

Применение ядерных и параметрических регрессий для оценки влияния страховых медицинских организаций на качество региональных систем здравоохранения

В работе предложена параметрическая модель с инструментальными переменными и непараметрическая модель с «ядерными регрессиями», которые применяются для изучения влияния частных страховых медицинских организаций в регионах Российской Федерации на агрегированные показатели качества региональных систем здравоохранения: уровень младенческой смертности, материнской смертности и смертности детей в возрасте до пяти лет. Результаты показывают, что положительное влияние частных страховщиков объясняется институциональными реформами в регионах.

Ключевые слова: ядерные регрессии; инструментальные переменные; система социального страхования; младенческая и материнская смертность.

JEL classification: I10; I18; G22; R22.

1. Введение

Возникновение страховых медицинских организаций (СМО) стало одним из ключевых элементов новой системы здравоохранения Российской Федерации, сформировавшейся в течение 1990-х и 2000-х гг. Считалось, что появление множества СМО повысит уровень эффективности системы здравоохранения путем усиления конкуренции (Sheiman, 1991).

Однако практическая реализация данного принципа в переходных экономиках (таких как в Чехии, Словакии и Российской Федерации) показала отсутствие достаточных стимулов у СМО и наличие чрезмерного регулирования. Несмотря на положительную динамику ряда показателей систем здравоохранения в переходных экономиках, ряд теоретических исследований свидетельствует об отсутствии взаимосвязи между данным явлением и формированием системы с множеством частных СМО (Medved et al., 2005; Lawson, Nemes, 2003). Что же касается формального эмпирического исследования данного вопроса, то имеющиеся работы обычно ограничиваются корреляционным анализом, (например, Здравоохранение в регионах ..., 2006; Twigg, 2001), не позволяющим учесть вопросы эндогенности, гетерогенности, нелинейности и наличия множества объясняющих факторов.

В данной работе изучается влияние частных СМО на агрегированные показатели качества региональных систем здравоохранения. Отметим, что среди множества индикаторов, отражающих результативность национальных и региональных систем здравоохранения (Journard et al., 2010; Propper, Wilson, 2006; OECD, 2004; WHO, 2000), агрегированными параметрами качества системы здравоохранения считаются показатели младенческой (в воз-

расте до 1 года или до 5 лет) и материнской смертности (Gottret, Schieber, 2006; Wagstaff, Claeson, 2004; Filmer, Pritchett, 1999). Поэтому эти показатели используются в данной работе в качестве ключевых переменных, отражающих качество систем здравоохранения в российских регионах.

В рамках экономического анализа в данной работе используется три вида моделей. В базовой модели тип региональной системы обязательного медицинского страхования (ОМС) рассматривается как ранговая переменная с несколькими значениями или как бинарная переменная (принимающая значение «единица», если частные СМО являются единственными агентами на страховом рынке ОМС). В расширенной модели учитывается эндогенность переменной, отвечающей за тип системы ОМС, и применяется метод инструментальных переменных. Третья модель является непараметрической и использует метод «ядерных» регрессий.

Результаты показывают положительное влияние частных страховщиков, выявленное в рамках оценивания параметрическими и непараметрическими моделями. Однако данное влияние может быть объяснено институциональными реформами в регионах, а не развитием конкуренции.

2. Эмпирические модели

2.1. Параметрическая модель с инструментальными переменными

В данной главе используется общий подход к оценке агрегированных моделей для показателей здоровья (Ruhm, 2006). Пусть

$$y = f(h, X), \quad (1)$$

где y — показатель здоровья в регионе, h — тип региональной системы ОМС, X — социально-экономические характеристики региона.

Предполагается, что присутствие СМО положительно влияет на качество региональной системы здравоохранения, а негосударственные СМО в большей степени заинтересованы в оптимизации уровня управления и контроле качества, чем государственные (Sheiman, 1991; Twigg, 1999; Заборовская и др., 2005; Шишкин и др., 2006). Поэтому тип региональной системы здравоохранения в данной работе определен как бинарная переменная h , единичное значение которой соответствует присутствию лишь негосударственных СМО на рынке ОМС¹.

Социально-экономические характеристики региона X — это контрольные переменные, которые традиционно используются в качестве детерминант результирующих показателей состояния здоровья на агрегированном уровне: подушевой ВРП, государственные и негосударственные расходы на здравоохранение (Francisci et al., 2008; Byrne et al., 2007;

¹ Если ввести дополнительную бинарную переменную для государственных СМО (филиалов территориальных фондов ОМС), сосуществующих на рынке вместе с негосударственными (частными СМО), то результаты анализа для переменной h не меняются. В связи с тем, что дополнительная бинарная переменная оказалась незначимой в базовой модели, в данной главе приводятся результаты регрессий лишь с переменной h .

Ivaschenko, 2005; Lopez-Casasnovas et al., 2005; Preker et al., 2002; Carrin, Politi, 1995) и коэффициент Джини как мера неравенства² (Wagstaff, Claeson, 2004; Filmer, Pritchett, 1999; Bidani, Ravallion, 1997; Anand, Ravallion, 1993). Кроме того, для учета влияния инфляции используется индекс потребительских цен. Географические различия между регионами принимаются во внимание с помощью переменных: доля городского населения в общей численности населения и средняя температура в январе.

Базовая модель

В модели анализируется влияние региональной системы ОМС на показатели здоровья в регионе. Пусть

$$y = X\beta + \theta h + \varepsilon, \quad (2)$$

где h — тип региональной системы ОМС, X — контрольные переменные, содержащие константу.

Расширенная модель с инструментальными переменными

Предполагается, что тип региональной системы ОМС связан с качеством институциональной среды в регионе, которая, в свою очередь, оказывает влияние на показатели здоровья. Поэтому можно сказать, что h становится эндогенной переменной в эмпирической модели, оценивающей уравнение (1). Следовательно, для учета эндогенности можно использовать метод инструментальных переменных. С этой целью базовая модель (2) расширяется до модели (3)–(5), в которой присутствуют латентная переменная h^* и наблюдаемая переменная h . Пусть

$$h^* = X\beta_1 + Z\delta_2 + \varepsilon_1, \quad (3)$$

$$y = \alpha h^* + X\beta_2 + \varepsilon_2, \quad (4)$$

$$h_i = \begin{cases} 0, & \text{если } h_i^* < c_0, \\ 1, & \text{если } c_0 \leq h_i^*, \end{cases} \quad (5)$$

$$\varepsilon_1 \sim N(0, \sigma^2 I), \quad \varepsilon_2 \sim N(0, I) \text{ — независимы,} \quad (6)$$

$$\varepsilon_1 \text{ и } X \text{ — независимы, } \varepsilon_1 \text{ и } Z \text{ — независимы,} \quad (7)$$

$$\varepsilon_2 \text{ и } Z \text{ — независимы, } \varepsilon_2 \text{ и } h^* \text{ — независимы,} \quad (8)$$

где Z — инструмент для региональной системы ОМС, c_0 — неизвестный порог (cutoff point) в модели бинарного выбора, который в нашем случае равняется нулю, т. к. X содержит константу.

Условия (6)–(8) позволяют оценить систему уравнений (3)–(5) с помощью двухшагового метода наименьших квадратов (two-stage least squares): сначала в (3) получаем прогнозные значения для h^* (оценивается модель бинарного выбора с h и h^*), а затем подставляем их в (4). Благодаря независимости ε_1 и ε_2 итоговое уравнение выглядит следующим образом:

² В анализе не используется уровень бедности, т. к. эта переменная оказывается сильно коррелированной с душевым ВРП.

$$y = \alpha \hat{h}^* + X \beta_2 + \varepsilon_2 + \alpha(h^* - \hat{h}^*). \quad (4')$$

Согласно предположениям (6)–(8), уравнение (4') позволяет получить состоятельные оценки, т. к. $\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \alpha(h^* - \hat{h}^*) = \varepsilon_1$ и $E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0$.

В качестве инструмента для региональной системы ОМС в данной работе используются переменные, связанные с различного рода финансовыми и политическими рисками в регионах (согласно методологии РА Эксперт³). Выбор инструмента объясняется тем, что недостаточное развитие системы ОМС в регионах напрямую связано с политикой давления со стороны региональных властей, которая отражается в существовании финансовых и политических рисков. В рамках приводимого здесь эконометрического анализа предполагается, что риски оказывают влияние на показатели здоровья в регионе лишь посредством взаимосвязи с типом региональной системы ОМС.

2.2. Непараметрические ядерные регрессии

Параметрическая модель накладывает ряд ограничений на описание экономического процесса (Hardle, Linton, 1994). В то же время оценки с помощью *ядерных* методов (kernel density estimators) не предполагают никаких особенностей функциональной формы и поэтому являются распространенным прикладным методом непараметрического анализа при большом размере выборки и ограниченном количестве регрессоров. Рассмотрим «ядерные функции» для дискретных и непрерывных объясняющих переменных (приводимые ниже обозначения соответствуют работе (Racine, Li, 2004)):

$$y_i = g(h_i, X_i) + u_i, \quad (9)$$

$$u_i \text{ и } h_i \text{ — независимы, } u_i \text{ и } X_i \text{ — независимы,} \quad (10)$$

$$\hat{g}(x) = \left(\sum_{i=1}^n y_i W_{b,ix} l_{\lambda,i} \right) / \left(\sum_{i=1}^n W_{b,ix} l_{\lambda,i} \right), \quad (11)$$

где i — индекс региона, y_i — агрегированный показатель состояния здоровья, g — неизвестная гладкая функция, \hat{g} — оценка g , h_i — тип системы ОМС, X_i — контрольные переменные, $W_{b,ix}$ — ядерная функция для непрерывных переменных X_i с параметром сглаживания (bandwidth) b , l — ядерная функция для дискретной переменной h , λ обозначает параметр сглаживания (smoothing parameter) для l , n — общее число наблюдений.

Обозначая дискретные переменные как X_i^d , непрерывные — как X_i^c , и совместную функцию плотности (X_i^d, X_i^c) — как $f(x_i^d, x_i^c)$, можно использовать произведение ядерных функций $L_{\lambda,ix}$ (см. уравнение (2.3) в работе (Racine, Li, 2004)):

$$L_{\lambda,ix} = \prod_{t=1}^k l(x_{t,i}^d, x_{t,i}^c, \lambda), \quad (12)$$

где t — компоненты дискретной переменной $X_{t,i}^d \in \{0, 1, \dots, c_t - 1\}$, l — ядерная функция, λ — параметр сглаживания для l .

³ <http://www.raexpert.ru/ratings/regions/>.

$W(\cdot)$ рассматривается как локально постоянная (Nadaraya–Watson) оценка с нормальным ядром второго порядка (Gaussian kernel of second order), и используются ядерные функции (Li, Racine, 2003) для комбинации дискретных и непрерывных переменных. Эти функции позволяют осуществлять тесты с большей мощностью по сравнению с оценками (Wang, van Ryzin, 1981) для ядерных функций с ранговыми переменными (Hsiao et al., 2007; Li, Racine, 2003)⁴. Параметры сглаживания выбираются согласно методу кросс-валидации Li, Racine (2003). Программа для вычислений написана на языке R (версия 2.12.2), используется пакет *np* (версия 0.40-4) (Hayfield, Racine, 2008, 2011).

При проверке робастности результатов используется расширенная выборка с данными 2000–2008 гг. и четырьмя значениями ранговой переменной. В этом случае применяется ядерная функция с геометрической функцией взвешивания из работы (Wang, van Ryzin, 1981).

3. Данные

Для расчетов используются объединенные данные (pooled data) о показателях здоровья, типах региональных систем ОМС и социально-экономических характеристиках в 85 регионах⁵ РФ за 2000–2006 гг. (табл. 1)⁶. Использование объединенных данных объясняется необходимостью увеличить размер выборки для оценивания с помощью ядерных регрессий. Нижняя граница временного интервала (2000 г.) выбрана для того, чтобы изучать региональные экономики, преодолевшие кризис 1998 г. Верхняя граница (2006 г.) связана с доступностью данных по ключевой переменной — типу региональной системы ОМС. Эта переменная присутствовала в отраслевой статистике Федерального фонда ОМС лишь до 2004 г., а существующие данные независимых исследований⁷ позволяют дополнить значения переменной лишь до 2006 г.

Индекс потребительских цен не учитывает межрегиональные различия в стоимости товаров и услуг в регионах. Поэтому анализ основан на предположении, что межвременная динамика стоимости товаров и услуг в рамках каждого региона одинакова.

3. Результаты оценивания

3.1. Параметрическая модель

В соответствии с традиционными эмпирическими моделями для агрегированной производственной функции в здравоохранении, результирующие показатели здоровья и подушевой ВРП взяты в логарифмах (обозначаются приставкой l). Для исключения влияния временного тренда в правую часть уравнений (3)–(4) были включены бинарные переменные

⁴ В нашем случае оценки с помощью ядерных функций Li, Racine (2003) и Wang, van Ryzin (1981) мало различаются.

⁵ Используются все регионы РФ согласно административному делению на 2008 г. Данные о подушевом ВРП в разные годы доступны для 79–80 регионов (исключение составляют несколько автономных округов).

⁶ В качестве источников данных взяты Росстат (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/), отраслевые сборники (Демографический ежегодник, Здравоохранение в РФ; Регионы России, Социально-экономическое положение и уровень жизни); Федеральный фонд ОМС (1999, 2003а, 2003б, 2004, 2005); РА Эксперт.

⁷ <http://www.healthreform.ru/>, Шишкин и др. (2006, 2007).

Таблица 1. Описательные статистики для объединенных данных в 2000–2006 гг.

Переменная	Определение	Наблю- дений	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
<i>Показатели здоровья</i>						
<i>infant</i>	Младенческая смертность = = смертей на 1000 живорожденных	550	13.40	4.07	4.70	42.10
<i>under5</i>	Смертность в возрасте до 5 лет = = вероятность смерти с рождения до 5 лет на 1000 детей в возрасте 0–5 лет	550	16.96	5.36	6.70	61.40
<i>mother</i>	Материнская смертность = = смертей матерей на 100 000 живорожденных	515	35.66	24.08	3.80	291.50
<i>Система ОМС</i>						
<i>h</i>	1, если на страховом рынке присутствуют только частные страховщики; 0 — иначе	550	0.58	0.49	0	1
<i>Контрольные переменные</i>						
<i>pGRP</i>	Подушевой ВРП, руб.	550	70839.91	68908.45	7751.70	765204.20
<i>public</i>	Доля госрасходов в ВРП, %. Госрасходы на здравоохранение = = Расходы региональных бюджетов на физкультуру и спорт + расходы ТФОМС	550	5.32	2.48	0.89	20.58
<i>private</i>	Доля частных расходов в ВРП, %	550	0.63	0.46	0.08	3.82
<i>Gini</i>	Коэффициент Джини	393	0.36	0.04	0.30	0.62
<i>CPI</i>	Индекс потребительских цен, декабрь к декабрю предыдущего года, %	550	114.35	4.59	105.50	138.70
<i>temperature</i>	Температура в январе, градусов Цельсия	550	–11.18	8.39	–37.10	4.30
<i>urban</i>	Доля городского населения, %	550	69.20	12.62	25.90	100
<i>Инструмент для системы ОМС</i>						
<i>finance</i>	Финансовый риск в регионе. Отражает баланс бюджетов компаний и правительств в регионе. Ранговая переменная, ранг 1 обозначает регион с минимальным риском	435	38.82	22.97	1	88

Примечание. Все переменные оценены за год. Финансовые переменные вычисляются в рублях. Коэффициент Джини вычисляется в российской статистике лишь с 2002 г. Финансовые риски в 2000–2003 гг. оценивались только для 51–54 регионов. Частные расходы на здравоохранение не включают расходы на лекарства и неформальные платежи.

для каждого года (за исключением первого, базисного года, т. к. в числе регрессоров присутствует и константа). В качестве инструмента для типа региональной системы ОМС выбран финансовый риск в регионе⁸. Финансовый риск определяется экспертами и отражает баланс бюджетов компаний и правительств в регионе. Для данной ранговой переменной ранг «единица» обозначает регион с минимальным риском (РА эксперт⁹). Следует отметить, что существующая эконометрическая теория тестирования слабых инструментов (Stock, Yogo, 2002; Staiger, Stock, 1997) касается F-статистики (для непрерывных переменных). Поэтому в данной работе можно лишь приблизительно сопоставить статистику χ^2 (для бинарных переменных, которой является тип системы ОМС) с соответствующими пороговыми значениями, полученными в теоретической литературе. Значение статистики χ^2 на первом шаге регрессии в случае финансового риска как инструмента равняется 6.81 (табл. 2). Это несколько ниже «мнемонического правила» со значением 10. Однако оно выше минимального значения, равного 5, и означает, что максимальный размер 5%-ного теста Вальда, основанного на двухшаговом методе минимальных квадратов или на методе максимального правдоподобия с ограниченной информацией, равняется 0.20 (Stock, Yogo, 2002; Staiger, Stock, 1997).

Таблица 2. Результаты первого шага регрессии (пробит-модель)

	<i>h</i>
<i>finance</i>	-0.0010*** (0.0038)
<i>lpGRP</i>	-0.5110** (0.2222)
<i>public</i>	-0.1039** (0.0446)
<i>private</i>	0.3525* (0.2021)
<i>urban</i>	0.0136* (0.0073)
<i>temperature</i>	-0.0246** (0.0116)
<i>CPI</i>	0.0002 (0.0329)
Константа	-6.6215 (4.1631)
Бинарные переменные для каждого года	Включены
Годы	7
Число наблюдений	435
Скорректированный псевдо- R^2	0.12

Примечание. ***, **, * — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках — робастные стандартные ошибки. В качестве проверки робастности была использована логит-модель, оценки которой мало отличаются от оценок в пробит-модели.

⁸ Другие виды инвестиционного риска (политический, законодательный, экологический, инфраструктурный риски) оказались более слабыми инструментами или же были эндогенны (например управленческий риск, при подсчете которого используется показатель младенческой смертности).

⁹ <http://www.raexpert.ru/ratings/regions/>.

Расчеты в рамках базовой модели (табл. 3) показали значимость переменной «тип региональной системы ОМС» при объяснении младенческой смертности и смертности детей в возрасте до пяти лет. В то же время, в рамках анализа в расширенной модели прогнозные значения типа региональной системы ОМС \hat{h}^* являются незначимыми при объяснении младенческой смертности и смертности детей в возрасте до пяти лет. Результаты робастны при включении коэффициента Джини в число регрессоров¹⁰.

Таблица 3. Регрессии, объясняющие показатели здоровья

	linfant		lunder5		Imother	
	Базовая	Расширенная	Базовая	Расширенная	Базовая	Расширенная
h	-0.066*** (0.017)		-0.071*** (0.016)		-0.072 (0.052)	
\hat{h}^*		-0.035 (0.055)		-0.024 (0.050)		-0.209 (0.153)
$lpGRP$	-0.040 (0.031)	-0.054 (0.040)	-0.028 (0.030)	-0.040 (0.038)	-0.055 (0.078)	-0.134 (0.010)
$public$	0.027*** (0.006)	0.013 (0.011)	0.031*** (0.005)	0.019* (0.010)	0.043** (0.019)	0.032 (0.029)
$private$	-0.016 (0.018)	-0.011 (0.029)	-0.017 (0.016)	-0.016 (0.026)	-0.111* (0.066)	-0.096 (0.098)
$urban$	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.006* (0.003)
$temperature$	-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	-0.013*** (0.001)	-0.013*** (0.002)	-0.022*** (0.003)	-0.023*** (0.004)
CPI	0.001 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.005)	0.011 (0.013)	0.017 (0.014)
Константа	2.613*** (0.626)	3.040*** (0.761)	3.017*** (0.581)	3.134*** (0.729)	2.044 (1.657)	0.922 (1.780)
Бинарные переменные года	Включены					
Годы	7	7	7	7	7	7
Число наблюдений	550	435	550	435	515	411
Скорректированный R^2	0.525	0.388	0.588	0.438	0.179	0.123
χ^2 на первом шаге регрессии		6.81		6.81		6.81

Примечание. ***, **, * — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках — робастные стандартные ошибки. Для каждого показателя здоровья результаты регрессии робастны по отношению к соответствующим подвыборкам, используемым в расширенных моделях (т.е. наблюдениям, для которых определена переменная *finance*).

Скорректированные значения R^2 для базовой и расширенной модели приведены не для взаимного сопоставления, а для представления о качестве каждой отдельной регрессии. В качестве проверки робастности базовая модель была оценена только на подвыборке из 435 наблюдений (для которых есть данные по переменной *finance*), при этом были получены близкие значения коэффициентов при объясняющих переменных. В таблице приведены оценки коэффициентов в базовой модели по всей выборке для сопоставления с результатами ядерных регрессий.

¹⁰ Коэффициент Джини присутствует в российской национальной статистике лишь с 2002 г. Поскольку результаты оценок робастны с точки зрения включения/исключения коэффициента Джини в число регрессоров, далее анализируются модели без коэффициента Джини, что позволяет увеличить временной период и, следовательно, увеличить число наблюдений (pooled data).

Можно отметить, что доля частных расходов на здравоохранение в ВРП имеет отрицательный коэффициент в регрессии, объясняющей младенческую смертность и смертность в возрасте до пяти лет. Это означает, что рост доли частных расходов приводит к снижению обоих показателей смертности. В то же время, доля государственных расходов в ВРП имеет положительный коэффициент, что может быть проинтерпретировано как неэффективность государственных расходов в здравоохранении.

3.2. Ядерные регрессии

Для учета влияния временного тренда в число регрессоров X_i в моделях (9)–(11) добавлена переменная $year$ ¹¹. Результаты ядерных регрессий показали, что региональная система ОМС является «значимой» объясняющей переменной в случае всех трех показателей здоровья. Действительно, значения параметров сглаживания для бинарной переменной h (принимающей значения 0 или 1) в моделях, объясняющих младенческую смертность, смертность детей в возрасте до пяти лет и материнскую смертность равняется, соответственно, 0.311, 0.327, 0.240, что значительно меньше единицы измерения данной переменной (табл. 4).

Таблица 4. Параметры сглаживания и качество подгонки ядерных регрессий

	linfant	lunder5	lmother
h	0.311	0.327	0.240
$lpGRP$	0.347	0.417	0.684
$public$	2.467	0.835	0.625
$private$	0.230	0.262	0.419
$urban$	0.056	0.053	0.294
$temperature$	0.561	0.617	0.492
CPI	6.437	5344225	4272184
$year$	0.679	0.637	1.521
Качество подгонки R^2	0.958	0.963	0.564
Среднеквадратическая ошибка	0.003	0.003	0.178
Ошибка кросс-валидации	0.021	0.016	0.292
Число наблюдений	550	550	515

Примечание. Для бинарной переменной h в таблице представлено значение соответствующего параметра сглаживания (smoothing parameter). Для непрерывных переменных параметры сглаживания (bandwidths) разделены на стандартное отклонение переменной. R^2 обозначает коэффициент детерминации, определенный для непараметрических регрессий. Ошибка кросс-валидации (CV error) вычисляется для функции кросс-валидации, минимизирующей квадраты расстояний с ядерной оценкой «leave-one-out», см. (Hsiao et al., 2007, уравнение (2.6)). Для каждого показателя здоровья результаты регрессии робастны по отношению к соответствующим подвыборкам, используемым в расширенных моделях (наблюдениям, для которых определена переменная $finance$).

¹¹ Такой подход объясняется тем, что результаты оценок в модели (2) и моделях (3)–(8) робастны по отношению к включению бинарных переменных для каждого года или же включению линейного тренда (с помощью переменной «год»).

Невысокие значения параметра сглаживания для логарифма подушевого ВРП относительно единиц измерения данной переменной может также интерпретироваться как «значимость» этой переменной. Наряду с незначимостью логарифма подушевого ВРП в аналогичных параметрических регрессиях (табл. 3), результат в рамках ядерных регрессий свидетельствует о вероятном наличии нелинейной зависимости между подушевым ВРП и показателями здоровья. Высокие значения параметра сглаживания индекса потребительских цен *CPI* (так же как и отсутствие вариации зависимой переменной на диаграммах для доверительных интервалов по отношению к переменной *CPI*) показывают, что *CPI* может быть исключен из числа регрессоров. Отметим, что «незначимость» *CPI* соответствует и результатам параметрических регрессий. Причиной этого может являться тот факт, что переменная *year* включает в себя ежегодные макроэкономические процессы, связанные с динамикой индекса потребительских цен.

4. Интерпретация результатов и робастность

Значимость региональной системы ОМС при объяснении показателей качества региональных систем здравоохранения не означает, что в регионах присутствует эффективная модель с конкуренцией между частными страховщиками. Действительно, руководители частных СМО отмечают, что конкуренция на рынке медицинского страхования практически отсутствует (Решетников, 2002; Twigg, 1999). Потребительские опросы показывают, что причины смены СМО чаще всего связаны с изменением места работы или переездом, а не с неудовлетворенностью работой страховщика (Баранов, Скляр, 2009). Неспособность частных СМО конкурировать за потребителей может быть выявлена из значений индикаторов о рыночной концентрации в ОМС. Данные о частных СМО (табл. 5) показывают, что в период 2005–2010 гг. их общее количество сокращалось, доля ведущих 10 компаний увеличивалась, и рос индекс концентрации Херфиндаля–Хиршмана¹². При этом уровень концентрации в сегменте обязательного медицинского страхования отмечается как наивысший на страховом рынке в России (Сергеева, 2006).

Таблица 5. Концентрация на рынке обязательного медицинского страхования в России

Показатель	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс Херфиндаля–Хиршмана (доходы от ОМС)	441	527	533	518	570	586
Доля ведущих 10 компаний на рынке, %	53	58	61	61	63	64
Число компаний на рынке	153	133	110	104	98	94

Источник: расчеты на основе данных <http://www.allinsurance.ru/biser.nsf/AllDocs/AKLK-73WA56060607509?OpenDocument&Filter=2010~1>. Оценка за 2010 г. использует данные с января по июнь.

Отсутствие конкуренции можно увидеть и по данным о числе исковых заявлений о защите прав потребителей в системе ОМС, которые очень редко подаются в суд через СМО (табл. 6). Такие заявления касаются жалоб пациентов на организацию системы предоставления ме-

¹² Данные до 2005 г. недоступны.

дицинских услуг в учреждениях здравоохранения, качество медицинской помощи, предоставления лекарств, отказов предоставить медицинские услуги и взимание платы за услуги, которые должны предоставляться бесплатно.

Таблица 6. Количество исковых заявлений о защите прав граждан в ОМС

Истец	2000	2001	2002	2003	2004
Пациент	691	619	479	543	458
Территориальный фонд ОМС	15	54	49	48	65
Страховые медицинские организации	70	58	37	30	66
Иное	58	58	36	40	24
Всего исковых заявлений	834	789	601	661	613

Источник: (Федеральный фонд ОМС, 2005, 2004, 2003а, б, 1999).

В заключение рассмотрим робастность результата о значимости региональной системы ОМС при контроле на уровень организации региональной системы здравоохранения. Для этого используем данные, доступные за 2004–2006 гг., о методах оплаты поставщиков медицинских услуг в регионах РФ¹³. Переменная *fees* (табл. 7) в базе данных построена таким образом, что более высокие ранги соответствуют более эффективным методам оплаты — подушевой оплате и оплате согласно медико-статистическим группам (Ensor et al., 1997), поэтому данная переменная отражает уровень организации в региональной системе здравоохранения.

Таблица 7. Методы оплаты поставщиков медицинских услуг

Ранг	Определение
1	Для групп поставщиков
2	Для каждого поставщика (поликлиники и больницы)
3	Для каждого специализированного отделения больницы
4	Согласно медико-статистическим группам
5	За каждое заболевание

Источники: (Заборовская и др., 2005), http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_metodic/metodic_fin_2004.html.

Добавим переменную о методах оплаты в число регрессоров X в базовой модели (2)¹⁴. В этом случае тип региональной системы ОМС и методы оплаты поставщиков оказываются значимыми для объяснения младенческой смертности и смертности в возрасте до пяти лет.

¹³ База данных «Реализация реформы здравоохранения в субъектах Российской Федерации», http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_metodic.html.

Хотя исходная переменная является ранговой (дискретной), при анализе в данной работе переменная используется как непрерывная с целью сокращения числа регрессоров (если бы вводились бинарные переменные для каждой категории).

¹⁴ Переменная о методах оплаты поставщиков не используется в расширенной модели (3)–(8) с инструментальными переменными в связи с предположением о прямом влиянии методов оплаты поставщиков на агрегированные показатели здоровья.

Оба регрессора имеют отрицательные коэффициенты. Иными словами, более эффективные методы оплаты поставщиков, так же как и наличие частных страховых медицинских организаций как единственных агентов на рынке медицинских услуг, приводит к более низким показателям младенческой смертности и смертности детей в возрасте до пяти лет (табл. 8).

Таблица 8. Регрессии, объясняющие показатели здоровья: базовая модель с переменными о методах оплаты поставщиков медицинских услуг

	linfant		lunder5		lmother	
	a	b	a	b	a	b
<i>h</i>	-0.123*** (0.030)	-0.113*** (0.030)	-0.114*** (0.028)	-0.104*** (0.028)	0.037 (0.077)	0.040 (0.079)
<i>lpGRP</i>	-0.076* (0.042)	-0.079* (0.042)	-0.061 (0.038)	-0.063* (0.038)	0.022 (0.108)	0.022 (0.108)
<i>public</i>	0.018* (0.009)	0.018** (0.009)	0.021** (0.008)	0.021*** (0.008)	0.075*** (0.025)	0.076*** (0.025)
<i>private</i>	-0.028 (0.023)	-0.018 (0.022)	-0.026 (0.021)	-0.017 (0.020)	-0.281*** (0.080)	-0.277*** (0.080)
<i>urban</i>	-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
<i>temperature</i>	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)
<i>CPI</i>	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.003 (0.007)	0.040** (0.020)	0.040** (0.020)
<i>fees</i>		-0.029*** (0.011)		-0.026*** (0.010)		-0.009 (0.028)
Константа	3.467*** (0.950)	3.633*** (0.933)	3.510*** (0.929)	3.664*** (0.922)	-2.108 (2.329)	-2.058 (2.317)
Бинарные переменные года	Включены					
Период наблюдений, лет	3	3	3	3	3	3
Число наблюдений	224	224	224	224	207	207
Скорректированный R^2	0.373	0.391	0.438	0.455	0.174	0.17

Примечание. ***, **, * — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках — робастные стандартные ошибки.

a — базовая модель, b — модель с переменными о методах оплаты поставщиков медицинских услуг.

5. Заключение

Поведение производителей и потребителей в экономике здравоохранения обладает рядом уникальных особенностей, что приводит к необходимости разработки специального экономико-математического инструментария для моделирования. В частности, требуется моделировать ненаблюдаемую гетерогенность экономических агентов, принимать во внимание латентные процессы, использовать прокси-переменные для оценки процесса произ-

водства и потребления в экономике здравоохранения, использовать модели для усеченных и цензурированных зависимых переменных, применять логарифмическую трансформацию переменных. Кроме того, экономико-математическое моделирование в здравоохранении имеет особое общественно-научное значение, в частности, с точки зрения адекватного количественного оценивания эффективности производителей в отрасли, результативности системы здравоохранения на национальном и региональном уровнях, а также краткосрочных и долгосрочных эффектов различных экономических реформ в отрасли.

Эмпирический анализ в данной работе был направлен на использование методов параметрического и непараметрического анализа для изучения взаимосвязи между традиционными показателями качества региональных систем здравоохранения и развитием системы обязательного медицинского страхования.

Результаты оценивания показали, что наличие частных СМО в качестве единственных агентов на рынке ОМС положительно связано с качеством региональных систем здравоохранения. Данные выводы соответствуют результату работы (Twigg, 2001) о взаимосвязи частных СМО и снижения младенческой смертности.

Тем не менее, при рассмотрении переменной «финансовый риск» как инструмента, тип региональной системы ОМС перестает быть значимым регрессором при объяснении показателей младенческой смертности и смертности детей до пяти лет. Результат свидетельствует о том, что региональная система ОМС является прокси-переменной для институциональной среды в регионе.

Добавление переменной о методах оплаты медицинских услуг и ее значимость могут быть проинтерпретированы как наличие квази-страхового механизма на рынке ОМС. Действуя в институциональной среде, где методы оплаты услуг поставщиков основаны на подушевом принципе или принципе медико-статистических групп, страховщики могут переносить часть их риска на поставщиков (Шейман, 2006; Glied, 2000; Chernichovsky et al., 1996). В то же время, частные СМО имеют лишь ограниченные возможности напрямую контролировать качество медицинской помощи и не могут заключать контракты, выбирая медицинские учреждения. Действительно, и закон 1991 г., и закон об ОМС 2010 г. обязывают страховщиков заключать контракты со всеми поставщиками. Поэтому превалирующими мерами контроля качества со стороны СМО становятся наложение штрафов на медицинские учреждения. Более того, методы оплаты поставщиков долгое время преимущественно устанавливались территориальным фондом ОМС, возможно, при участии чиновников из регионального департамента здравоохранения. Хотя право страховщиков определять методы оплаты было отмечено еще в законе 1991 г. (статья 15), это право оставалось декларативным на протяжении длительного времени. Если в Санкт-Петербурге участие представителей частных страховщиков в тарифных комиссиях в ОМС было разрешено в 2000 г., в большинстве регионов положения о тарифных комиссиях появились лишь в 2008–2009 гг.

Список литературы

Баранов И. Н., Скляр Т. М. (2009). Проблемы страховой модели здравоохранения (на примере Москвы и Санкт-Петербурга). В кн.: *X Международная конференция ВШЭ по проблемам развития экономики и общества. Сборник докладов. Т. 2.* <http://conf.hse.ru/2009/s2>.

Заборовская А. С., Чернец В. А., Шишкин С. В. (2005). Организация финансирования и управления здравоохранением в регионах России. Общая характеристика. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2004.html.

Здравоохранение в регионах Российской Федерации: механизмы финансирования и управления (2006). / Отв. ред. С. В. Шишкин. М.: Поматур. <http://www.socpol.ru/publications/index.shtml#health2006>.

Федеральный фонд ОМС (1999). *Обязательное медицинское страхование в Российской Федерации в 1998 году*. Москва.

Федеральный фонд ОМС (2003а). *Обязательное медицинское страхование в Российской Федерации в 2002 году*. Москва.

Федеральный фонд ОМС (2003б). *Обязательному медицинскому страхованию в Российской Федерации — 10 лет*. Москва.

Федеральный фонд ОМС (2004). *Обязательное медицинское страхование в Российской Федерации в 2003 году*. Москва.

Федеральный фонд ОМС (2005). *Обязательное медицинское страхование в Российской Федерации в 2004 году*. Москва.

Решетников А. В. (2002). *Управление, экономика и социология обязательного медицинского страхования*. Том 3. М.: ГЭОТАР-МЕД.

Сергеева О. (2006). О состоянии конкурентной среды на рынке ОМС. *Страховое ревью*, 3, 19–22.

Шейман И. М. (2006). О так называемой конкурентной модели обязательного медицинского страхования. *Менеджер здравоохранения*, 1, 52–58.

Шишкин С. В., Бесстремянная Г. Е., Чернец В. А. (2006). Организация финансирования и управления здравоохранением в регионах России в 2005 году. Общая характеристика. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2005.html.

Шишкин С. В., Канатова Н. В., Селезнева С. В., Чернец В. А. (2007). Организация управления и финансирования здравоохранением в субъектах Российской Федерации в 2006 году. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2006.html.

Anand S., Ravallion M. (1993). Human development in poor countries: On the role of private incomes and public services. *Journal of Economic Perspectives*, 7 (1), 133–150.

Bidani B., Ravallion M. (1997). Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of Econometrics*, 77, 125–139.

Byrne M. M., Pietz K., Woodard L., Petersen L. A. (2007). Health care funding levels and patient outcomes: A national study. *Health Economics*, 16, 385–393.

Carrin G., Politi C. (1995). Exploring the health impact of economic growth, poverty reduction and public health expenditure. *Tijdschrift voor Economie en Mailagement*, 11 (3–4), 227–246.

Chernichovsky D., Ofer G., Potapchik, E. (1996). Health sector reform in Russia: The heritage and the private/public mix. *МОСТ-МОСТ*, 6, 125–152.

Filmer D., Pritchett L. (1999). The impact of public spending on health: Does money matter? *Social Science and Medicine*, 49, 1309–1323.

Francisci S., Gigli A., Gesano G., Folino-Gallo P. (2008). Decomposing differences in acute myocardial infarction fatality in Italian regions. *Health Care Management Science*, 11, 111–120.

Gottret P., Schieber G. (2006). Health Financing Revisited. A practitioner's guide. The World Bank. <http://siteresources.worldbank.org/INTHSD/Resources/topics/Health-Financing/HFRFull.pdf>.

Hardle W., Linton O. (1994). Applied nonparametric methods. In: Engle R. F., McFadden D. L. (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, Amsterdam: Elsevier, 2295–2339.

Hayfield T., Racine J. S. (2008). Nonparametric econometrics: The np package. *Journal of Statistical Software*, 27 (5), 1–31.

Hayfield T., Racine J. S. (2011). Package ‘np’. Nonparametric kernel smoothing methods for mixed data types. Version 0.40-4. <http://cran.r-project.org/web/packages/np/>.

Hsiao C., Li Q., Racine J. S. (2007). A consistent model specification test with mixed discrete and continuous data. *Journal of Econometrics*, 140, 802–826.

Ivaschenko O. (2005). The patterns and determinants of longevity in Russia’s regions: Evidence from panel data. *Journal of Comparative Economics*, 33, 788–813.

Joumard I., André C., Nicq C. (2010). Healthcare systems: Efficiency and institutions. *OECD Economics department, Working Papers*, No. 769. <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/fulltext/5kmfp51f5f9t.pdf?expires=1321551430&id=id&accname=guest&checksum=AE7861DECEDBAC090D217C7534AFF635>.

Lawson C., Nemeč J. (2003). The political economy of Slovak and Czech health policy: 1989–2000. *International Political Science Review*, 24 (2), 219–235.

Li Q., Racine J. (2003). Nonparametric estimation of distributions with categorical and continuous data. *Journal of Multivariate Analysis*, 86, 266–292.

Lopez-Casasnovas G., Costa-Font J., Planas I. (2005). Diversity and regional inequalities in the Spanish system of health care services. *Health Economics*, 14 (S1), S221–S235.

Medved J., Nemeč J., Vitek L. (2005). Social health insurance and its failures in the Czech Republic and Slovakia: The role of the state. *Prague Economic Papers*, 1, 64–81.

OECD (2004). Towards high-performing health systems. OECD health project, summary report. <http://www.oecd.org/dataoecd/7/58/31785551.pdf>.

Preker A. S., Jakab M., Schneider M. (2002). Health financing reforms in Central and Eastern Europe and the former Soviet Union. In: Mossalos E., Dixon A., Figueras J., Kutzin J. (eds.), *Funding Health Care: Options for Europe*, European Observatory on Health Care Systems Series: Open University Press, 80–109.

Propper C., Wilson D. (2006). The use of performance measures in health care systems — In: Jones A. (ed.), *The Elgar Companion to Health Economics* — Edward Elgar, 350–358.

Racine J., Li Q. (2004). Nonparametric estimation of regression functions with both categorical and continuous data. *Journal of Econometrics*, 119, 99–130.

Ruhm C. J. (2006). Macroeconomic conditions, health and mortality. In: Jones A. (ed.), *The Elgar Companion to Health Economics*. Edward Elgar, 5–14.

Sheiman I. (1991). Health care reform in the Russian Federation. *Health Policy*, 19, 45–54.

Staiger D., Stock J. H. (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65 (3), 557–586.

Stock J. H., Yogo M. (2002). Testing for weak instruments in linear IV regressions. *Technical Working Paper 284*, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge.

Twigg J. (1999). Obligatory medical insurance in Russia: The participants’ perspective. *Social Science and Medicine*, 49, 371–382.

Twigg J. L. (2001). Russian healthcare reform at the regional level: Status and impact. *Post-Soviet Geography and Economics*, 42, 202–219.

Wagstaff A., Claeson M. (2004). *The Millennium development goals for health, rising to the challenges*. The World Bank. http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2004/07/15/000009486_20040715130626/Rendered/PDF/296730PAPER0Mi1ent0goals0for0health.pdf.

Wang M. C., van Ryzin J. (1981). A class of smooth estimators for discrete contributions. *Biometrika*, 68 (1), 301–309.

WHO (2000). The World Health report. Health Systems: Improving performance. http://www.who.int/whr/2000/en/whr00_en.pdf.

References

Baranov I. N., Skljär T. M. (2009). Problemy strahovoj modeli zdravoohraneniya (na primere Moskvy i Sankt-Peterburga). V kn.: *X Mezhdunarodnaja konferencija VShJe po problemam razvitiya jekonomiki i obshhestva. Sbornik dokladov. T. 2.* <http://conf.hse.ru/2009/s2>.

Zaborovskaja A. S., Chernec V. A., Shishkin S. V. (2005). Organizacija finansirovaniya i upravleniya zdravoohraneniem v regionah Rossii. Obshhaja harakteristika. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2004.html.

Zdravoohranenie v regionah Rossijskoj Federacii: mehanizmy finansirovaniya i upravleniya (2006). Otv. red. S. V. Shishkin. Moskva: Pomatur. <http://www.socpol.ru/publications/index.shtml#health2006>.

Federal'nyj fond OMS (1999). *Objazatel'noe medicinskoje strahovanie v Rossijskoj Federacii v 1998 godu.* Moskva.

Federal'nyj fond OMS (2003a). *Objazatel'noe medicinskoje strahovanie v Rossijskoj Federacii v 2002 godu.* Moskva.

Federal'nyj fond OMS (2003b). *Objazatel'nomu medicinskomu strahovaniju v Rossijskoj Federacii — 10 let.* Moskva.

Federal'nyj fond OMS (2004). *Objazatel'noe medicinskoje strahovanie v Rossijskoj Federacii v 2003 godu.* Moskva.

Federal'nyj fond OMS (2005). *Objazatel'noe medicinskoje strahovanie v Rossijskoj Federacii v 2004 godu.* Moskva.

Reshetnikov A. V. (2002). *Upravlenie, jekonomika i sociologija objazatel'nogo medicinskogo strahovanija.* Tom 3. Moskva. GJeOTAR-MED.

Sergeeva O. (2006). O sostojanii konkurentnoj sredy na rynke OMS. *Strahovoe revju.* 3, 19–22.

Shejman I. M. (2006). O tak nazывaemoj konkurentnoj modeli objazatel'nogo medicinskogo strahovanija. *Manager Zdravoochranenia*, 1, 52–58.

Shishkin S. V., Besstremjannaya G. E., Chernec V. A. (2006). Organizacija finansirovaniya i upravleniya zdravoohraneniem v regionah Rossii v 2005 godu. Obshhaja harakteristika. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2005.html.

Shishkin S. V., Kanatova N. V., Selezneva S. V., Chernec V. A. (2007). Organizacija upravleniya i finansirovaniya zdravoohraneniem v sub#ektah Rossijskoj Federacii v 2006 godu. http://www.healthreform.ru/stat_data/fin_report/report_2006.html.

Anand S., Ravallion M. (1993). Human development in poor countries: On the role of private incomes and public services. *Journal of Economic Perspectives*, 7 (1), 133–150.

Bidani B., Ravallion M. (1997). Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of Econometrics*, 77, 125–139.

Byrne M. M., Pietz K., Woodard L., Petersen L. A. (2007). Health care funding levels and patient outcomes: a national study. *Health Economics*, 16, 385–393.

Carrin G., Politi C. (1995). Exploring the health impact of economic growth, poverty reduction and public health expenditure. *Tijdschrift voor Economie en Mailagement*, 11 (3–4), 227–246.

Chernichovsky D., Ofer G., Potapchik, E. (1996). Health sector reform in Russia: The heritage and the private/public mix. *МОСТ-MOST*, 6, 125–152.

Filmer D., Pritchett L. (1999). The impact of public spending on health: Does money matter? *Social Science and Medicine*, 49, 1309–1323.

Francisci S., Gigli A., Gesano G., Folino-Gallo P. (2008). Decomposing differences in acute myocardial infarction fatality in Italian regions. *Health Care Management Science*, 11, 111–120.

Gottret P., Schieber G. (2006). Health Financing Revisited. A practitioner's guide. The World Bank. <http://siteresources.worldbank.org/INTHSD/Resources/topics/Health-Financing/HFRFull.pdf>.

Hardle W., Linton O. (1994). Applied nonparametric methods. In: Engle R. F., McFadden D. L. (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, Amsterdam: Elsevier, 2295–2339.

Hayfield T., Racine J. S. (2008). Nonparametric econometrics: The np package. *Journal of Statistical Software*, 27 (5), 1–31.

Hayfield T., Racine J. S. (2011). Package 'np'. Nonparametric kernel smoothing methods for mixed data types. Version 0.40-4. <http://cran.r-project.org/web/packages/np/>.

Hsiao C., Li Q., Racine J. S. (2007). A consistent model specification test with mixed discrete and continuous data. *Journal of Econometrics*, 140, 802–826.

Ivaschenko O. (2005). The patterns and determinants of longevity in Russia's regions: Evidence from panel data. *Journal of Comparative Economics*, 33, 788–813.

Joumard I., André C., Nicq C. (2010). Healthcare systems: Efficiency and institutions. *OECD Economics department, Working Papers*, No. 769. <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/fulltext/5kmp51f5f9t.pdf?expires=1321551430&id=id&accname=guest&checksum=AE7861DECEDBAC090D217C7534AFF635>.

Lawson C., Nemeč J. (2003). The political economy of Slovak and Czech health policy: 1989–2000. *International Political Science Review*, 24 (2), 219–235.

Li Q., Racine J. (2003). Nonparametric estimation of distributions with categorical and continuous data. *Journal of Multivariate Analysis*, 86, 266–292.

Lopez-Casasnovas G., Costa-Font J., Planas I. (2005). Diversity and regional inequalities in the Spanish system of health care services. *Health Economics*, 14 (S1), S221–S235.

Medved J., Nemeč J., Vitek L. (2005). Social health insurance and its failures in the Czech Republic and Slovakia: The role of the state. *Prague Economic Papers*, 1, 64–81.

OECD (2004). Towards high-performing health systems. OECD health project, summary report. <http://www.oecd.org/dataoecd/7/58/31785551.pdf>.

Preker A. S., Jakab M., Schneider M. (2002). Health financing reforms in Central and Eastern Europe and the former Soviet Union. In: Mossalos E., Dixon A., Figueras J., Kutzin J. (eds.), *Funding Health Care: Options for Europe*, European Observatory on Health Care Systems Series: Open University Press, 80–109.

Propper C., Wilson D. (2006). The use of performance measures in health care systems — In: Jones A. (ed.), *The Elgar Companion to Health Economics* — Edward Elgar, 350–358.

Racine J., Li Q. (2004). Nonparametric estimation of regression functions with both categorical and continuous data. *Journal of Econometrics*, 119, 99–130.

Ruhm C. J. (2006). Macroeconomic conditions, health and mortality. In: Jones A. (ed.), *The Elgar Companion to Health Economics*. Edward Elgar, 5–14.

Sheiman I. (1991). Health care reform in the Russian Federation. *Health Policy*, 19, 45–54.

Staiger D., Stock J. H. (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65 (3), 557–586.

Stock J. H., Yogo M. (2002). Testing for weak instruments in linear IV regressions. *Technical Working Paper 284*, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge.

Twigg J. (1999). Obligatory medical insurance in Russia: The participants' perspective. *Social Science and Medicine*, 49, 371–382.

Twigg J. L. (2001). Russian healthcare reform at the regional level: Status and impact. *Post-Soviet Geography and Economics*, 42, 202–219.

Wagstaff A., Claeson M. (2004). *The Millennium development goals for health, rising to the challenges*. The World Bank. http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2004/07/15/000009486_20040715130626/Rendered/PDF/296730PAPER0Mi1ent0goals0for0health.pdf.

Wang M. C., van Ryzin J. (1981). A class of smooth estimators for discrete contributions. *Biometrika*, 68 (1), 301–309.

WHO (2000). The World Health report. Health Systems: Improving performance. http://www.who.int/whr/2000/en/whr00_en.pdf.