

О фильтрующей роли образования в России¹⁾

Аистов А.В.

В работе выполнена проверка предположения о том, что для отдельных форм обучения и категорий занятых образование не является инвестициями в человеческий капитал или повышает человеческий капитал незначительно, а основная функция образования – фильтрующая. В такой ситуации сертификат об образовании или длительность обучения могут быть использованы в качестве сигналов о «природных» индивидуальных способностях и производительности выпускников при трудоустройстве и получении доходов на рынке труда. Эмпирический анализ выполнен на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения 2000–2006 гг.

Ключевые слова: образование; скрининг; уравнение минсеровского типа; отдача от образования.

Увлечение россиян получением высшего образования (иногда второго и даже третьего) является наблюдаемой тенденцией нашего времени. В большинстве исследований, когда речь идет об обучении и отдаче от образования, авторы оперируют хорошо зарекомендовавшим себя понятием «человеческий капитал». Иногда полезно учесть и попытаться оценить роль информации на рынке труда. Действительно ли россияне инвестируют в человеческий капитал, рассчитывая на более высокую отдачу от приобретенных способностей, или просто получают возможность сигнализировать о своих «врожденных» индивидуальных способностях для позиционирования себя на рынке труда?

В рамках предлагаемой работы выполнена эмпирическая проверка гипотез, следующих из информационных теорий – гипотез скрининга. Следуя англоязычной литературе, скринингом мы называем процесс получения работодателем информации о производительности и профессиональных навыках нанимаемого работника

¹⁾ Работа выполнена при поддержке индивидуального исследовательского гранта 2006 г. Научного фонда Государственного университета – Высшей школы экономики (номер гранта 06-01-0064).

Автор выражает искренние благодарности С.Ю. Рошину и В.Е. Гимпельсону за интерес к проводимому исследованию и благодарит всех участников семинара научно-учебной Лаборатории исследований рынка труда 13 июня 2007 г. за обсуждение предварительных результатов данной работы.

Аистов А.В. – к. ф.-м. н., доцент, Нижегородский филиал Государственного университета – Высшей школы экономики.

Статья поступила в Редакцию в апреле 2009 г.

(см., например: [13]). Согласно сильной гипотезе скрининга, производительность индивидуума остается неизменной в ходе обучения, фактически является его врожденной способностью. Система образования, фильтруя выпускников, позволяет им лишь получить сигнал о своих способностях, который они впоследствии могут использовать на рынке труда [8, 21]. Слабая гипотеза предполагает, что основной ролью образования является сигнальная (оно обеспечивает индивидуума индикатором его производительности), в то же время образование может повышать способности и производительность индивидуума [8, 30, 31, 32, 33].

Эконометрический анализ выполнен на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) 2000–2006 гг. Одним из вариантов проверки является выполнение оценок отдач от образования (сертификации или длительности обучения) в группах, в разной степени подверженных скринингу. Если работник не подвергается скринингу, то отдачей от образования является отдача от его человеческого капитала, если попадает под скрининг – к этой отдаче добавляется отдача от образовательных сигналов. В рамках работы предлагаются два варианта такого разделения. В первом – сравниваются отдачи от образования работников государственных и негосударственных предприятий. Во втором – сравниваются отдачи от образования наемных работников и самозанятых. Еще одним подходом является рассмотрение динамики отдачи от образования во времени. Предполагается, что в случае справедливости сильной гипотезы эта отдача остается неизменной.

Если говорить об актуальности темы исследования, следует упомянуть, что чрезмерное увлечение дополнительным образованием может быть причиной заметного оттока ресурсов из производственной сферы. Справедливость сильной гипотезы является свидетельством своеобразного провала рынка. Провала рынка в данном случае можно избежать, если образование будет действительно повышать человеческий капитал обучающегося и соответствующие учебные заведения обеспечат общество правильной информацией о производительности своих выпускников.

Обзор литературы

Интерес к данной проблеме может быть объяснен также и с исторической точки зрения. Одним из достижений экономистов явилось развитие теории человеческого капитала. Согласно этой теории, образование, составляющее ядро человеческого капитала, повышает производительность индивидуума. Если в условиях рынка предельная альтернативная стоимость – оплата труда – стремится к равенству с предельной производительностью индивидуумов, то повышение уровня образования приводит к увеличению доходов индивидуумов при прочих равных условиях. Идея человеческого капитала простирается своими корнями к работам У. Петти, А. Смита, А. Маршала и была развита в более поздних работах (см., например: [10, 23, 29]).

Развитие информационных теорий внесло свой вклад в объяснение связи уровня образования и доходов участников рынка. Началом дискуссии о роли информации в объяснении некоторых закономерностей формирования рынка труда можно считать статью [33], в которой рассмотрено принятие решения в процессе поиска работы в условиях несовершенства информации. В своей работе Стиглер построил многопериодную модель максимизации прибыли в условиях неопределенности и выполнил простые эмпирические оценки, ее подтверждающие. Автор показал, чем более «информирован» рынок труда, тем ближе предельный продукт отдель-

ного работника к своему максимальному значению. Информация на рынке труда способствует оптимальному распределению работников по рабочим местам.

Одной из первых теоретических моделей равновесия рынка, учитывающих использование образования в качестве информационного критерия при найме на работу, является модель, описанная в работах [30, 31]. Спенс сравнивает процесс найма работника с рискованными инвестициями или игрой в лотерею. Нанимаемому работнику назначается контракт, оговаривающий определенную оплату его труда, который не может быть пересмотрен в течение определенного периода времени. Сумму своих расходов на нанимаемого работника работодатель вынужден оценить заранее, располагая лишь его наблюдаемыми характеристиками, среди которых есть уровень образования. Получение образования, с точки зрения будущего работника, может быть рассмотрено как приобретение сигнала о своих способностях. Индивидуум с низкой производительностью – большими издержками на приобретение сигнала – не будет приобретать данный сигнал, поскольку издержки на его приобретение превысят будущие доходы. В результате на рынке труда может установиться равновесие, разделяющее работников по производительности. Если предположить, что издержки на обучение и производительность работника коррелируют отрицательно, то в рамках рассмотренной модели систему обучения можно считать фильтром, отсеивающим непродуктивных индивидуумов.

В работе [8] сделана оговорка о том, что сам автор не верит в то, что образование играет чисто фильтрующую роль. Для большинства профессий образование дает специальные знания и навыки, необходимые для профессиональной деятельности, и повышает производительность работников. Тем не менее, с оговоркой о том, что это лишь «упражнение» в построении теории, Эрроу развивает модель, в которой образование играет фильтрующую роль: не повышает человеческий капитал обучающихся, а лишь отсеивает менее способных учеников. Опираясь на результаты такой фильтрации, работодатель получает возможность разделять работников на группы с разной производительностью и назначать им разную оплату труда, соответствующую средней производительности работников с данным уровнем образования. В комментариях к своей модели Эрроу делает замечание о том, что фильтрующая роль образования теряет силу, если работодатель устраивает более эффективную фильтрацию, наблюдая за работниками после их найма.

Подробный анализ выгод и издержек общества и отдельных индивидуумов в условиях существования фильтрации на основе наблюдаемой характеристики индивидуума – его уровня образования – приведен в работе [34]. Модели данной работы предполагают, что сектор образовательных услуг в дополнение к квалификации работников производит еще один продукт – информацию, которая в дальнейшем может быть использована в рамках скрининга. При упрощенной интерпретации одного из результатов работы [34] скрининг тоже может являться производственным процессом, в котором информация является ресурсом. Если говорить в целом об обществе, то валовая отдача от скрининга для него будет нулевой лишь при условии, что стоимость самого скрининга не учитывается, поскольку его роль – перераспределительная. Несовершенство информации можно рассматривать как обременение налогом более способных и за счет этого – субсидирование менее способных индивидуумов.

Общая особенность рассмотренных выше моделей – изучение влияния информации на формирование рыночного равновесия. Результаты этих работ имеют большую научную значимость, но многие теоретические выводы не могли быть проверены эмпирически.

Совершенствование методов количественного анализа неизбежно привело к тому, что эмпирические исследования роли информации на рынке труда развивались параллельно теоретическим моделям. Сравнение доходов индивидуумов, имеющих одинаковые уровни образования, индивидуальные характеристики, характеристики занятости и внешнее экономическое окружение, но в разной степени подверженных скринингу на рынке труда, является достаточно очевидным способом выявления сигнальной роли образования. Одной из первых работ данного направления является исследование [35]. Его авторы, используя данные NBER-ТН²⁾, показали, что уровень образования может служить относительно дешевым инструментом скрининга. Согласно их исследованию, отсутствие скрининга существенно снижает отдачу от образования.

Автор работы [37] демонстрировал сигнальную функцию образования, сравнивая доходы работников, чей труд был связан с профессией, полученной в ходе обучения, и работников, выполнявших работу «не по специальности». Заметим, это можно интерпретировать как сравнение отдачи от специального и общего человеческого капитала.

Идея разделения респондентов на группы использована в работах [27, 28], где развита теоретическая модель, предполагающая, что фирмы в разной степени уделяют внимание скринингу при найме работников. Эмпирические оценки подтвердили выводы теоретической модели и позволили автору [28] выявить специальности, в рамках которых работники проходят скрининг при найме на работу³⁾. Выполненное в работе [28] эмпирическое исследование подтвердило, что учет информационной роли образования позволяет точнее объяснить состояние рынка труда по сравнению с использованием моделей человеческого капитала.

Большим достижением работы [38] было предложение использовать самозанятых в качестве группы, не подверженной скринингу. В эмпирической части своего исследования автор на основе данных NBER-ТН провел сравнение уровня образования, способностей (на основе 17 тестов 1943 г., аналогичных IQ-тестам), стажа работы и доходов самозанятых с соответствующими характеристиками наемных работников. Автор показал, что индивидуумы, не намеренные сигнализировать о своей производительности на рынке труда, тратят меньше своих ресурсов на приобретение соответствующих сигналов, в частности – образования, в результате их длительность обучения меньше.

Автор исследования [26] аргументировал, что скрининг, если он существует, должен сильнее проявляться в неконкурентном секторе экономики – государственном. Поскольку он более бюрократический, доходы работников в нем в большей степени должны быть связаны с длительностью обучения, отдача от образования в этом секторе должна быть выше, чем у занятых в частном – конкурентном – секторе экономики. Кроме этого, для работников с разными уровнями образования профили в осях «доход – стаж работы» должны сближаться с ростом стажа. Скрининг

²⁾ В 1955 г. профессора Р. Торндайк и Е. Хаген провели экономическое обследование 17000 ветеранов Второй мировой войны из отряда добровольцев Американских военно-воздушных сил, проходивших ряд психологических, математических, физиологических и др. тестов с июля по декабрь 1943 г. В 1968–1969 гг. Национальное бюро экономических исследований (NBER) выполнило дополнительный опрос вошедших в выборку 1955 г. Сформированная база данных получила название NBER-ТН.

³⁾ Использовались данные Current Population Survey (U.S. Bureau of the Census 1971–1975).

с использованием образовательных сигналов делает возрастной профиль зарплаты высокообразованных работников более пологим, а работников с низким уровнем образования – растущим быстрее.

Согласно работам [20, 22], снижение отдачи от образования с ростом стажа работы на последнем месте занятости – свидетельство слабой гипотезы скрининга. В случае справедливости сильной гипотезы стаж работы на последнем месте не уменьшает отдачу от уровня образования работника, наблюдавшегося на момент скрининга.

Судя по имеющейся литературе, первым автором, предпринявшим попытку оценить проявления образовательных сигналов на российском рынке труда, был А. Кларк [16]. Он выполнил проверку гипотез скрининга, используя данные 5–8 раундов РМЭЗ (1994–1996, 1998 гг.). Содержащиеся в анкетах РМЭЗ вопросы позволили автору использовать три эмпирических подхода. Автор дал условные названия: метод Волпина [38], Псахаропулоса [26] и Лиу-Вонга [22].

Повторяя методику Псахаропулоса, Кларк [16] сравнил оценки уравнений доходов минсервовского типа в государственном и частном секторах экономики.

В качестве подтверждения скрининга Кларк намеревался продемонстрировать более высокое значение коэффициента при длительности обучения в уравнении доходов в государственном секторе по сравнению с соответствующим коэффициентом в негосударственном секторе экономики и более низкое значение R^2 в оценках уравнений доходов в негосударственном секторе. Ожидаемое различие коэффициентов предполагалось объяснить тем, что государственный сектор более формально подходит к образованию как сигналу. Негосударственный сектор вознаграждает за реально наблюдаемую производительность, а не за формальный признак – уровень образования. Более высокое значение R^2 в государственном секторе должно было быть свидетельством того, что доходы работников в этом секторе лучше объясняются уровнем образования по сравнению с доходами занятых в негосударственном секторе.

К сожалению, Кларк [16] не получил ожидаемых результатов. Более того, при использовании в качестве зависимой переменной логарифма доходов от основной работы отдача от образования в негосударственном секторе оказалась выше⁴). Автор объяснил это большей гибкостью зарплаты в негосударственном секторе в переходной экономике – способностью частных работодателей стимулировать работников, имеющих большой человеческий капитал. Сделав такой вывод, Кларк выполнил другую попытку проверки гипотез скрининга: сравнил отношения зарплаток работников в середине и в начале их карьеры. Однако и в этом случае не удалось получить желаемого результата. Отношение доходов в середине карьеры к доходам в начале трудовой деятельности для работников негосударственного сектора примерно в 50% проверенных случаев оказалось меньшим единицы. Автор объяснил это повышением спроса на специалистов с современным уровнем подготовки в период переходной экономики. Заметим, последнее противоречит работам Денисовой и Карцевой [3, 4], их более тонкое исследование позволило сделать вывод о том, что старые дипломы не хуже новых.

Кларк [16] отметил, что попытки выявить эффект скрининга, используя методики Псахаропулоса, в период переходной экономики обречены на неудачу из-за

⁴) В 1995 г. – 0,0452 и 0,0525, 1996 г. – 0,0506 и 0,0799, 1998 г. – 0,1051 и 0,1557 – в государственном и негосударственном секторах соответственно.

наличия многих факторов, влияющих на формирование негосударственного сектора и искажающих «традиционный» скрининг, существующий в периоды спокойного развития экономики. Более приемлемой, с его точки зрения, в данной ситуации должна быть методика Волпина [38]: сравнение отдач от образования самозанятых и наемных работников. Отдача от длительности обучения самозанятых – результат накопления человеческого капитала; у наемных работников к этой отдаче добавится влияние сигнала об образовании, в результате коэффициент при длительности обучения в их уравнении доходов должен быть выше. Кларк [16] получил следующие оценки этого коэффициента для наемных работников: в 1995 г. – 0,0512, в 1996 г. – 0,0506 и в 1998 г. – 0,1142. Соответствующие коэффициенты в уравнениях для «предпринимателей» в эти годы оказались статистически незначимы. Данные результаты не позволили отклонить сильную гипотезу скрининга.

В заключительной части своего эмпирического исследования Кларк использует методику Лиу – Вонга [22]. Исследование основано на оценках уравнения минсеровского типа, в котором объясняющая переменная «Длительность обучения» была заменена бинарными переменными, отражающими уровень достигнутого образования. Уравнения доходов оценивались для респондентов с различным стажем работы на последнем месте занятости и для респондентов с различным общим трудовым стажем. Полученные оценки согласуются с результатами Лиу – Вонга [22] и не позволяют отклонить слабую гипотезу скрининга.

На основе проведенного исследования Кларк [16] приходит к выводу о невозможности отклонения слабой гипотезы скрининга и отсутствии подтверждений сильной гипотезы. К сожалению, работа [16] несколько перегружена «отрицательными» результатами. В такой ситуации достаточно мотивированным является выявление признаков скрининга в период более спокойного развития экономики России.

Методология и данные

Наше исследование основано на оценивании уравнений минсеровского типа (см. [24]), связывающих логарифм заработка с длительностью обучения, трудовым стажем и другими объясняющими и контролирующими переменными.

Упрощенно регрессионную модель можно представить следующим образом:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + S_{it}\beta + R_{it}\gamma + \varepsilon_{it},$$

где $\ln y_{it}$ – логарифм реальных доходов индивидуума i в период t ; R_{it} – вектор объясняющих и контролирующих переменных (стаж работы, пол, семейный статус и т.п.); γ – вектор коэффициентов; α_i – неизменные во времени ненаблюдаемые характеристики индивидуума (способности, мотивы и т.п.); ε_{it} – ненаблюдаемые слагаемые, изменяющиеся между индивидуумами и во времени (хорошие шансы, неудачи и т.п.). В качестве объясняющих переменных S_i в рамках данной работы мы будем использовать длительность обучения или набор бинарных переменных, отражающих уровень достигнутого респондентом образования, в соответствии с полученным сертификатом; β , в зависимости от модели, – коэффициент или вектор коэффициентов.

Проверка гипотез, выдвинутых в начале исследования, сводится к сравнению коэффициентов β , оцененных для работников, подверженных скринингу и не проходящих скрининг. Кроме этого, можно сравнить объясняющую силу моделей на

указанных выборках. Ожидается, что для работников, подверженных скринингу, коэффициенты β и качество подгонки модели (R^2) будут выше. Статистически незначимые коэффициенты β в уравнениях доходов работников, не проходящих скрининг, будут свидетельствовать в пользу сильной гипотезы. Дополнительно будет рассмотрена эволюция коэффициентов β с ростом стажа работы на последнем месте занятости. Свидетельством сильной гипотезы будет являться неизменность коэффициентов β во времени.

На первый взгляд, получение соответствующих оценок не выглядит проблематичным. Если для проверки гипотез скрининга сравнивать отдачу от образования в различных статусах занятости (по найму и самозанятости), то необходимо корректировать смещение оценок из-за самоотбора наблюдений (выборки не являются случайными). Для этого обычно используется хорошо известная процедура Хекмана, включающая в себя бинарную модель выбора, или выполняются оценки методом максимального правдоподобия. Так поступают многие авторы (см., например: [3, 4, 25]). В дополнение к оценкам, полученным с помощью ставшей уже стандартной процедурой Хекмана [18], мы выполним оценки с помощью двухшаговой процедуры коррекции смещений с использованием результатов оценки модели множественного выбора [12]. Это вызвано тем, что, принимая решение о выходе на рынок труда, респондент сталкивается более чем с двумя вариантами выбора статуса занятости.

Смещение оценок может быть вызвано и другими причинами, а не только самоотбором наблюдений. К ним относится наличие ненаблюдаемых переменных, таких как способности, мотивация и т.п., которые влияют на доходы и положительно коррелируют с уровнем образования – объясняющей переменной, что обычно ведет к завышению отдачи от образования [14, 36].

Известными действиями по устранению смещений оценок являются использование метода инструментальных переменных, включение в модель дополнительных переменных, контролирующих врожденные способности (например, результатов IQ-тестов) и оценивание на выборках, состоящих из близнецов или братьев и сестер. Типичными примерами инструментов являются переменные, которые отражают институциональные реформы в системе образования. Некоторые авторы в качестве инструментов использовали удаленность колледжа от дома, характеристики родителей, абсолютный показатель неприемлемости риска, и даже (впоследствии опровергнутый пример) сезон рождения индивидуума [7, 11, 15]. К сожалению, приведенные варианты действий невозможны при использовании базы данных РМЭЗ, однако нам может помочь панельный характер этих данных.

Если бы можно было оценить отдачу от образования в рамках модели с фиксированными эффектами (FE), то мы избавились бы от влияния ненаблюдаемых индивидуальных эффектов на смещение оценок при длительности обучения. Проблема заключается в том, что для многих респондентов уровень образования является инвариантным во времени и не может быть оценен в рамках FE-модели.

Хаусман и Тейлор [17] предложили использовать изменяющиеся во времени экзогенные переменные в качестве инструментов для инвариантных эндогенных переменных. При этом не накладываются ограничения на корреляцию некоторых регрессоров с ненаблюдаемыми индивидуальными эффектами, оцениваются предельные эффекты инвариантных во времени переменных, устраняется неопределенность выбора инструментов и выполняются более эффективные оценки, чем в модели с фиксированными эффектами. Авторы работы [9] доказали приемлемость процедуры

Хаусмана – Тейлора в общем случае. С учетом вышесказанного, в тех случаях, когда, согласно тестам, оценки с использованием процедуры Хаусмана – Тейлора (НТ) будут состоятельными, мы ими воспользуемся.

Предлагаемое исследование выполнено на основе данных 9–15 раундов РМЭЗ. Это панельное обследование является репрезентативным по России. Раунды, охватывающие 2000–2006 гг., были выбраны по двум причинам. Во-первых, это был период относительно спокойного развития экономики России. Во-вторых, начиная с 9 раунда, респондентам задавались вопросы, позволяющие более четко (по сравнению с тем, как это было сделано в работе [1]) выделить самозанятых, работающих вне предприятий и организаций.

Критерии, по которым определялись статусы респондентов в РМЭЗ, описаны в Приложении 1. Следует отметить, что данные РМЭЗ не позволяют выявить некоторые статусы в полном соответствии с рекомендациями МОТ. Скорее всего, в рамках проводимого исследования незначительная часть самозанятых (некоторые работодатели, чьи фирмы находятся в совместной собственности, и работники кооперативов) попала в выборку наемных работников. Согласно идеям скрининга, в результате будут занижены оценки отдачи от образования, выполненные на выборке наемных работников, и затруднено выявление отдачи от образовательных сигналов на фоне отдачи от человеческого капитала. Это лишь усилит наши выводы.

Анкеты РМЭЗ позволяют выявить наличие у респондентов первой, второй и третьей работ. В рамках предлагаемого исследования использованы данные лишь по первичной занятости.

В выборку включены респонденты от 15 до 72 лет. Распределение их по раундам в соответствии с ответом на вопрос о принадлежности предприятия государству представлено в Приложении 2. Максимальные объемы выборок в соответствии с принадлежностью респондентов к различным статусным группам приведены в Приложении 3. В Приложении 4 показано распределение опрошенных респондентов по месяцам. В каждом из раундов более 90% респондентов были опрошены в октябре–ноябре того года, который соответствует раундам, указанным в Приложении 3; в 14 и 15 раундах некоторые респонденты были опрошены в январе последующего года. К счастью, очень малая доля респондентов получает декабрьские выплаты – это достаточно важно для нашего исследования, поскольку выводы мы делаем на основе уравнений доходов.

Из рассмотрения были исключены военнослужащие, хотя это практически не влияет на количественные оценки: доля военных в каждом раунде составляла 0,5–0,8%.

В уравнениях минсервовского типа в качестве зависимых переменных нами использованы логарифмы реальных доходов респондентов за месяц в ценах г. Москвы для декабря 2006 г. Доходы дефлированы с помощью индексов потребительских цен по субъектам Российской Федерации, учет межрегиональных различий уровней цен выполнен на основе информации о стоимости фиксированного набора товаров и услуг по субъектам Российской Федерации [6, 19].

Государственный vs негосударственный сектор

В данном разделе выполнено сравнение уравнений доходов в государственном и негосударственном секторах экономики. Поскольку в обоих секторах существует

скрининг, мы не можем отделить отдачи от сигнала и от человеческого капитала. В обоих секторах коэффициенты при длительности обучения должны быть статистически значимы, но, поскольку в государственном секторе скрининг более формален, коэффициент при длительности обучения в уравнении доходов в государственном секторе должен быть выше по сравнению с негосударственным. То же самое можно сказать и о качестве подгонки модели: коэффициент детерминации при оценивании уравнения доходов в государственном секторе должен быть выше по сравнению с негосударственным сектором.

Заметим, более подробная декомпозиция заработных плат в бюджетном и небюджетном секторах выполнена в главе 4 монографии [5]. Приведенные ниже результаты полностью согласуются с соответствующими результатами работы [5].

Предварительное знакомство с данными осуществляется в табл. 1. Чтобы показать динамику показателей, но не загромождать изложение, в таблице приведена информация по нечетным раундам (в четных раундах наблюдаются те же тенденции).

Таблица 1.

Средние значения и стандартные отклонения средних значений некоторых характеристик занятых в государственных и негосударственных секторах

	Раунды							
	9		11		13		15	
	сектор							
	государственный	негосударственный	государственный	негосударственный	государственный	негосударственный	государственный	негосударственный
Реальный доход, руб. 2006 г.	4733 (86)	6631 (266)	6317 (94)	8930 (243)	7654 (127)	10617 (185)	9892 (134)	13124 (198)
Длительность обучения, лет	12,68 (0,05)	12,48 (0,07)	12,88 (0,05)	12,79 (0,06)	13,02 (0,05)	12,74 (0,06)	13,25 (0,05)	13,92 (0,05)
Уровень образования	6,25 (0,03)	6,09 (0,05)	6,32 (0,03)	6,20 (0,05)	6,44 (0,03)	6,18 (0,05)	6,55 (0,03)	6,26 (0,05)
Трудовой стаж, лет	19,66 (0,22)	17,73 (0,34)	20,06 (0,21)	16,81 (0,28)	20,20 (0,23)	17,12 (0,26)	20,39 (0,21)	16,91 (0,23)
Возраст, лет	39,31 (0,21)	37,18 (0,33)	39,87 (0,21)	36,60 (0,33)	40,20 (0,21)	36,86 (0,33)	40,75 (0,21)	37,28 (0,33)
Пол: 1 – женщина, 0 – мужчина	0,56 (0,01)	0,44 (0,01)	0,56 (0,01)	0,49 (0,01)	0,58 (0,01)	0,47 (0,01)	0,59 (0,01)	0,48 (0,01)
Одинокий (одинокая): 1 – да, 0 – нет	0,24 (0,01)	0,22 (0,01)	0,25 (0,01)	0,27 (0,01)	0,26 (0,01)	0,27 (0,01)	0,28 (0,01)	0,31 (0,01)

Примечание: в скобках указаны стандартные отклонения средних значений.

Из табл. 1 виден рост реальных доходов занятых как в государственном, так и в негосударственном секторах. Негосударственный сектор имеет большую гибкость

в начислении зарплаты по сравнению с государственным. Это проявляется в виде значительного превышения средних доходов респондентов, занятых в негосударственном секторе, по сравнению с доходами респондентов государственного сектора, а также в их большем разбросе (ср. стандартные отклонения). По мере стабилизации экономики различия средних доходов и их стандартных отклонений в рассматриваемых секторах уменьшаются.

Наблюдается тенденция роста длительности обучения занятых в обоих секторах, но длительность обучения занятых в негосударственном секторе несколько ниже, чем в государственном. Это, с одной стороны, отражает более гибкий подход к кандидатам при приеме на работу в негосударственном – менее бюрократическом – секторе экономики. С другой стороны, различия в требованиях к работникам и различия в доходах во многом объясняются отраслевой спецификой. Разная структура видов деятельности является причиной различных требований к уровню образования работников в этих секторах. В рамках регрессионного анализа различия структур занятости обычно контролируются введением регрессоров, отражающих профессию или отраслевую принадлежность работников.

Несмотря на то, что сигналом на рынке труда может служить лишь сертификат об образовании, а не длительность обучения, многие авторы используют именно длительность в эмпирических проверках гипотез скрининга. Для демонстрации того, что это не ведет к искажениям, мы создали переменную «Уровень образования». Она принимает следующие значения: 1 – респондент не имеет образования, 2 – неполное среднее образование (нет аттестата), 3 – респондент имеет неоконченное образование на уровне ПТУ, ФЗУ, ФЗО без среднего образования (нет сертификата об окончании), 4 – закончил ПТУ, ФЗУ, ФЗО без среднего образования (имеет сертификат об окончании), 5 – закончил среднюю школу (имеет аттестат об окончании средней школы), 6 – закончил ПТУ со средним образованием или техническое училище (имеет сертификат), 7 – респондент закончил техникум, медицинское, музыкальное, педагогическое или художественное училище (есть сертификат), 8 – закончил институт, университет или академию, включая магистратуру (есть диплом об окончании), 9 – респондент закончил аспирантуру или ординатуру (есть диплом). Из табл. 1 видно, что длительность обучения положительно коррелирует с уровнем образования респондентов. Это согласуется с тем, что на рис. 1 распределение образования в государственном секторе имеет более тяжелый «хвост» в области работников со средним и высшим специальным образованием по сравнению с распределением уровня образования в негосударственном секторе.

На негосударственных предприятиях работают, по-видимому, более мобильные индивидуумы, о чем свидетельствуют их меньший трудовой стаж и средний возраст (см. табл. 1). На государственных предприятиях преобладают женщины. Как уже было отмечено выше, это может быть объяснено различием отраслевых распределений или видов деятельности в этих секторах.

Доли одиноких среди занятых на государственных и негосударственных предприятиях оказались примерно одинаковыми.

На рис. 2 показаны распределения занятых по профессиям согласно международному классификатору ISCO88 (см. Приложение 5), без учета военных. Бросается в глаза относительно высокая доля работников с профессиями, принадлежащими группам 2 и 3, занятых на государственных предприятиях. В эти группы попадают специалисты с высшим и средним профессиональным образованием. Не исключено, что многие из работников получали образование с целью его дальнейшего

использования в качестве сигнала на рынке труда, в результате чего они попали в бюджетный сектор. В негосударственном секторе, наоборот, относительно велика доля обладателей профессий, относящихся к 1, 5 и 7 группам ISCO88. Выполненный анализ наглядно показывает необходимость включения в уравнения доходов контролируемых переменных, отражающих принадлежность респондента к определенной профессии по классификатору ISCO88 (это не было сделано в работе Кларка [16]).

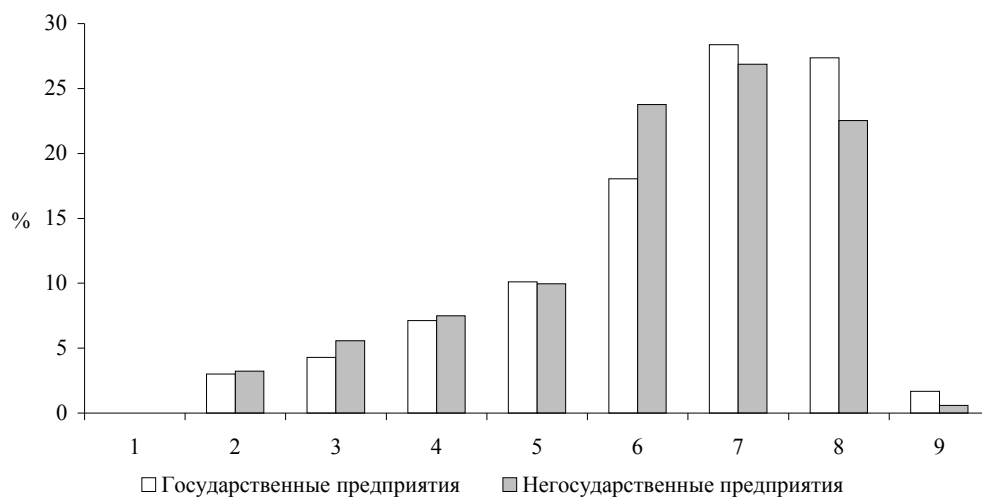


Рис. 1. Уровень образования занятых

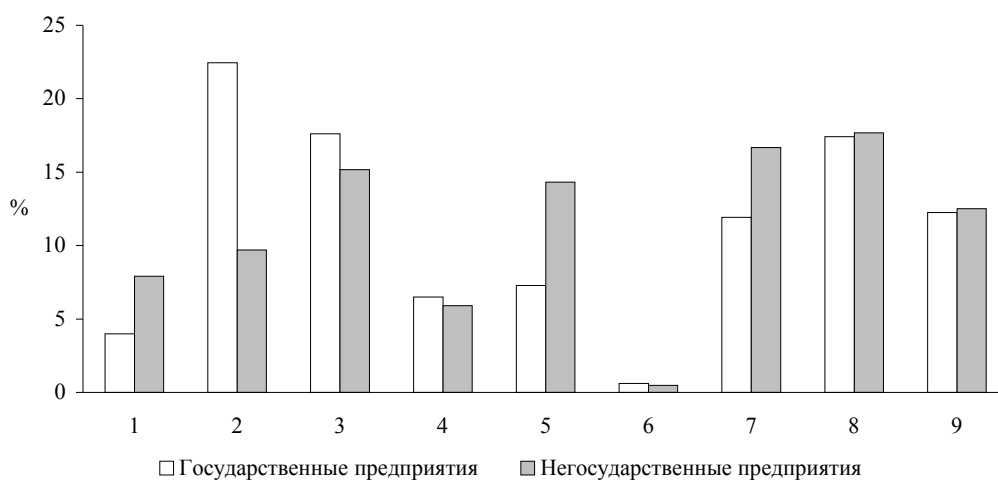


Рис. 2. Классификаторы профессий

В табл. 2 приведены оценки уравнений доходов лишь для нечетных раундов из соображений экономии места. Смысл большинства объясняющих переменных ясен из названий. Общий трудовой стаж измерялся в годах. Для бинарных переменных «Областной центр», «Город», «Поселок городского типа» базовой категорией является проживание респондента в селе. Бинарные переменные, отражающие профессию респондента, построены в соответствии с классификацией ISCO88, в качестве базовой категории выбрана занятость на элементарных неквалифицированных работах. Переменная «Уровень безработицы» равна общей безработице, по данным Росстата [6], в местности проживания респондента (городе, крае, области), соответствующей первичной единице выборки РМЭЗ. Бинарные переменные «Москва и С.-Петербург», «Север и Северо-Запад» и т.д. в качестве базовой категории подразумевают проживание респондента в Волго-Вятском регионе и бассейне реки Волги.

Таблица 2.

**OLS-оценки уравнений доходов занятых
в государственных и негосударственных секторах
(зависимая переменная – логарифм реальных доходов за месяц)**

	Раунды							
	9		11		13		15	
	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный
Длительность обучения	0,052 ³⁾	0,043 ¹⁾	0,052 ³⁾	0,039 ²⁾	0,067 ³⁾	0,039 ³⁾	0,049 ³⁾	0,027 ²⁾
Трудовой стаж	0,037 ³⁾	0,024	0,043 ³⁾	0,029 ²⁾	0,037 ³⁾	0,005	0,027 ³⁾	0,024 ³⁾
Квадрат трудового стажа/10	-0,006 ³⁾	-0,006 ¹⁾	-0,008 ³⁾	-0,007 ³⁾	-0,008 ³⁾	-0,003	-0,006 ³⁾	-0,008 ³⁾
Пол	-0,480 ³⁾	-0,172	-0,338 ³⁾	-0,296 ³⁾	-0,384 ³⁾	-0,233 ³⁾	-0,460 ³⁾	-0,312 ³⁾
Одинокий(ая)	0,039	-0,090	-0,011	0,115	-0,043	-0,201 ²⁾	0,060	-0,140 ²⁾
Областной центр	0,516 ³⁾	0,965 ³⁾	0,448 ³⁾	0,767 ³⁾	0,430 ³⁾	0,372 ³⁾	0,387 ³⁾	0,423 ³⁾
Город	0,587 ³⁾	0,936 ³⁾	0,500 ³⁾	0,707 ³⁾	0,411 ³⁾	0,435 ³⁾	0,386 ³⁾	0,288 ³⁾
Поселок городского типа	0,505 ³⁾	1,038 ³⁾	0,384 ³⁾	0,599 ²⁾	0,238 ²⁾	0,143	0,034	0,267
Число подчиненных/100	0,040 ²⁾	0,133 ³⁾	0,023	0,020	0,139 ³⁾	-0,048	0,143 ³⁾	0,058
Руководители	0,236	0,571 ¹⁾	0,044	0,364	0,325	0,385 ²⁾	0,245	0,465 ³⁾
Специалисты высшего уровня	0,179	0,481	-0,046	0,262	0,214	0,267	0,160	0,467 ³⁾
Специалисты среднего уровня	0,283	0,542	0,048	0,158	0,259	0,117	0,124	0,267
Служащие	0,050	0,124	-0,132	0,083	0,154	0,077	0,107	0,009
Работники сферы обслуживания	0,065	0,237	-0,208	-0,177	0,138	0,028	0,051	0,200
Квалифицированные работники сельского хозяйства	0,296	0,920 ¹⁾	-0,011	0,459	0,054	0,816 ¹⁾	0,299	0,355

Окончание табл. 2.

	Раунды							
	9		11		13		15	
	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный	госу- дарст- венный	негосу- дарст- венный
Квалифицированные работники промышлен- ности	0,389	0,262	0,107	0,030	0,351	0,311	0,293	0,235
Работники средней ква- лификации	0,466 ¹⁾	0,330	0,290	0,114	0,804 ³⁾	0,140	0,194	0,354 ¹⁾
Уровень безработицы	-0,051 ²⁾	0,009	-0,010	-0,017	-0,015	-0,035 ¹⁾	-0,021	-0,039 ³⁾
Москва и С.-Петербург	-0,150	0,330	-0,014	0,207	0,019	0,021	-0,025	-0,083
Север и Северо-Запад	0,366 ³⁾	0,577 ²⁾	0,541 ³⁾	0,758 ³⁾	0,222 ²⁾	0,330 ²⁾	0,337 ³⁾	0,797 ³⁾
Центральный и Цент- рально-Черноземный регионы	0,041	0,216	0,065	0,366 ³⁾	-0,036	0,133	-0,061	0,125
Северный Кавказ	0,440 ³⁾	0,099	0,161 ¹⁾	0,207	0,060	0,062	0,106	0,197 ¹⁾
Урал	0,294 ³⁾	0,350 ¹⁾	0,191 ²⁾	0,327 ²⁾	0,067	-0,061	0,037	0,061
Западная Сибирь	0,418 ³⁾	0,285	0,081	0,092	-0,006	-0,205	-0,096	-0,116
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,281 ²⁾	0,054	0,036	0,359 ²⁾	0,164 ¹⁾	-0,039	0,044	0,131
Константа	7,185 ³⁾	6,454 ³⁾	7,394 ³⁾	7,507 ³⁾	7,415 ³⁾	8,709 ³⁾	8,258 ³⁾	8,839 ³⁾
<i>N</i>	567	274	677	381	563	392	636	585
Adj. <i>R</i> ²	0,278	0,268	0,279	0,208	0,369	0,219	0,258	0,215
<i>F</i> -тест	9,710 ³⁾	4,991 ³⁾	11,450 ³⁾	4,987 ³⁾	14,127 ³⁾	5,386 ³⁾	9,840 ³⁾	7,402 ³⁾

¹⁾ Уровень значимости 10%. ²⁾ Уровень значимости 5%. ³⁾ Уровень значимости 1%.

В отличие от результатов работы Кларка [16], в полученных нами оценках отдача от образования в государственном секторе превышает отдачу от образования в негосударственном секторе⁵⁾. Можно предположить, что, по крайней мере, в рассматриваемый период времени негосударственный рынок труда в меньшей степени (по сравнению с государственным) руководствовался формальными признаками при найме работников. В частности, влияние длительности обучения на доходы, при прочих равных условиях (определяемых остальными регрессорами), в негосударственном секторе ниже.

Качество объяснения доходов в оценках, выполненных для государственного сектора, тоже оказалось выше по сравнению с негосударственным: коэффициенты

⁵⁾ В раундах 10, 12, 14 OLS-оценки коэффициентов при длительности обучения равны 0,056^{***} и 0,006, 0,054^{***} и 0,024^{*}, 0,048^{***} и 0,021 для занятых в государственном и негосударственном секторах, соответственно; ^{***} означает уровень значимости 1%, ^{*} – уровень значимости 10%.

детерминации Adj. R^2 в оценках для государственного сектора выше во всех раундах, кроме десятого. Более низкое качество подгонки в негосударственном секторе говорит о том, что существуют другие факторы, не включенные в модель, объясняющие доходы занятых в этом секторе. Для нас важно, что эти факторы отличаются от длительности обучения. Такой результат не противоречит предположению о том, что формальный скрининг с использованием образовательных сигналов более характерен для государственного рынка труда.

Судя по работе Кларка [16], данные особенности рынков не наблюдались в предкризисной России 1994–1996 и 1998 гг.

Как уже упоминалось, OLS-оценки могут быть подвергнуты критике с двух сторон. Во-первых, в использованных выборках наблюдений распределение случайного слагаемого не является симметричным из-за самоотбора наблюдений. Как видно из табл. 1, респонденты с более низкими доходами с большей вероятностью находятся в государственном, а с более высокими – в негосударственном секторах. Такое «обрезание» случайного слагаемого в уравнениях доходов должно приводить к занижению OLS-оценок отдачи от длительности обучения в обоих секторах. Во-вторых, в наших моделях может присутствовать корреляция случайного слагаемого с регрессорами. Если ненаблюдаемые способности респондентов положительно коррелируют с длительностью их обучения и доходами, то оценки отдачи от длительности обучения, выполненные без учета этого эффекта, являются завышенными. Возможна и обратная ситуация, если способные учатся меньше.

К сожалению, пока нет доступной единой эконометрической модели, позволяющей проконтролировать оба смещения одновременно. Метод максимального правдоподобия (ML) с контролем самоотбора наблюдений (в уравнение отбора добавлен возраст и его квадрат) дал следующие оценки коэффициентов при длительности обучения: 0,053*** и 0,045*, 0,052*** и 0,012, 0,059*** и 0,053***, 0,057*** и 0,032**, 0,069*** и 0,045***, 0,053*** и 0,019, 0,053*** и 0,041*** для 9 – 15 раундов, государственного и негосударственного секторов соответственно⁶⁾. За исключением оценок для государственного сектора в 10-м раунде, все ML-оценки, как и ожидалось, оказались выше OLS-оценок. Для нас первоочередную важность представляет тот факт, что во всех оценках в государственном секторе отдача от образования выше, чем в негосударственном. Контроль самоотбора наблюдений не изменил ситуацию, и полученные результаты по-прежнему не противоречат предположению о существовании более жесткого формального скрининга в государственном секторе по сравнению с негосударственным.

С целью контроля смещений оценок, вызванных корреляцией ненаблюдаемых индивидуальных эффектов с длительностью обучения, были выполнены оценки уравнений доходов с учетом панельного характера данных. LM-тесты Бреуша – Пагана подтвердили наличие в моделях ненаблюдаемых индивидуальных эффектов. Тесты Хаусмана показали несостоятельность оценок в моделях со случайными (RE) эффектами: ненаблюдаемые инвариантные во времени индивидуальные эффекты коррелируют с регрессорами. Это означает, что следует доверять оценкам в рамках FE-моделей. К сожалению, всего лишь 2,5–5% респондентов, из числа попавших в наши выборки, продолжали свое обучения в рассматриваемый период времени; в результате регрессионный анализ в рамках FE-моделей не дал статистически зна-

6) * – уровень значимости 10%; ** – уровень значимости 5%; *** – уровень значимости 1%.

чимых коэффициентов при длительности обучения как среди занятых в государственном, так и в негосударственном секторах. Воспользоваться оценками при инвариантных во времени регрессорах, используя НТ-модели, не удалось по формальным причинам: тесты Хаусмана показали их несостоятельность.

Наемные работники vs самозанятые

Приведенные в предыдущем разделе рассуждения не являются проверкой гипотез скрининга, а лишь дают свидетельства об использовании образовательных сигналов на рынке труда. Проверку гипотез можно выполнить, сравнив уравнения доходов респондентов, проходящих и не проходящих скрининг. Ниже приведен пример такого сравнения путем разделения групп наемных работников и самозанятых. В основе рассуждения лежит предположение о том, что большинство самозанятых (за исключением отдельных видов деятельности) не проходят скрининг. Отдачей от их образования является отдача от накопленного ими человеческого капитала. В случае наемных работников мы наблюдаем не только отдачу от человеческого капитала, но и от сигнала об образовании.

Таблица 3 содержит средние значения и стандартные отклонения средних значений ряда характеристик наемных работников, индивидуальных самозанятых и работодателей по нечетным раундам.

Таблица 3.

Средние значения и стандартные отклонения средних значений некоторых характеристик работников из различных статусных групп

Раунд	Статус	Доход		Образование		Стаж	Возраст	Пол	Одинокие
		логарифм	в реальных ценах, руб.	длительность обучения, лет	уровень образования				
	Наемные работники	8,11 (0,01)	5026,72 (94,46)	12,49 (0,04)	6,10 (0,03)	18,72 (0,18)	38,45 (0,18)	0,52 (0,01)	0,25 (0,01)
9	Индивидуальные самозанятые	8,53 (0,08)	8207,99 (975,20)	12,02 (0,24)	5,84 (0,14)	14,58 (0,77)	37,82 (0,82)	0,53 (0,04)	0,24 (0,03)
	Работодатели	9,32 (0,13)	14696,09 (2023,81)	13,92 (0,33)	7,02 (0,19)	18,69 (1,13)	38,37 (1,02)	0,25 (0,06)	0,13 (0,05)
	Наемные работники	8,52 (0,01)	6831,99 (94,39)	12,71 (0,04)	6,17 (0,02)	18,38 (0,17)	38,28 (0,16)	0,53 (0,01)	0,28 (0,01)
11	Индивидуальные самозанятые	8,71 (0,08)	9385,61 (757,37)	12,41 (0,16)	6,14 (0,10)	15,78 (0,73)	37,58 (0,77)	0,46 (0,03)	0,27 (0,03)
	Работодатели	9,49 (0,09)	18518,41 (2475,290)	13,71 (0,25)	6,69 (0,15)	19,45 (0,86)	39,34 (0,81)	0,34 (0,05)	0,06 (0,02)

Окончание табл. 3.

Раунд	Статус	Доход		Образование		Стаж	Возраст	Пол	Оди- нокие
		логарифм	в реальных ценах, руб.	длитель- ность обучения, лет	уровень образо- вания				
13	Наемные работники	8,74 (0,01)	8469,40 (102,67)	12,74 (0,04)	6,20 (0,02)	18,42 (0,17)	38,35 (0,16)	0,52 (0,01)	0,28 (0,01)
	Индивиду- альные самозанятые	8,92 (0,08)	11713,58 (843,99)	12,20 (0,18)	6,01 (0,12)	16,30 (0,82)	38,36 (0,81)	0,48 (0,03)	0,28 (0,03)
	Работодатели	9,61 (0,07)	17029,32 (1037,57)	13,60 (0,28)	6,83 (0,15)	22,01 (0,97)	41,64 (0,88)	0,40 (0,05)	0,16 (0,04)
15	Наемные работники	9,01 (0,01)	10880,03 (117,14)	12,90 (0,03)	6,28 (0,02)	18,10 (0,15)	38,67 (0,15)	0,52 (0,01)	0,31 (0,01)
	Индивиду- альные самозанятые	8,99 (0,08)	13241,84 (938,27)	12,31 (0,17)	6,03 (0,10)	16,33 (0,71)	39,63 (0,71)	0,51 (0,03)	0,30 (0,03)
	Работодатели	9,85 (0,10)	24423,35 (2808,42)	13,55 (0,27)	6,72 (0,16)	22,41 (1,14)	42,68 (1,03)	0,35 (0,06)	0,15 (0,04)

Примечание: в скобках указаны стандартные отклонения средних значений.

Как и следовало ожидать, во всех раундах доходы работодателей превышают доходы наемных работников и индивидуальных самозанятых. Доходы индивидуальных самозанятых выше доходов наемных работников (это соотношение нарушено в 15-м раунде при вычислении логарифма дохода, поскольку некоторые респонденты продекларировали нулевые доходы). Индивидуальные самозанятые в среднем оказались наименее образованной группой населения, работодатели имеют самый высокий уровень образования из рассмотренных нами статусных групп. В используемых выборках наблюдений, длительность обучения по-прежнему положительно коррелирует с уровнем образования респондентов.

Интересно отметить, что индивидуальные самозанятые имеют более низкий человеческий капитал, накопленный не только в ходе формального обучения, но и в ходе практической деятельности: их общий трудовой стаж в среднем ниже, чем у представителей других статусных групп (см. колонку «Стаж» в табл. 3).

В выделенных нами статусных группах работодатели в среднем старше (колонка «Возраст»), среди них меньше женщин («Пол») и одиноких («Одинокие»).

Относительно маленький объем выборки РМЭЗ приводит к тому, что в опрос ежегодно попадает малое количество индивидуальных самозанятых и работодателей (см. Приложение 3). Возможно, это было причиной незначимости оценок коэффициента при длительности обучения в уравнениях доходов предпринимателей, приведенных в работе Кларка [16]. Рассматриваемый нами период, когда фаза накопления «зарплатных» долгов миновала (см. [5]), позволяет объединить наблюдения за несколькими лет и рассмотреть пул-модели (2000–2006 г.) для повышения эффективности оценок. С целью экономии места мы не будем приводить полный вид OLS-оценок уравнений доходов; заметим лишь, что по сравнению с регрессиями, описанными

выше, были сделаны два принципиальных изменения: во все уравнения была введена объясняющая переменная, равная отработанному времени в течение месяца, и удален регрессор, отражающий число подчиненных. Переменная, равная длительности отработанного в течение месяца времени, была сформирована по методике, описанной в работе [5].

OLS-оценки коэффициента при длительности обучения оказались равными 0,048 для наемных работников и 0,025 для индивидуальных самозанятых (уровни значимости – 1%), оценка этого коэффициента для работодателей оказалась статистически незначимой. Чтобы избавиться от некоторых проблем OLS-оценок, были выполнены оценки функций доходов наемных работников и самозанятых (индивидуальных и работодателей) с контролем самоотбора наблюдений по методике [12] с использованием модели множественного выбора на первом этапе оценивания и весового метода наименьших квадратов на втором этапе. Результаты представлены в табл. 4.

Таблица 4.

Оценки уравнений доходов наемных работников, индивидуальных самозанятых и работодателей, с контролем самоотбора наблюдений

	Уравнения доходов			Уравнения отбора	
	наемные работники	индивидуальные самозанятые	работодатели	индивидуальные самозанятые	работодатели
Длительность обучения	0,062 ³⁾	0,038 ³⁾	-0,001	-0,037 ³⁾	0,010
Трудовой стаж	0,007 ³⁾	0,046 ³⁾	0,002		
Квадрат трудового стажа/10	-0,002 ³⁾	-0,014 ³⁾	-0,002		
Пол	-0,308 ³⁾	-0,485 ³⁾	-0,187 ¹⁾	0,014	-0,456 ³⁾
Одинокий(ая)	0,020 ¹⁾	-0,326 ³⁾	0,228	0,009	-0,501 ³⁾
Областной центр	0,441 ³⁾	0,250 ³⁾	0,148	0,004	0,132
Город	0,307 ³⁾	0,151 ¹⁾	0,079	0,213 ³⁾	0,618 ³⁾
Поселок городского типа				0,579 ³⁾	0,731 ³⁾
Отработанное время/100	0,443 ³⁾	0,332 ³⁾	0,004		
Руководители		-0,083	0,363	2,083 ³⁾	4,938 ³⁾
Специалисты:					
высшего уровня	0,960 ³⁾	0,369	0,781 ¹⁾	-1,118 ³⁾	1,216 ³⁾
среднего уровня	0,551 ³⁾	0,331 ¹⁾	0,952 ²⁾	-0,538 ³⁾	1,732 ³⁾
Служащие	1,245 ³⁾	0,069	1,606 ¹⁾	-1,735 ³⁾	-0,114
Работники сферы обслуживания	-0,372	-0,151	0,330	1,310 ³⁾	1,848 ³⁾
Квалифицированные работники:					
сельского хозяйства		0,149	0,157	1,497 ³⁾	4,983 ³⁾
промышленности	0,036	-0,053	0,772 ²⁾	0,749 ³⁾	0,980 ²⁾
Работники средней квалификации	0,249 ³⁾	0,419 ³⁾	0,541	0,073	1,232 ³⁾

Окончание табл. 4.

	Уравнения доходов			Уравнения отбора	
	наемные работники	индивиду- альные самозаня- тые	работо- датели	индивиду- альные самозаня- тые	работо- датели
Уровень безработицы	-0,133 ³⁾	-0,026	-0,038 ¹⁾	0,096 ³⁾	0,038 ²⁾
Москва и С.-Петербург	-0,262 ³⁾	-0,088	0,438 ¹⁾	0,116	-0,194
Север и Северо-Запад	0,721 ³⁾	0,192	0,241	-0,301 ²⁾	0,325
Центральный и Центрально-Черноземный регионы	-0,014	-0,018	0,175	-0,022	0,474 ³⁾
Северный Кавказ	-0,121 ³⁾	-0,206 ¹⁾	0,017	0,572 ³⁾	0,744 ³⁾
Урал	0,258 ³⁾	0,003	-0,178	-0,221 ²⁾	-0,100
Западная Сибирь	0,067 ³⁾	-0,230 ²⁾	-0,098	0,023	0,456 ³⁾
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,364 ³⁾	-0,105	0,468 ³⁾	-0,339 ³⁾	0,116
Возраст				0,027 ¹⁾	0,394 ³⁾
Квадрат возраста/100				-0,033 ¹⁾	-0,487 ³⁾
Раунд:					
10				0,197 ¹⁾	0,461 ²⁾
11				0,320 ³⁾	0,736 ³⁾
12				0,181 ¹⁾	0,742 ³⁾
13				0,123	0,604 ³⁾
14				0,275 ³⁾	0,424 ²⁾
15				0,277 ³⁾	0,375 ¹⁾
Константа	1,569 ³⁾	10,26 ³⁾	9,609 ³⁾	-4,996 ³⁾	-15,392 ³⁾
<i>N</i>	22836	1091	382	41389	41389
Adj. <i>R</i> ²	0,342	0,331	0,150		
<i>F</i> -тест	476,8 ³⁾	20,96 ³⁾	3,494 ³⁾		
Псевдо <i>R</i> ²				0,200	0,200
$\chi^2(60)$				3783 ³⁾	3783 ³⁾

¹⁾ Уровень значимости 10%. ²⁾ Уровень значимости 5%. ³⁾ Уровень значимости 1%.

Приведенные в табл. 4 оценки, так же как и OLS-оценки, дают почти двукратное превышение отдачи от образования наемных работников по сравнению с отдачей от образования индивидуальных самозанятых (0,062 против 0,038). Это согласуется с результатами, полученными в работе Кларка [16], и не противоречит слабой гипотезе скрининга. Сильная гипотеза отклоняется, поскольку отдача от образования у людей, не проходящих скрининг – индивидуальных самозанятых (они не нанимаются на работу), – оказалась статистически значимой.

Модели, учитывающие панельный характер данных, дали следующие результаты. Для всех статусных групп LM-тесты Бреуша – Пагана подтвердили наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов. Для наемных работников тесты Хаусмана подтвердили обоснованность FE-модели. Коэффициент при переменной длительности обучения в уравнении доходов наемных работников оказался статистически значимым, а его оценка равна 0,063. Тесты Хаусмана подтвердили состоятельность НТ-модели для индивидуальных самозанятых и RE-модели для работодателей. Отдачи от образования индивидуальных самозанятых и работодателей в этих моделях оказались статистически незначимыми. Казалось бы, это не противоречит сильной гипотезе скрининга, но, скорее всего, такой результат имеет статистическое, а не экономическое объяснение. Вклад в оценки дали всего лишь 699 индивидуальных самозанятых и 143 работодателя (см. Приложение 6). В препринте [2] при использовании информации о второй работе индивидуума и меньшем числе объясняющих переменных в уравнении доходов отдача от образования индивидуальных самозанятых была статистически значимой (естественно, меньшей, чем у наемных работников – свидетельство в пользу слабой гипотезы скрининга).

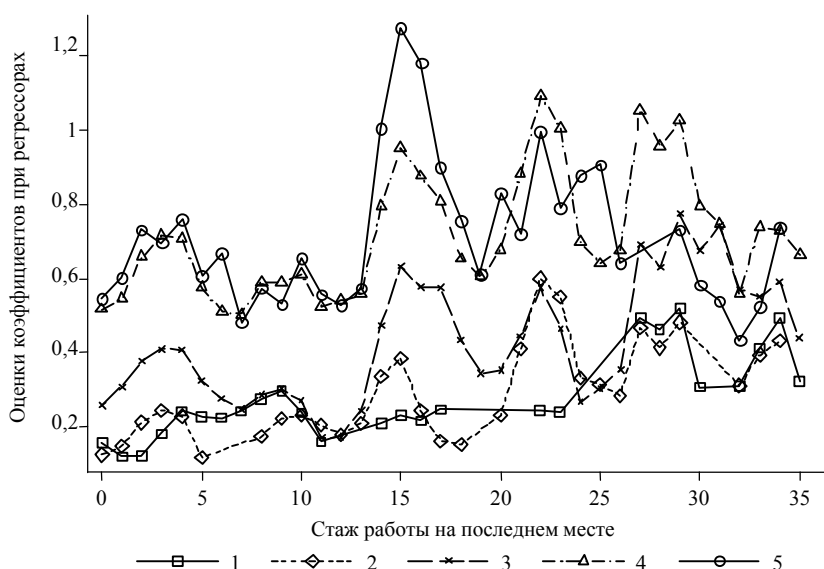
Описанные выше результаты иллюстрируют присутствие образовательных сигналов на российском рынке труда в рассматриваемый период времени (2000–2006 гг.). Только у наемных работников – группы, подверженной скринингу – четко регистрируется отдача от длительности обучения при прочих равных условиях, независимо от используемой эконометрической модели.

Изменения с ростом внутрифирменного стажа

Свидетельства использования образовательных сигналов на рынке труда могут быть получены при рассмотрении изменений уравнений доходов с ростом внутрифирменного стажа. В случае справедливости сильной гипотезы скрининга производительность индивидуума остается неизменной в ходе обучения. Пройдя соответствующий фильтр, например, получив диплом о высшем образовании, работник демонстрирует свою высокую производительность при найме на работу, сигнализируя полученным дипломом. На этом функция образования заканчивается, и влияние образования на его доходы остается неизменным с ростом внутрифирменного стажа. В случае справедливости слабой гипотезы образовательные сигналы «забываются» со временем, поскольку отдача идет от накопленного человеческого капитала.

К сожалению, при реализации данной методики не удастся использовать модели, учитывающие панельный характер данных. При включении стажа работы на последнем месте занятости в качестве объясняющей переменной тесты Хаусмана свидетельствуют в пользу FE-моделей, но эти модели завышают предельные эффекты стажа на последнем месте занятости (ежегодные процентные увеличения доходов). Это является следствием внутригруппового преобразования, исключавшего из выборки всех индивидуумов, характеристики которых равны средним по времени значениям. Таких работников большинство – это работники с низкими доходами и малым трудовым стажем на последнем месте занятости. Таким образом, FE-модели выполняют оценки на выборке высокооплачиваемых работников с длительным стажем на последнем месте занятости. Поскольку RE-оценки дают результаты, аналогичные OLS-оценкам (различие лишь в эффективности), воспользуемся последними, повторив основные идеи моделей Кларка [16].

Достаточно интересными и информативными, на наш взгляд, являются OLS-оценки уравнений доходов в рамках пул-моделей (2000–2006 гг.) для работников государственных предприятий. Как и в работе [16], для контроля на человеческий капитал, приобретенный в ходе предшествующей последнему месту занятости трудовой деятельности, в регрессию была введена переменная «Предшествующий трудовой стаж», равная общему трудовому стажу за вычетом стажа работы на последнем месте. Уравнения доходов были оценены отдельно для групп респондентов, имевших стаж работы на последнем месте занятости в интервалах от 0 до 2 лет, от 1 года до 3 лет и т.д., последняя оценка – от 35 до 37 лет (36 регрессий). Из выборки были исключены респонденты, изменившие свой уровень образования в период работы на последнем месте занятости (их было около 4,5% в каждом раунде).



1 – средняя школа; 2 – ПТУ со средним образованием, техническая школа; 3 – техникум, медицинское, педагогическое, художественное училище; 4 – институт, университет; 5 – аспирантура, докторантура.

Рис. 3. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования работников

Оценки коэффициентов при переменных, отражающих уровень образования работников, приведены на рис. 3. Координаты по горизонтальной оси соответствуют левой границе интервала, в который попадал стаж рассматриваемых работников. Например, 0 – работники со стажем работы на последнем месте занятости от 0 до 2 лет, 1 – со стажем от 1 до 3 лет, 2 – от 2 до 4 лет и т.д. В случаях незначимых коэффициентов точки на графике пропущены. В Приложении 7 (первый столбец чисел) приведен пример – оценка уравнения доходов работников со стажем работы на последнем месте от 2 до 4 лет. В качестве базовой категории при создании бинарных переменных, отражающих уровень образования, использованы работники без среднего образования, а также те, кто ранее учились в ФЗУ, ПТУ, техникуме,

училище, но не получили сертификат, и имевшие сертификат об окончании ПТУ, ФЗУ, ФЗО без среднего образования. Оценки уравнений доходов были выполнены на выборках разного объема, максимальный объем выборки равнялся 6015 – работники со стажем работы на последнем месте занятости от 0 до 2 лет, минимальный – 165 – работники со стажем работы на последнем месте от 35 до 37 лет.

Рис. 3 демонстрирует превышение доходов работников с высшим образованием над доходами других работников. Причем уровни «институт – университет» и «аспирантура – докторантура» не сильно отличаются по отдачам от образования. Среднее значение коэффициента при уровне образования, равное 0,6, означает примерно 80-процентное превышение доходов этих работников над базовой категорией при прочих равных условиях (см. набор контролирующих и объясняющих переменных в Приложении 7). Эта тенденция наблюдается примерно до 12 лет внутрифирменного стажа. Работники с другими представленными на рис. 3 уровнями образования демонстрируют в среднем 22-процентное превышение доходов над доходами работников базовой категории. В интервале примерно до 6 лет внутрифирменного стажа наблюдается превышение доходов работников со средним профессиональным образованием над доходами работников с начальным профессиональным образованием и образованием на уровне средней школы. После 13 лет внутрифирменного стажа различия в доходах сильно зашумлены. Большой всплеск в центральной части графиков на рис. 3 можно объяснить особенностью формирования выборки наблюдений. До 15 лет внутрифирменного стажа «досиделись» работники, встретившие и наблюдавшие Перестройку без смены предприятия. Такое постоянство могли сохранить лишь те работники, которые имели относительно высокую заработную плату. Повторяющиеся друг друга всплески оценок коэффициентов при уровнях образования наблюдаются у всех работников, имеющих примерно до 25 лет внутрифирменного стажа. Если провести сглаживание приведенных на рис. 3 колебаний, видно, что различия коэффициентов все-таки уменьшаются с ростом внутрифирменного стажа. Приведенные результаты подтверждают гипотезу работ [16, 22] о том, что образовательные сигналы теряют силу с ростом внутрифирменного стажа работника – свидетельство в пользу слабой гипотезы скрининга.

Более детальный анализ показывает различия в затухании образовательных сигналов мужчин и женщин в процессе их работы внутри фирмы (см. рис. 4 и 5 и пример регрессий в Приложении 7). Количество мужчин в выборке менялось от 2733 (стаж работы от 0 до 2 лет) до 72 (стаж работы от 35 до 37 лет). Из рис. 4 видно, что при найме на работу выделяются по оплате мужчины с высшим профессиональным образованием и мало различаются доходы работников с образованием на уровне средней школы, с начальным и средним техническим образованием. С ростом внутрифирменного стажа, примерно до четырех лет, по-видимому, за счет накопления специфического человеческого капитала, мужчины со средним техническим образованием приближаются по оплате к мужчинам с высшим образованием (при прочих равных условиях). После примерно четырех лет внутрифирменного стажа образовательные сигналы не дают мужчинам выигрыша в зарплате.

Ситуация на рынке труда женщин выглядит более стабильной. Рис. 5 наводит на мысль о том, что формальный скрининг с использованием образовательных сигналов для женщин более важен, чем для мужчин. Примерно до восьми лет внутрифирменного стажа очень четко проявляются различия в оплате труда женщин с высшим образованием и женщин, не позаботившихся о достижении данного уровня образования до найма на работу. С оговорками о том, что на рис. 5 мы вынуждены

сравнивать женщин, нанятых на работу как на спаде, так и на подъеме экономики России (наблюдаются колебания доходов), различия в доходах женщин с высшим образованием по отношению к остальным, при прочих равных условиях, прослеживаются примерно до 22-х лет внутрифирменного стажа.

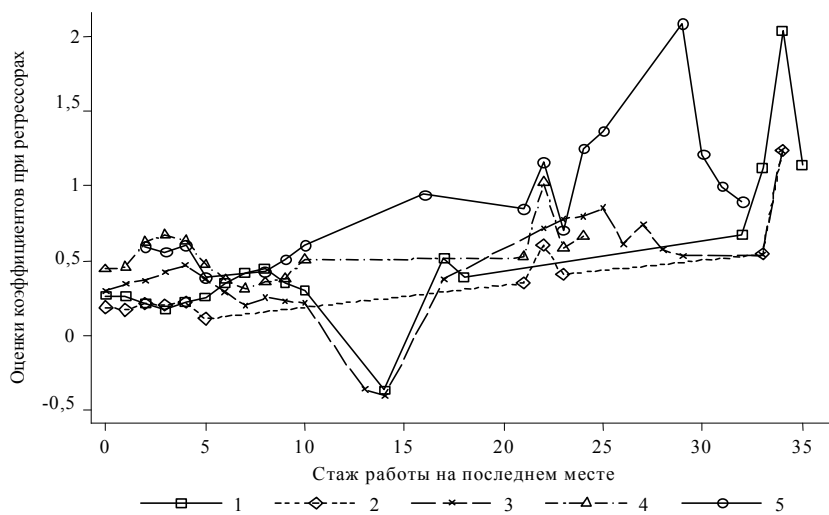
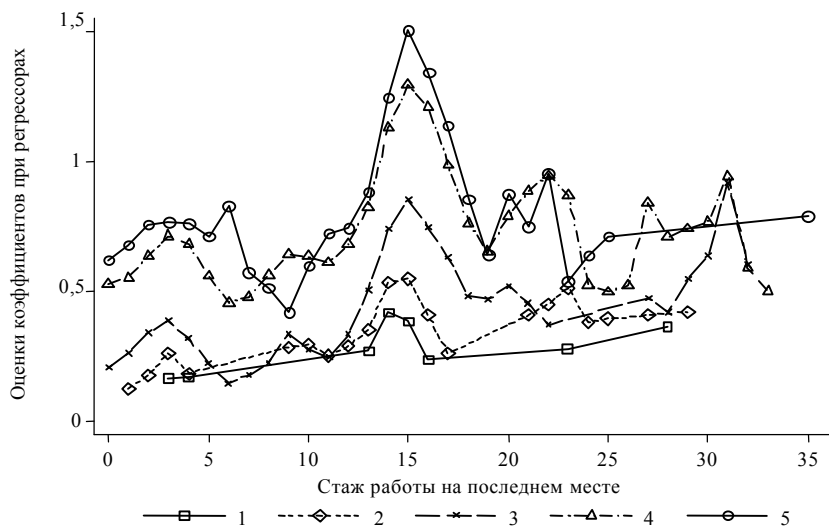


Рис. 4. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов мужчин (пример одной из регрессий приведен в Приложении 7)



Здесь и на рис. 4: 1 – средняя школа; 2 – ПТУ со средним образованием, техническая школа; 3 – техникум, медицинское, педагогическое, художественное училище; 4 – институт, университет; 5 – аспирантура, докторантура.

Рис. 5. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов женщин (пример одной из регрессий приведен в Приложении 7)

Анализ, выполненный на обобщенной выборке и отдельно для мужчин и женщин, подтвердил снижение влияния образовательных сигналов на доходы с ростом внутрифирменного стажа работника при условии, что работник не повышает свой уровень образования. Это является свидетельством в пользу слабой гипотезы скрининга.

Заключение

В работе на основе данных РМЭЗ 2000–2006 гг. выполнена эмпирическая проверка гипотез скрининга. Под скринингом понимается процесс получения работодателем информации о производительности и способностях работника в процессе его найма. Исторически гипотезы были сформулированы в ходе развития информационных теорий. Сильная гипотеза фактически противопоставляет информационную теорию теории человеческого капитала, утверждая, что образование является лишь фильтром способностей индивидуумов, обеспечивая наиболее способных сертификатом об образовании, не повышая при этом их человеческий капитал. Слабая гипотеза допускает компромисс между теорией человеческого капитала и информационными теориями, предполагая, что образование повышает человеческий капитал учащихся, но основная его функция – информационная: оно обеспечивает выпускников сертификатами, которые могут быть использованы в качестве сигналов производительности на рынке труда.

Более высокая отдача от уровня образования в государственном (неконкурентном) по сравнению с негосударственным (конкурентным) сектором экономики¹⁾ не противоречит предположению об использовании образовательных сигналов на рынке труда. Использование образовательных сигналов в процессе найма подтверждается и более высокой отдачей от образования наемных работников по сравнению с самозанятыми: к отдаче от человеческого капитала у наемных работников добавляется отдача от сигналов об образовании.

Полученные в ходе эмпирических исследований оценки функций доходов отклоняют сильную гипотезу скрининга. К этому выводу приводят статистически значимо отличающиеся от нуля предельные эффекты длительности обучения, найденные на выборке самозанятых. Большинство самозанятых (за исключением отдельных профессионалов) не используют образование как сигнал о своей производительности для повышения доходов на рынке труда. Отдача от уровня образования этой категории работников есть отдача от человеческого капитала, накопленного ими в ходе обучения и практической деятельности. Статистически значимо отличающийся от нуля коэффициент в уравнении доходов, с контролем на трудовой стаж, подтверждает, что образование увеличивает доходы этой части населения, повышая их человеческий капитал, производительность, профессиональную грамотность, а не просто обеспечивает их сигналом о присущей им «от природы» производительности. В пользу слабой гипотезы говорит также и «затухание» образовательных сигналов с ростом внутрифирменного стажа работников: образовательные сигналы «исчезают» на фоне отдачи от человеческого капитала.

Зарегистрированное в ходе проведенного исследования существенное превышение отдачи от высшего образования над более низкими ступенями обучения хорошо

¹⁾ Такое отличие зарегистрировано многими авторами, см., например: [5, гл. 4].

согласуется с наблюдающимся в России устойчивым спросом на получение высшего образования. Переход России к рыночным отношениям уже давно сопровождается «модой» на второе и даже третье высшее образование. Это не противоречит гипотезам об использовании образования в качестве сигнала на рынке труда.

Проведенное исследование позволило обозначить гендерные различия в функционировании формального механизма скрининга в нашем обществе. Например, диплом о высшем образовании позволяет женщинам гораздо дольше, чем мужчинам, сохранять различия в оплате труда по сравнению с оплатой труда работниц с более низкими уровнями образования, при условии, что они не меняют места занятости и не повышают уровень своего образования.

Несомненно, гендерные различия, затронутые в настоящей работе, не окончательно изучены и могут явиться темой дальнейших исследований.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Аустов А.В.* О развитии некоторых форм самозанятости в России в 1994–2002 годах // Экономический журнал ВШЭ. 2005. Т. 9. № 2.
2. *Аустов А.В.* Образование – сигнал или инвестиции в человеческий капитал в России?: Препринт Р1/2007/04. Нижний Новгород: НФ ГУ ВШЭ, 2007. URL: <http://hse.nnov.ru/science/lkame/1561.html>
3. *Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России: Препринт WP3/2005/02. М.: ГУ ВШЭ, 2005.
4. *Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России // Прикладная эконометрика. 2007. Т. 5. № 1.
5. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / Под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
6. Российский статистический ежегодник. М.: Росстат, 2007.
7. *Angrist J.D., Krueger A.* Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings // Quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. P. 979–1014.
8. *Arrow K.* Higher Education as a Filter // Journal of Public Economics. 1973. Vol. 2. P. 193–216.
9. *Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A.* Fixed Effects, Random Effects or Hausman-Taylor? A Pretest Estimator // Economics Letters. 2003. Vol. 79. P. 361–369.
10. *Becker G.S.* Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis. N.Y.: Columbia University Press for NBER, 1964. Ch. 2.
11. *Bound J.D., Jaeger D.A., Baker R.M.* Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instrument and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak // Journal of the American Statistical Association. 1995. Vol. 90. P. 443–450.
12. *Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M.* Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: CREST Working Paper. 2001. URL: www.crest.fr
13. *Brown S., Sessions J.G.* Education and Employment Status: A Test of the Strong Screening Hypothesis in Italy // Economics of Education Review. 1999. Vol. 18. P. 397–404.
14. *Brunello G.* Absolute Risk Aversion and the Returns to Education // Economics of Education Review. 2002. Vol. 21. P. 635–640.

15. *Card D.* Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems // *Econometrica*. 2001. Vol. 69. P. 1127–1160.
16. *Clark A.* Signalling and Screening in a Transition Economy. Three Empirical Models Applied to Russia: Discussion Paper. 2000. № 2000/03. URL: <http://www.som.hw.ac.uk/cert>
17. *Hausman J.A., Taylor W.E.* Panel Data and Unobservable Individual Effects // *Econometrica*. 1981. Vol. 49. P. 1377–1398.
18. *Heckman J.* Sample Selection Bias as a Specification Error // *Econometrica*. 1979. Vol. 47. P. 153–161.
19. http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/ipc_data.htm
20. *Kawaguchi D.* Human Capital Accumulation of Salaried and Self-employed Workers // *Labour Economics*. 2003. Vol. 10. P. 55–71.
21. *Layard R., Psacharopoulos G.* The Screening Hypothesis and the Return to Education // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82. P. 985–998.
22. *Liu L-W., Wong Y-C.* Education and Screening a Test // *Economic Inquiry*. 1982. Vol. 20. P. 72–83.
23. *Mincer J.* On the Job Training: Costs, Returns and Some Implications // *Journal of Political Economy*. 1962. Vol. 70. P. 50–79.
24. *Mincer J., Polachek S.* Family Investment in Human Capital: Earnings of Women // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82. P. S76–S108.
25. *Nesterova D.V., Sabirianova K.Z.* Investment in Human Capital under Economic Transformation in Russia: EERC Working Paper Series. 1998. № 99/04.
26. *Psacharopoulos G.* On the Weak Versus the Strong Version of the Screening Hypothesis // *Economics Letters*. 1979. Vol. 4. P. 181–185.
27. *Riley J.* Competitive Signalling // *Journal of Economic Theory*. 1975. Vol. 10. P. 174–186.
28. *Riley J.* Testing the Educational Screening Hypothesis // *Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. P. 227–252.
29. *Schultz T.* Investment in Human Capital // *American Economic Review*. 1961. Vol. 51. P. 1–17.
30. *Spence M.* Market Signaling: Doctoral dissertation. Department of Economics. Harvard University, 1972.
31. *Spence M.* Job Market Signaling // *The Quarterly Journal of Economics*. 1973. Vol. 87. P. 355–374.
32. *Spence M.* Competitive Optimal Responses to Signals: An Analysis of Efficiency and Distribution // *Economic Theory*. 1974. Vol. 7. P. 296–332.
33. *Stigler G.J.* Information in the Labor Market // *Journal of Political Economy*. 1962. Vol. 70. P. 94–105.
34. *Stiglitz J.E.* The Theory of Screening, Education, and the Distribution of Income // *American Economic Review*. 1975. Vol. 65. P. 283–300.
35. *Taubman P.J., Wales T.J.* Higher Education, Mental Ability and Screening // *Journal of Political Economy*. 1973. Vol. 81. P. 28–55.
36. *Trostel P., Walker I., Wooley P.* Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries // *Labour Economics*. 2002. Vol. 9. P. 1–16.
37. *Wiles P.* The Correlation between Education and Earnings: The External-Test-Not-Content Hypothesis (ETNC) // *Higher Education*. 1974. Vol. 3. P. 43–58.
38. *Wolpin K.I.* Education and Screening // *The American Economic Review*. 1977. Vol. 67. P. 949–958.

Приложение 1.

Статус работодателей присвоен респондентам, утвердительно ответившим на вопрос о том, что они являются владельцами или совладельцами предприятия, на котором работают, если вслед за ответом на этот вопрос они указали, что владеют от пятидесяти одного до ста процентов предприятия. К работодателям отнесены и те, кто ответили, что работают не на предприятии или в организации, и на последующие вопросы ответили, что занимаются предпринимательством или индивидуальной трудовой деятельностью, привлекая наемных работников.

Статус индивидуальных самозанятых присвоен тем, кто занимался предпринимательством или индивидуальной трудовой деятельностью вне предприятий, организаций, работая при этом «(один/одна) или с членами семьи, друзьями», не привлекая наемных работников. Статус индивидуальных самозанятых присвоен также тем респондентам, которые ответили, что у них сейчас нет работы, но их ответы на вопросы о дополнительных заработках показали, что они регулярно занимались следующими видами деятельности: выращивали что-то на своем участке на продажу или обмен, разводили скот, птицу, рыбу, другую живность на продажу, продавали продукцию собственного домашнего изготовления, например вязанные или сшитые вещи, пирожки или что-то другое, продавали с рук сигареты, продукты, одежду, ездили за продуктами и товарами для последующей продажи, оказывали услуги за плату, например подвозили кого-то на машине, ремонтировали бытовую технику, автомобили, делали ремонт в квартире, занимались репетиторством, сидели с ребенком за плату.

Статус безработных присвоен респондентам, ответившим, что у них нет работы, и в течение последних тридцати дней они не занимались какой-нибудь работой, за которую им заплатили или должны были заплатить, при этом они обращались к кому-нибудь или куда-нибудь в поисках работы в течение последних тридцати дней и были готовы на прошедшей неделе сразу приступить к подходящей работе, если бы ее им предложили.

Приложение 2.

Число респондентов, ответивших на вопрос: «Является государство владельцем или совладельцем вашего предприятия, организации?»

Ответили	Раунд						
	9	10	11	12	13	14	15
Нет	1239	1573	1756	2038	2269	2375	2858
Да	3069	3304	3364	3215	3052	2846	3336

Приложение 3.

Объемы выборок для различных статусных групп

Раунд	Год	Безработные	Наемные работники	Самозанятые		Не входят в рабочую силу	Всего
				индивидуальные	работодатели		
9	2000	390	4740	192	52	2878	8252
10	2001	416	5320	226	81	3107	9150
11	2002	403	5525	226	98	3244	9496
12	2003	372	5747	224	91	3193	9627
13	2004	387	5814	221	83	3143	9648
14	2005	352	5597	216	66	3133	9364
15	2006	367	7057	265	74	3584	11347

Приложение 4.

Число опрошенных респондентов по месяцам

Месяц	Раунд						
	9	10	11	12	13	14	15
Январь	0	0	0	0	0	133	19
Сентябрь	137	373	548	63	47	0	32
Октябрь	6630	6918	7121	6609	7407	6694	7887
Ноябрь	1416	1563	1510	2539	1857	2154	2726
Декабрь	69	296	317	416	337	383	683

Приложение 5.

Кодификатор профессий и специальностей ISCO88

1 – Законодатели и крупные чиновники. Корпоративные управляющие. Генеральные управляющие.

2 – Специалисты в области физики, математики и прикладных наук (с высшим образованием). Специалисты в области наук, связанных с жизнью и здоровьем (с высшим образованием). Специалисты в области обучения (с высшим образованием). Другие специалисты (с высшим образованием).

3 – Специалисты, связанные с физическими и машиностроительными науками (со специальным образованием). Специалисты в области наук, связанных с жизнью и здоровьем (со специальным образованием). Специалисты в области обучения (со специальным образованием). Другие специалисты (со специальным образованием).

4 – Контторские служащие. Служащие, занятые обслуживанием заказчиков.

5 – Работники индивидуальных и защитных служб. Натурщики, продавцы и демонстраторы.

6 – Ориентированные на рынок квалифицированные работники сельского, лесного хозяйства и рыболовства. Работники сельского хозяйства и рыболовства, ведущие натуральное хозяйство.

7 – Рабочие, занятые в добывающих и строительных отраслях. Рабочие металлургических, машиностроительных и родственных отраслей. Рабочие, связанные с точными измерениями, ремеслом, печатным делом, и рабочие подобных профессий. Рабочие других ремесел и родственных им профессий.

8 – Постоянно работающие на оборудовании и операторы машин, механизмов. Операторы и монтажники станков. Водители и операторы подвижной техники.

9 – Работники простых профессий по распродаже и предоставлению услуг. Неквалифицированные рабочие сельского хозяйства, рыболовства и лесного хозяйства. Неквалифицированные рабочие горной промышленности, строительства, обрабатывающей промышленности и транспорта.

Приложение 6.

Оценки уравнений доходов наемных работников (FE-модель), индивидуальных самозанятых (HT-модель) и работодателей (RE-модель)

	Наемные работники	Индивиду- альные самозанятые	Работодатели
Длительность обучения	0,063 ³⁾	-0,039	0,003
Трудовой стаж	0,171 ³⁾	0,005	0,015
Квадрат трудового стажа/10	-0,011 ³⁾	0,009	-0,003
Пол		-0,707 ²⁾	-0,339 ²⁾
Одинокий(ая)	-0,004	0,105	0,312 ¹⁾
Областной центр		0,601	0,165
Город		0,250	0,143
Отработанное время/100	0,284 ³⁾	0,179 ³⁾	0,010
Руководители	0,189 ³⁾	-0,234	1,065 ³⁾
Специалисты:			
высшего уровня	0,195 ³⁾		0,759 ¹⁾
среднего уровня	0,158 ³⁾	-0,162	1,047 ³⁾

Окончание табл.

	Наемные работники	Индивиду- альные самозанятые	Работодатели
Служащие	0,139 ³⁾	-25,761	1,277
Работники сферы обслуживания	0,146 ³⁾	-0,310 ²⁾	0,643 ¹⁾
Квалифицированные работники:			
сельского хозяйства	0,128	-0,116	0,664
промышленности	0,206 ³⁾	-0,192	1,023 ³⁾
Работники средней квалификации	0,185 ³⁾	-0,628 ³⁾	0,642 ¹⁾
Уровень безработицы	-0,025 ³⁾	-0,006	-0,032 ¹⁾
Москва и С.-Петербург		-0,480	0,282
Север и Северо-Запад		0,352	0,323
Центральный и Центрально-Черноземный регионы		-0,375	0,208
Северный Кавказ		-0,035	0,168
Урал		-0,599	-0,321
Западная Сибирь		-0,540	0,089
Восточная Сибирь и Дальний Восток		-0,388	0,345
Константа	4,719 ³⁾	9,340 ³⁾	8,451 ³⁾
<i>N</i>	35306	1091	382
Число индивидуумов	11141	699	143
R^2 between	0,007		0,214
R^2 within	0,271		0,076
R^2 overall	0,013		0,170

¹⁾ Уровень значимости 10%. ²⁾ Уровень значимости 5%. ³⁾ Уровень значимости 1%.

Приложение 7.

**Оценки уравнений доходов наемных работников со стажем работы
на последнем месте занятости от 2-х до 4-х лет включительно
(пул-модели, 2000–2006 гг.)**

	Все	Мужчины	Женщины
Средняя школа	0,123 ¹⁾	0,218 ²⁾	0,039
ПТУ со средним образованием, техническая школа	0,212 ²⁾	0,213 ²⁾	0,178 ²⁾
Техникум; медицинское, педагогическое, художественное училище	0,377 ²⁾	0,367 ²⁾	0,344 ²⁾
Институт, университет	0,658 ²⁾	0,622 ²⁾	0,637 ²⁾
Аспирантура, докторантура	0,732 ²⁾	0,592 ²⁾	0,759 ²⁾
Предшествующий трудовой стаж	0,021 ²⁾	0,004	0,027 ²⁾
Квадрат предшествующего трудового стажа/100	-0,050 ²⁾	-0,032 ²⁾	-0,049 ²⁾
Пол	-0,435 ²⁾		
Одинокий(ая)	-0,036	-0,333 ²⁾	0,051
Областной центр	0,371 ²⁾	0,435 ²⁾	0,301 ²⁾
Город	0,418 ²⁾	0,495 ²⁾	0,332 ²⁾
Отработанное время/100	0,240 ²⁾	0,131 ²⁾	0,319 ²⁾
Руководители	0,451 ²⁾	0,525 ²⁾	0,420 ²⁾
Специалисты:			
высшего уровня	0,335 ²⁾	0,353 ²⁾	0,385 ²⁾
среднего уровня	0,325 ²⁾	0,336 ²⁾	0,357 ²⁾
Служащие	0,405 ²⁾	0,651 ²⁾	0,421 ²⁾
Работники сферы обслуживания	0,267 ²⁾	0,418 ²⁾	0,184 ²⁾
Квалифицированные работники:			
сельского хозяйства	-0,425 ¹⁾	-0,236	-0,788 ¹⁾
промышленности	0,523 ²⁾	0,489 ²⁾	0,847 ²⁾
Работники средней квалификации	0,547 ²⁾	0,518 ²⁾	0,591 ²⁾
Уровень безработицы	-0,071 ²⁾	-0,069 ²⁾	-0,075 ²⁾
Москва и С.-Петербург	-0,158 ²⁾	-0,118	-0,185 ¹⁾
Север и Северо-Запад	0,489 ²⁾	0,671 ²⁾	0,410 ²⁾
Центральный и Центрально-Черноземный регионы	-0,052	-0,030	-0,080
Северный Кавказ	0,170 ²⁾	0,244 ²⁾	0,156 ²⁾
Урал	0,005	0,056	-0,029
Западная Сибирь	0,057	0,027	0,101
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,119 ²⁾	0,160 ²⁾	0,130 ¹⁾
Константа	7,841 ²⁾	8,168 ²⁾	7,291 ²⁾
N	3585	1521	2064
Adj. R ²	0,367	0,337	0,318
F-тест	75,243 ²⁾	29,616 ²⁾	36,613 ²⁾

¹⁾ Уровень значимости 5%. ²⁾ Уровень значимости 1%.