возможно, влияет не столько на прекращение курения, сколько на смещение спроса в направлении более качественных сигарет, что связано с высоким реальным уровнем доходов. Таким образом, эластичность отказа от курения по цене асимметрична по видам сигарет – положительна для индивидов, курящих дешевые сигареты и отрицательна для курящих дорогие.

Реже отказываются от вредной привычки курения богатые женщины. Для мужчин значимо влияет на негативное отношение к курению фактор физической активности, который повышает риск отказа от курения на 19%. Следовательно, одним из способов сокращения курения является пропаганда физической активности и спорта среди населения.

Для работников сферы услуг, специалистов сельского хозяйства, ремесленников и мастеров, рабочих, неквалифицированных рабочих и военнослужащих риск отказа от курения меньше по сравнению с законодателями, топ-менеджерами, чиновниками, офисными служащими, специалистами и техниками. Тяжесть работы, таким образом, оказывает влияние на отказ от вредных привычек, как для мужчин, так и, в меньшей степени, для женщин.

Важнейший фактор, обуславливающий продолжение курения – стаж курения. Этот факт косвенно подтверждает привыкающий характер курения.

Более склонны к отказу от курения лица, родившиеся до 50-х годов прошлого столетия.

В модели значимы фиктивные переменные для годов опроса РМЭЗ – в 2000-х годах риск отказа от курения меньше. В сочетании с увеличением риска начала курения для этого же периода (таблица 2), мы можем сделать вывод о распространении привычки в начале века, что согласуется с результатами описательных статистик выборки: доля курильщиков с 1994 по 2001 год выросла на 3,6%, в том числе в 2000–2001 гг. на 2%.

6 Моделирование количества выкуриваемых сигарет для курильщиков

Воспользуемся сформированной панелью по индивидам, которые курили или курят, и для которых известно количество потребляемых ими сигарет.

Согласно данным РМЭЗ, среднее по выборке количество выкуриваемых ежедневно сигарет неуклонно возрастало от 14,52 в 1994 году до 15,69 штук в 2001 году, причем для мужчин рост от 15,75 до 17,31, а для женщин – от 7,96 до 10,20 штук. Прирост для женщин составил почти в 1,5 раза больше, чем для мужчин. Стандартное отклонение количества выкуриваемых сигарет для мужчин несколько больше, чем для женщин (от 7,16 до 8,12 и от 6,04 до 6,13 штук соответственно). Таким образом, можно утверждать, что мужчины курят почти в 2 раза больше женщин. Более 85% курильщиков курят сигареты (с фильтром или без фильтра), причем более 90% женщин курят сигареты с фильтром.

Дополнительно будем использовать переменные: *hours* – средняя продолжительность рабочего дня для работающих, в часах, *age*, *agesq* – соответственно возраст индивида и квадрат возраста, *sort* – вид курева (1 – папиросы, 2 – сигареты с фильтром, 3 – сигареты без фильтра, 4 – самокрутка, 5 – трубка), *empl* – 1 для занятых и 0 для безработных, а также фиктивные переменные для профессиональных и образовательных категорий.

Исследуем зависимость логарифма количества выкуриваемых в день сигарет от факторов,

используя панельную структуру данных и цензурирование выборки для некурильщиков. Строим тобит-модель со случайными эффектами в ошибке (значения статистики отношения правдоподобия удовлетворительны). Результаты моделирования приведены в таблице 4. Поскольку важная для нас переменная *sport* не может быть сконструирована для 1994 года обследования, результаты приведены для двух случаев, в каждом из которых выделены модели для занятых.

Нами получено, что зависимость логарифма количества употребленных сигарет от возраста имеет квадратичную зависимость с точкой экстремума в возрасте около 29 лет, по достижении которого количество выкуренных сигарет начинает снижаться. Меньше курят женщины, а также индивиды, имеющие семью. Профессиональное образование в университете также положительно влияет на сокращение потребления табака.

Переменная употребления спиртного исключена как эндогенная. Физическая активность является сдерживающим фактором для употребления табака, что позволяет еще раз подтвердить вывод о пользе пропаганды здорового образа жизни и занятий физкультурой/упражнениями. Изменение в структуре потребления табачной продукции: увеличение курящих сигареты без фильтра, самокрутки и трубки увеличивает логарифм количества выкуриваемого табака в 1,3 раза. Занятые индивиды курят больше в среднем на 5% по сравнению с безработными, причем количество выкуренного пропорционально «тяжести» работы – количеству отработанных часов в сутки. Что касается наиболее подверженных привычке курения профессиональных категорий, то можно утверждать, что курят больше (по сравнению с техническими специалистами) законодатели, руководители, чиновники, работники сферы услуг, военнослужащие. Изменение цен на дорогие сигареты положительно значимо для логарифма выкуриваемого табака, что подтверждает выводы сделанные в разделах 3 и 4. В спецификации модели с использованием переменной цены по Росстату – *pricegks*, подтверждается отрицательная эластичность количества потребляемого табака по цене. Наконец, 2000–2001 годы курить стали больше, в среднем на 10%.

7 Заключение

Мы проанализировали причины, определяющие преодоление индивидами двойного барьера – начало курения и отказ от курения – и получили следующие результаты. Изменившиеся социально-экономические условия привели к широкому распространению привычки курения в начале текущего века. Доля курильщиков с 1994 по 2001 год выросла на 3,6%, в том числе в 2000–2001 гг. на 2%, причем в среднем на 10% увеличилось количество выкуриваемых сигарет. В первые 5 лет после начала курения бросают курить около 35% курильщиков. Расчеты показали, что среди бросивших курить подростков, бросили курить в первые 3 года после начала курения около 90%. Цена является ключевым фактором для начала и отказа от курения. Планируемое правительством введение лицензирования продавцов на табачном рынке неизбежно приведет к «вымыванию» мелких торговых фирм и росту цен на сигареты. Выявлено асимметричное влияние увеличения цен на сигареты по видам сигарет. Повышение цены на дешевые сигареты приводит для некурящей части населения к увеличению вероятности начала курения доступных сигарет из-за падающего уровня жизни и одновременно к большей частоте отказа от курения из-за низкого уровня доходов для курильщиков. Повышение цены на дорогие сигареты способствует снижению вероятности начала курения для некурящего населения и уменьшению частоты отказа от курения для курильщиков. Поскольку для богатых индивидов цена сигарет играет второстепенную роль по сравнению с силой привычки к курению, текущая цена сигарет, возможно, влияет не столько на прекращение курения, сколько на смещение спроса в направлении более качественных сигарет. Таким образом, при регулировании табачного рынка необходимо учитывать неоднородность ценовой эластичности потребления табака. Увеличение цен на дешевые сигареты повышает вероятность начала

Таблица 4: Тобит-регрессия со случайными эффектами для логарифма количества выкуренных сигарет

Переменные	Панель РМЭЗ 1995–2001		Панель РМЭЗ 1994–2001	
	Полная выборка	Для занятых	Полная выборка	Для занятых
Const	–1,096*** (0,097)	–1,132*** (0,120)	–1,118*** (0,106)	–1,086*** (0,109)
Marst	–0,070*** (0,021)	–0,066*** (0,022)	–0,066*** (0,026)	–0,056*** (0,021)
Female	–0,876*** (0,027)	–0,848*** (0,029)	–0,909*** (0,026)	–0,878*** (0,027)
Age	0,016*** (0,006)	0,014** (0,006)	0,021*** (0,005)	0,018*** (0,006)
Agesq	–0,0003*** (0,0001)	–0,0002*** (0,0001)	–0,0003*** (0,0001)	–0,0003*** (0,0001)
Sort	1,339*** (0,010)	1,350*** (0,011)	1,310*** (0,009)	1,325*** (0,009)
Pricel	0,100 (0,062)	0,117 (0,076)	0,130 (0,098)	0,149 (0,101)
Priceu	0,214*** (0,049)	0,194*** (0,053)	0,170*** (0,045)	0,157*** (0,047)
Sport	–0,019** (0,008)	–0,023*** (0,009)	–	–
Hours	–	0,014*** (0,002)	–	0,013*** (0,002)
Empl	0,047* (0,027)	–	0,062** (0,025)	–
Начальное образование	–0,029 (0,031)	–0,037 (0,032)	–0,009 (0,028)	–0,013 (0,029)
ПТУ и среднее образование	0,033 (0,025)	0,042* (0,025)	0,036* (0,022)	0,037 (0,023)
Профессиональное обучение	0,012 (0,028)	–0,018 (0,029)	–0,011 (0,026)	–0,016 (0,027)
Высшее образование	–0,061** (0,033)	–0,068** (0,035)	–0,051* (0,031)	–0,058* (0,032)
Законодатели, топ-менеджеры, чиновники	0,158*** (0,043)	0,198** (0,045)	0,154*** (0,040)	0,191*** (0,042)
Профессионалы	–0,049 (0,039)	–0,032 (0,040)	–0,038 (0,035)	–0,022 (0,037)
Офисные служащие	0,011 (0,052)	0,007 (0,054)	0,030 (0,048)	0,020 (0,050)
Работники сферы услуг	0,168*** (0,040)	0,126*** (0,042)	0,185*** (0,037)	0,164*** (0,039)
Ремесленники и мастера	–0,011 (0,035)	–0,012 (0,037)	0,002 (0,033)	0,033 (0,034)
Рабочие, специалисты и техники	0,031 (0,035)	0,006 (0,037)	0,047 (0,033)	0,028 (0,034)
Неквалифицированные рабочие	0,005 (0,038)	–0,024 (0,039)	0,038 (0,035)	0,019 (0,037)
Военнослужащие	0,232*** (0,079)	0,234*** (0,084)	0,199*** (0,072)	0,178** (0,076)
Лог-правдоподобие	–12229,58	–11016,95	–14874,26	–13370,83
Тест Вальда	22917,65	21216,48	26715,86	24719,67
LR-тест $\sigma_u = 0$	2349,12	1918,32	3080,86	2581,44
Нецензурировано	8484	7652	10277	9236
Цензурировано слева	13518	12006	16677	14772

Замечания: Базисные категории: общее среднее образование, профессиональные специалисты производств. Стандартные ошибки в круглых скобках. Временные эффекты не показаны, но были включены в регрессию. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

курения среди молодежи в течение короткого промежутка времени почти на 0,03, что свидетельствует о наличии социальной проблемы – ухудшение уровня жизни при росте реальных цен приводит к распространению вредной привычки курения среди подростков. Выявлены отличия в причинах начала курения для женщин и мужчин. Для первых, характерен отказ от курения в периоды фертильности и большая эластичность факторов, связанных с самооценкой здоровья и количественным составом семьи. Для мужчин важен эффект молодого поколения. Более склонны к началу курения горожане, поскольку общественное мнение в сельской местности еще остается влиятельным фактором и препятствует распространению курения, так как считается, что курящие, особенно женщины, нарушают социальные нормы. В то же время в городе общественное мнение относительно вредных привычек демократичнее. Подтверждается эмпирически привыкающий характер потребления сигарет: увеличение количества выкуренных сигарет на 1 штуку сегодня, приводит к росту потребления на 0,04 штуки завтра. Менее склонны к отказу от курения курильщики со стажем. Причем эластичности риска отказа от сигарет по продолжительности курения для женщин и мужчин практически совпадают. Старение является достаточной причиной для сокращения потребления сигарет: получена выпуклая квадратичная зависимость для количества выкуриваемых сигарет от возраста индивида с пиком в возрасте 29 лет, по достижении которого количество выкуренных сигарет начинает снижаться. Результаты нашего исследования позволяют судить о положительном воздействии ограничительных мер законодательного характера, в частности, запрета курения в общественных местах (на работе) и пропаганды вреда курения. Существенно влияет на количество потребляемого табака напряженность работы и профессия. Выявлены возможности сокращения курения путем пропаганды здорового образа жизни, поскольку фактор физической активности сдерживает употребление табака и повышает вероятность отказа от курения.

Благодарности

Работа выполнена при финансовой поддержке Консорциума Экономических Исследований и Образования в России и СНГ (EERC Russia & CIS), грант R03-138. Автор благодарит Майкла Бинстока, Рэндалла Файлера и Ирину Денисову за профессиональные советы по выполнению проекта, Анну Лукьянову и Юрия Андриенко за ценные комментарии, и Станислава Анатольева за советы по подготовке статьи.

Список литературы

- Becker, G.S. & K.M. Murphy (1988). A theory of rational addiction. *Journal of Political Economy* 96, 675–700.
- Becker G.S., M. Grossman & K.M. Murphy (1994). An empirical analysis of cigarette addiction. *American Economic Review* 84, 396–418.
- Beenstock, M. & G. Rahav (2002). Testing gateway theory: The effect of cigarette prices on the consumption of cigarettes and illicit drugs in Israel. *Journal of Health Economics* 21, 679–698.
- Beenstock, M. & G. Rahav (2003). Immunity and susceptibility in illicit drug initiation in Israel. Unpublished manuscript.
- Chaloupka, F.J. & K.E. Warner (1999). The economics of smoking. *Handbook of Health Economics* 1B, 1539–1627, Elsevier: North Holland.
- Cox, D.R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34, 187–202.
- Cox, D. & D. Oakes (1984). *Analysis of Survival Data*. London: Chapman & Hall.
- Douglas, S.M. (1998). The duration of the smoking habit. *Economic Inquiry* 36, 49–64.

- Evans, W.N. & M.C. Farrelly (1998). The compensating behavior of smokers: taxes, tar and nicotine. *RAND Journal of Economics* 29, 578–595.
- Evans, W.N., M.C. Farrelly & E. Montgomery (1999). Do workplace smoking bans reduce smoking? *American Economic Review* 89, 729–747.
- Forster, M. & A.M. Jones. (2001). The role of tobacco taxes in starting and quitting smoking: Duration analysis of British data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 164, 517–547.
- Grambsch, P.M. & T.M. Therneau (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika* 81, 515–526.
- Greene, W.A. (2000). *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.
- Heckman, J. & B. Singer (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics* 24, 63–132.
- Jenkins, S.P. (1997). Discrete time proportional hazards regression (pgmhaz). In: H.J. Newton, ed., *Stata Technical Bulletin Reprints* 7, 109–121. College Station TX: Stata Corporation.
- Jenkins, S.P. (2004). Survival analysis. Draft lecture notes & Introduction to the analysis of spell duration data. Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Jones, A.M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics* 4, 23–39.
- Kiefer, N.M. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature* 26, 646–679.
- Klein, J.P. & M.L. Moeschberger (1997). *Survival Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Labeaga, J.M. (1999). A double-hurdle rational addiction model with heterogeneity: Estimating the demand for tobacco. *Journal of Econometrics* 93, 49–72.
- Lancaster T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lin, D.Y. & L.J. Wei (1989). The robust inference for the Cox proportional hazards model. *Journal of the American Statistical Association* 84, 1074–1078.
- Sander, W. (1995). Schooling and quitting smoking. *Review of Economics and Statistics* 129, 191–198.
- Suranovic, S.M., R.S. Goldfarb & T.C. Leonard (1999). An economic theory of cigarette addiction. *Journal of Health Economics* 18, 1–29.
- Tauras, J.A. (1999). The transition to smoking cessation: Evidence from multiple failure duration analysis. NBER Working Paper No. 7412.
- Tauras, J.A., P.M. O'Malley & L.D. Johnston (2001). Effects of price and access laws on teenage smoking initiation: A national longitudinal analysis. NBER Working Paper No. 8331.

Socioeconomic determinants of smoking in Russia

Sergey Arzhenovsky

Rostov State Economic University, Rostov-on-Don, Russia

We study factors impacting the initiation and termination of smoking as well as its “heaviness” on the basis of RLMS data. An asymmetric influence of cigarette prices is revealed, and an addictive character of tobacco consumption is confirmed. We find that it is possible to reduce smoking by popularization of a healthy lifestyle.

Keywords: Russia, smoking, duration analysis, hazard model

JEL Classification: C41, D12, I12.