

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НИЖНИЙ НОВГОРОД

Научно-учебная лаборатория количественного анализа
и моделирования экономики

А.В. Аустов

ЭМПИРИЧЕСКИЕ ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗ СКРИНИНГА

Препринт Р1/2008/01

Серия Р1

Научные доклады лаборатории
количественного анализа и
моделирования экономики

Нижний Новгород
НФ ГУ-ВШЭ
2008

УДК 331.214
ББК 06.77.77



Издание осуществлено в рамках
Инновационной образовательной программы ГУ ВШЭ
«Формирование системы аналитических компетенций
для инноваций в бизнесе и государственном управлении»

Редактор серии Р1
“Научные доклады лаборатории количественного анализа и
моделирования экономики ”
А.М. Силаев

Аистов А.В. Эмпирические проверки гипотез скрининга. Препринт Р1/2008/01.
– Нижний Новгород: НФ ГУ-ВШЭ, 2008. – 42 с.

В работе описаны и использованы на практике (на основе данных Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения 2000-2006 гг.) несколько методик проверки гипотез скрининга. Проведенный анализ не противоречит предположению о том, что для отдельных видов занятости образование является лишь фильтром способностей обучающихся. Пройдя этот фильтр, выпускник получает сертификат, который в дальнейшем может быть использован в качестве сигнала на рынке труда. В работе также показано, что с ростом внутрифирменного стажа последствия использования таких сигналов у женщин ослабляются гораздо слабее, чем у мужчин.

УДК 331.214
ББК 06.77.77

© А.В.Аистов, 2008
© НФ ГУ-ВШЭ, 2008

Введение

В предыдущей работе автора (Аистов 2007) была подвергнута достаточно жесткой критике работа Clark (2000), однако, эконометрические оценки в подтверждение слов автора были выполнены недостаточно убедительно. Эмпирическая часть была представлена отдельными фрагментами, содержащими результаты исследований, выполненных в разные годы.

В настоящей работе эмпирический анализ выполнен более последовательно, использована одна и та же выборка наблюдений (данные Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения – РМЭЗ, 2000-2006 гг.), позволяющая наглядно сопоставить возможности разных методик проверки гипотез скрининга.

Напомним, согласно *сильной гипотезе* 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 (Arrow 1973, Layard и Psacharopoulos 1974). *Слабая гипотеза* предполагает, что основной ролью образования является сигнальная (оно обеспечивает индивидуума сигналом о его производительности), в то же время оно может повышать присущую индивидууму производительность (Stigler 1962, Spence 1972, Arrow 1973, Spence 1973, Spence 1974).

Обзор литературы

Не будем повторять всю историю вопроса, достаточно подробно изложенную в работе Аистов (2007). Остановимся лишь на методах, использованных в статье Clark (2000), поскольку ее результаты будут сопоставлены с результатами, полученными автором.

В работе Clark (2000) была выполнена проверка гипотез скрининга на основе данных 5-8 раундов РМЭЗ (1994-1996 и 1998 годы). Содержащиеся в анкетах РМЭЗ вопросы позволили автору реализовать три эмпирических подхода. Назовем их: метод Волпина (Wolpin, 1977), Псахаропулоса (Psacharopoulos, 1979) и Лиу-Вонга (Liu и Wong, 1982).

Повторяя методику Псахаропулоса, Clark (2000) сравнил оценки двух уравнений Мисеровского типа в государственном и частном секторах:

$$\ln w = a + b S + g_1 \text{Exp} + g_2 \text{Exp}^2 + g_3 \text{Male} + e, \quad (1)$$

$$\ln w = a + b S + g_1 \text{Exp} + g_2 \text{Exp}^2 + g_3 \text{Male} + g_4 \text{Hours} + g_5 \text{Tenure} + g_6 \text{Tenure}^2 + e, \quad (2)$$

где $\ln w$ – логарифм доходов за месяц, S – длительность обучения (годы), Exp – общий трудовой стаж, Male – пол (регрессор равен 1 для мужчин и 0 – для женщин), Hours – часы работы за месяц, Tenure – стаж работы на последнем месте.

Подтверждением идей скрининга является превышение коэффициента b , измеренного в бюрократическом – государственном – секторе, над изме-

ренным в конкурентном – негосударственном – секторе экономики и более низкое значение R^2 в уравнении доходов для негосударственного сектора.

Коэффициенты каждого уравнения оценивались для трех различных зависимых переменных. В первом случае использовался логарифм доходов на основном месте работы (следуя автору, обозначим эти доходы Wages 1). Во втором (Wages 2) – к доходам на основном месте работы добавлялись доходы от второй работы и выплаты в неденежной форме. В третьем (Wages 3) – учитывались все доходы за месяц, включая дополнительные заработки. В Приложении 1 приведены вопросы анкет РМЭЗ для взрослых, с которых начинаются разделы, позволяющие сформировать соответствующие зависимые переменные.

Описание эмпирического исследования в работе Clark (2000) начинается с приведения оценок уравнений (1) и (2), выполненных обычным методом наименьших квадратов (OLS) для каждого из упомянутых раундов РМЭЗ отдельно. К сожалению, автор не поясняет, каким образом ему удалось разделить респондентов на работающих в государственном и негосударственном секторах экономики при выполнении оценок с зависимыми переменными Wages 2 и Wages 3. Любой исследователь, знакомый с базой данных РМЭЗ, и здравомыслящий человек понимают, что в рамках первичной занятости работник может находиться в государственном секторе, а в рамках вторичной – в частном, и – наоборот. Совершенно не понятно, о каком секторе экономики (государственном или частном) идет речь, если обсуждается занятость, начиная с вопроса 56 анкеты РМЭЗ для взрослых, дающая вклад в Wages 3? Как определить *Tenure* в случае Wages 2 и Wages 3? Не обращая внимания на все эти проблемы, Clark (2000) приходит к выводу, что методика Псахаропулоса не позволила выявить эффект сигналов об образовании на российском рынке труда в рассмотренные годы. Только в оценках, сделанных для 1995 года, он получил незначительное (статистически незначимое) превышение отдачи от образования в регрессии, соответствующей модели (2), с Wages 2 в качестве зависимой переменной. Оценки коэффициента b в этом случае получились 0,1183 и 0,1150 для «государственного» и «негосударственного» секторов, соответственно. Автор осознает, что этому результату нельзя верить, ссылаясь на низкую объясняющую силу регрессий, – коэффициент R^2 равен 0,0265 и 0,0141, соответственно. В остальных случаях отдача от образования в «негосударственном» секторе экономики оказалась выше¹⁾, что противоречит гипотезам скрининга. Автор объяснил это большей гибкостью зарплаты в негосударственном секторе в переходной экономике – способностью частных работодателей стимулировать работников, имеющих большой человеческий капитал.

¹⁾ Оценки коэффициента b в регрессиях Wages 1 колеблются в пределах 0,0507 – 0,1059 и 0,0549 – 0,1523 для государственного и негосударственного секторов, соответственно.

Интересным, но не однозначно интерпретируемым с учетом сделанных выше замечаний по поводу зависимой переменной, является то, что для 1995 года регрессии «Wages 3» для обеих моделей и регрессия «Wages 2» для модели (1), оцененные для «негосударственного» сектора, оказались статистически не значимы по F -тестам. Автор в статье не уделил внимания обсуждению этого результата, но, если верить, что в выборки действительно попали работники негосударственного сектора, то полученный результат не противоречит сильной гипотезе скрининга. Образование данных работников не смогло объяснить их доходы – не внесло вклад в человеческий капитал этих работников. Хотя есть и другая, чисто статистическая интерпретация. Вполне возможно, в выборку попали индивидуумы с практически одинаковыми характеристиками (значениями объясняющих переменных), поэтому объясняющая сила регрессии оказалась такой низкой. К сожалению, в статье Clark (2000) не достаточно информации для отклонения данной статистической интерпретации.

Сославшись на то, что в рамках переходной экономики попытки проверить гипотезы скрининга путем сравнения отдачи от образования на основе оценок уравнений доходов (1) и (2) в государственном и негосударственном секторах экономики являются неудачными, Clark (2000) выполнил более тонкий анализ – сравнение отношения зарплаток работников в середине и в начале их карьеры. Однако и в этом случае не удалось получить желаемого результата. Не удалось подтвердить наличие скрининга. Более того, 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 Денисова и Карцева (2005, 2007). В оценках Денисовой и Карцевой год получения диплома и оказался статистически незначимым, поэтому нельзя утверждать. Что старые дипломы хуже новых.

Понимая, что неудачные попытки выявить наличие скрининга путем сравнения отдачи от образования в государственном и негосударственном секторах могут быть вызваны наличием смещений оценок коэффициентов при длительности обучения из-за не случайности выборок, Clark (2000) оценил регрессии (2), используя процедуру Хэкмана (Heckman 1979). В статье приведены оценки функций доходов с Wages 1 в качестве зависимой переменной для 1995, 1996 и 1998 гг. Коррекция смещений оценок на основе модели бинарного выбора не помогла – в негосударственном секторе оценки коэффициента b оказались выше, чем в государственном²⁾, что противоречит гипотезам скрининга.

Clark (2000) прекрасно понимает, что неудачные попытки выявить

²⁾ 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.

эффект скрининга, используя методики Псахаропулоса, сравнивая государственный и негосударственный сектора в период переходной экономики обречены на неудачу из-за наличия многих факторов, влияющих на формирование негосударственного сектора и искажающих «традиционный» скрининг, существующий в периоды спокойного развития экономики³⁾. Более приемлемой, с его точки зрения, в данной ситуации должна быть методика Волпина (Wolpin 1977) – сравнение отдачи от образования самозанятых и наемных работников. Отдача от образования самозанятых будет являться только отдачей от их человеческого капитала, в уравнении для наемных работников к этой отдаче добавится влияние сигнала об образовании, в результате отдача от образования окажется выше. Используя этот подход, Clark (2000) снова ограничился моделями (1) и (2) и разделением доходов на Wages 1, Wages 2 и Wages 3. Здесь можно повторить высказанную выше критику по поводу формирования выборок наблюдений, поскольку знакомство с базой данных РМЭЗ показывает, что в рамках первичной и вторичной занятости работники могут принадлежать к различным статусным группам. К сожалению, судя по статье, Clark (2000), формируя Wages 2 и Wages 3, классифицировал статус занятости, опираясь только на ответы об основной работе респондента. Вклад в Wages 2 и Wages 3 дают доходы и от вторичной занятости, в рамках которой респондент может оказаться в другом статусе. По какому критерию выделялись самозанятые? Известно, что на основе вопросников РМЭЗ не удастся их выделить в полном соответствии с рекомендациями Международной Организации Труда (МОТ). Часть самозанятых попадает в выборку наемных работников, и наоборот – часть наемных работников может оказаться в выборке самозанятых. Скорее всего, так и произошло в исследовании Clark (2000). Самозанятых он назвал «предприниматели», видимо, опираясь на вопрос о том, занимается ли респондент, по его собственной оценке, предпринимательской деятельностью или – нет. Это не является критерием самозанятости. С тем же успехом и наемный работник может утвердительно ответить на данный вопрос. Тем не менее, в подавляющем большинстве рассмотренных Кларком случаев отдача от длительности обучения «предпринимателей» оказалась ниже, чем наемных работников, и в ряде случаев – статистически незначимой. В результате Clark (2000) делает вывод, что методика Волпина (Wolpin 1977), в отличие от методики Псахаропулоса (Psacharopoulos 1979), использованная для данных РМЭЗ, не позволяет отклонить наличие скрининга, опирающегося на образовательные сигналы. В качестве дополнительного подтверждения этого вывода Clark (2000) привел резуль-

³⁾ Заметим, что указанные выше недостатки в оценках Кларка были устранены в работе Аистова (2007), в которой на основе данных РМЭЗ были выполнены сравнения отдачи от образования на выборках из занятых в официальной экономике и не зарегистрированных официально по месту работы. В результате в соответствии со слабой гипотезой скрининга для ряда профессий отдача от образования в официальной занятости оказалась выше, чем в случае незарегистрированной занятости.

таты оценок уравнений доходов (2) с зависимой переменной *Wages 1*, выполненных с использованием процедуры Хэкмана (Heckman 1979) для коррекции смещений оценок коэффициентов из-за не случайности выборок. Оценки коэффициента *b* для наемных работников в 1995, 1996 и 1998 гг. оказались равными 0,0512, 0,0506 и 0,1142, соответственно. Коэффициенты *b* в уравнениях для «предпринимателей» в эти годы оказались статистически не значимы. Сопоставление этих результатов не противоречит наличию скрининга наемных работников с использованием сигналов об образовании. Отсутствие влияния длительности обучения на доходы «предпринимателей» объясняется, скорее всего, малым объемом выборок и не является свидетельством сильной гипотезы скрининга, но этот вопрос в статье Clark (2000) не обсужден.

В заключительной части своего эмпирического исследования Кларк приводит результаты выявления наличия скрининга на основе данных РМЭЗ с использованием методики Лиу-Вонга (Liu и Wong 1982). В основу исследования были положены две эмпирические модели:

$$\ln w = a_0 + a_1C_1 + a_2C_2 + a_3C_3 + a_4C_4 + a_5C_5 + a_6State + a_7G + a_8G^2 + a_9Hours + e, \quad (3)$$

$$\ln w = a_0 + a_1C_1 + a_2C_2 + a_3C_3 + a_4C_4 + a_5C_5 + a_6State + a_9Hours + e, \quad (4)$$

где $\ln w$ – логарифм доходов за месяц с основного места занятости (*Wages 1*), *C* – бинарные переменные, отражающие достигнутый уровень образования, *C*₁ – профессиональные курсы, *C*₂ – ПТУ, *C*₃ – техникум или медицинское училище, *C*₄ – университет, *C*₅ – аспирантура или ординатура, *G* – общий трудовой стаж за вычетом длительности работы на последнем месте занятости (годы), *Hours* – часы работы за месяц; *State*, судя по названию, является бинарной переменной, отражающей занятость респондента в государственном секторе. Модель (3) оценивалась для респондентов с различным стажем работы на последнем месте занятости. В статье приведены оценки для выборок респондентов со стажем, лежащим в интервалах от 0 до 2 лет, от 1 года до 3 лет, и т.д. – всего десять перекрывающихся интервалов. Последняя, десятая регрессия, была оценена на выборке респондентов со стажем работы на последнем месте занятости от 9 до 11 лет. Модель (4) оценивалась для респондентов с различным общим трудовым стажем. В статье приведены оценки для выборок респондентов с трудовым стажем, лежащим в интервалах от 0 до 4 лет, 2 – 6 лет, 4 – 8 лет, 6 – 10 лет, 8 – 12 лет и 10 – 14 лет. Приведенные оценки для 1995, 1996 и 1998 гг. согласуются с результатами Liu и Wong (1982), свидетельствующими о наличии скрининга. Во многих регрессиях получено статистически значимое положительное влияние сертификата о высшем образовании на доходы респондентов. Статистическая значимость пропадает после примерно 9 лет стажа работы на последнем месте занятости и 12 лет общего трудо-

вого стажа⁴⁾. Заметим, что в оценках некоторых регрессий, приведенных Кларком (Clark 2000), достаточно сильно истощается выборка, что, помимо экономических причин, может также повлиять на снижение статистической значимости. Для некоторых уровней образования статистически значимая отдача отсутствует при малых значениях стажа и появляется в районе 5-7 лет стажа. По-видимому, это объясняется неоднородностью или нерепрезентативностью выборки. Приведенные оценки показывают, что в среднем отдача от сертификатов более низкого уровня ниже, в большинстве случаев она просто статистически не значима. Это согласуется с аргументами Liu и Wong (1982) в пользу гипотез скрининга. Clark (2000) это отмечает и добавляет, что столь низкая отдача объясняется специфичностью знаний, приобретаемых на курсах переподготовки и в ПТУ – отдача от такого обучения наблюдается только при работе по специальности. Присутствие в модели (3) переменных G и G^2 позволяет проконтролировать возможные смещения оценок отдачи от образования. Эти регрессоры, в соответствии с аргументами Liu и Wong (1982), позволяют отделить эффекты скрининга при найме на работу (отдачу от диплома) от отдачи от человеческого капитала, накопленного в ходе работы респондента в других фирмах.

На основе проведенного эмпирического исследования Clark (2000) приходит к выводу о невозможности отклонения слабой гипотезы скрининга и отсутствии подтверждений справедливости сильной гипотезы скрининга.

Поскольку работа Clark (2000) несколько перегружена «отрицательными» результатами, от нее остается ощущение, что автор увидел в большом количестве оцененных им регрессий именно то, что хотел увидеть, закрыв глаза на некоторые неблагоприятные моменты. В целом выводы работы Clark (2000) выглядят интересными, если учесть, что это работа периода, когда были доступны лишь четыре репрезентативные по России волны панели РМЭЗ.

Эконометрическая модель

Наше исследование основано на оценивании уравнения доходов Минсеровского типа (Mincer и Polachek 1974). Оно связывает логарифм доходов с длительностью обучения, трудовым стажем и другими объясняющими и контролирующими переменными.

⁴⁾ В работе Kawaguchi (2003) также был учтен масштаб времени. Согласно их модели, при найме на работу происходит скрининг будущего работника с использованием информации об уровне его образования. Снижение отдачи от образования с ростом стажа работы на последнем месте занятости – свидетельство слабой гипотезы скрининга. В случае справедливости сильной гипотезы стаж работы не уменьшает отдачу от уровня образования работника, наблюдавшегося на момент скрининга.

Упрощенно регрессионную модель можно представить следующим образом:

$$\ln y_{it} = a_i + S_i b + R_{it} g + e_{it} , \quad (5)$$

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.), g – вектор коэффициентов, a_i – неизменные во времени ненаблюдаемые характеристики индивидуума (способности, мотивы и т.п.), e_{it} – ненаблюдаемые слагаемые, изменяющиеся между индивидуумами и во времени (хорошие шансы, неудачи и т.п.). В качестве объясняющих переменных S_i в рамках данного исследования мы будем использовать длительность обучения или набор бинарных переменных, отражающих уровень достигнутого респондентом образования, в соответствии с полученным сертификатом.

Проверка гипотез, выдвинутых в начале исследования, сводится к сравнению коэффициентов b , оцененных для работников подверженных скринингу и не проходящих скрининг с использованием образовательных сигналов. Кроме этого можно сравнить объясняющую силу моделей на указанных выборках. Ожидается, что для работников подверженных скринингу коэффициенты b и качество подгонки модели будут выше.

На первый взгляд, выполнение оценок не выглядит проблемным. Если для проверки гипотез скрининга сравнивать отдачу от образования в различных статусах занятости, необходимо корректировать смещение оценок из-за отбора 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, Nesterova и Sabirianova 1998; Денисова и Карцева 2005, 2007). В дополнение к оценкам, полученным с помощью ставшей уже стандартной процедурой Хекмана, мы выполним оценки с помощью двухшаговой процедуры коррекции смещений с использованием результатов оценки модели множественного выбора Bourguignon, Fournier и Gurgand (2001). 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, кроме самоотбора наблюдений. К ним относятся ненаблюдаемые переменные, такие, как способности, мотивация и т.п., которые влияют на доходы и положительно коррелируют с уровнем образования – объясняющей переменной – в результате отдача от образования обычно оказывается завышенной (Brunello 2002; Trostel, Walker и Woolley 2002).

Известными действиями по снижению смещений оценок являются использование инструментальных методов оценивания, включение в модель контролирующих переменных (например, результатов IQ тестов) и выполнение оценок на выборках, состоящих из близнецов или братьев и

сестер. Типичными примерами инструментов являются, естественные инструменты, которые отражают школьные реформы и особенности системы 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 (Angrist и Krueger, 1991; Bound, Jaeger и Baker, 1995; Card, 2001). К сожалению, приведенные варианты действий невозможны при использовании базы данных РЭМЗ. Однако нам может помочь панельный характер данных РМЭЗ.

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

Hausman и Taylor (1981) 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 и устраняется неопределенность выбора инструментов. Учет корреляционной структуры модели позволяет получить более эффективные оценки, чем в модели с фиксированными эффектами. Baltagi, Bresson и Pirotte (2003) доказали приемлемость процедуры Хаусмана-Тейлора в общем случае.

С учетом вышесказанного, в тех случаях, когда оценки с использованием процедуры Хаусмана-Тейлора (НТ) будут состоятельными, мы ими воспользуемся для проверки гипотез скрининга в рамках предлагаемого исследования.

Данные

Исследование выполнено на основе данных 9-15 раундов РМЭЗ. Это панельное обследование является репрезентативным по России.

Последние раунды, охватывающие только 2000-2006 годы, были выбраны по причине появления в них вопросов, позволяющих более четко, по сравнению с тем, как это было сделано в работе Аистов (2005), выделить самозанятых, работающих вне предприятий и организаций. Примеры таких вопросов приведены в Приложении 2.

Критерии, по которым определялись статусы респондентов на основе анкет РМЭЗ, описаны в Приложении 3. Следует отметить, что анкеты РМЭЗ не позволяют выявить некоторые статусы в полном соответствии с рекомендациями МОТ. Так, например, в рамках проводимого исследования части самозанятых – некоторым работодателям, чьи фирмы находятся

в совместной собственности, и работникам кооперативов (индивидуальным самозанятым) – присвоен статус наемных работников. Согласно идеям скрининга внесение самозанятых в выборку наемных работников занижает оценки отдачи от образования и затрудняет выявление отдачи от образовательных сигналов на фоне отдачи от человеческого капитала. К счастью, относительно малая доля самозанятых в общей численности рабочей силы (см., например, Сабирьянова 1998, Обзор занятости в России 2002) привела лишь к незначительным погрешностям оценок и не позволила отклонить наличие скрининга на российском рынке труда.

Анкеты РМЭЗ позволяют выявить наличие у респондентов первой, второй и третьей работ. С целью снижения количества ошибок при определении статусов занятости респондентов и выявлении их работы на государственных или негосударственных предприятиях, после обсуждения предварительных результатов настоящего исследования на семинаре научно-учебной Лаборатории исследований рынка труда (ГУ-ВШЭ), было решено ограничить данное исследование рассмотрением лишь первичной занятости.

Максимальные объемы полученных выборок для различных статусных групп приведены в Приложении 4. Возрастной диапазон экономической активности здесь и далее был ограничен интервалом от 15 до 72 лет. В регрессионном анализе объемы выборок для отдельных статусных групп меньше за счет того, что некоторые респонденты ответили не на все вопросы предложенных им анкет. В Приложении 5 показано распределение опрошенных респондентов по месяцам. В каждом из раундов более 90 % респондентов были опрошены в октябре - ноябре того года, который указан в Приложении 4; лишь в 14 и 15 раундах некоторые респонденты были опрошены в январе последующего года.

Распределение респондентов по раундам в соответствии с их ответом на вопрос, является ли государство владельцем или совладельцем предприятия, представлено в Приложении 6.

В уравнениях Минсеровского типа (функциях доходов) в качестве зависимых переменных использованы логарифмы реальных доходов респондентов за месяц в ценах г. Москвы 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 (http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/ipc_data.htm, Российский статистический ежегодник 2007).

Результаты оценивания

Методика Псахаропулоса (Psacharopoulos 1979) реализованная с использованием данных, соответствующих восстановлению экономики после кризиса 1998 г., дала результаты, качественно отличающиеся от приведенных в работе Clark (2000).

Таблица 1.

Средние значения и стандартные отклонения средних значений (в скобках) некоторых характеристик занятых в государственных (Гос.) и негосударственных (Нег.) секторах

	Раунды							
	9		11		13		15	
	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.
Реальный доход, руб.2006 г.	4733 (86)	6631 (266)	6317 (94)	8930 (243)	7654 (127)	10617 (185)	9892 (134)	13124 (198)
Длительность обучения, годы	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, годы	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, годы	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 – жен., 0 – муж.	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)
Одинокый(ая): 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)

Предварительное знакомство с данными представлено в табл. 1. Чтобы сохранить представление о динамике показателей, но не загромождать изложение, в табл. 1 приведена информация только по нечетным раундам. Здесь и далее мы исключили из рассмотрения занятых в армии, хотя это практически не влияет на количественные оценки – доля военных в каждом раунде составляла 0,5 – 0,8 %.

Из табл. 1 виден рост реальных доходов занятых как в государственном, так и негосударственном секторах. Как было отмечено в работе Clark (2000), негосударственный сектор имеет большую гибкость в начислении зарплаты по сравнению с негосударственным. В приведенных в табл. 1 данных это проявляется в виде достаточно сильного превышения средних доходов респондентов, занятых в негосударственном секторе, по сравнению с доходами респондентов государственного сектора и в их большем разбросе (сравните стандартные отклонения). По мере стабилизации экономики относительная разница доходов уменьшается, и величины разбросов доходов сравниваются.

В рассматриваемый период времени наблюдается тенденция роста длительности обучения занятых как в государственных, так и в негосударственных предприятиях. Табл. 1 показывает, что длительность обучения занятых в негосударственном секторе несколько ниже, чем в государственном. Это лишний раз отражает более гибкий подход к кандидатам при приеме на работу в негосударственном – менее бюрократическом секторе экономики. Возможно – это свидетельство меньших барьеров входа, образовательные сигналы здесь играют меньшую роль, это будет подтверждено эконометрическими оценками.

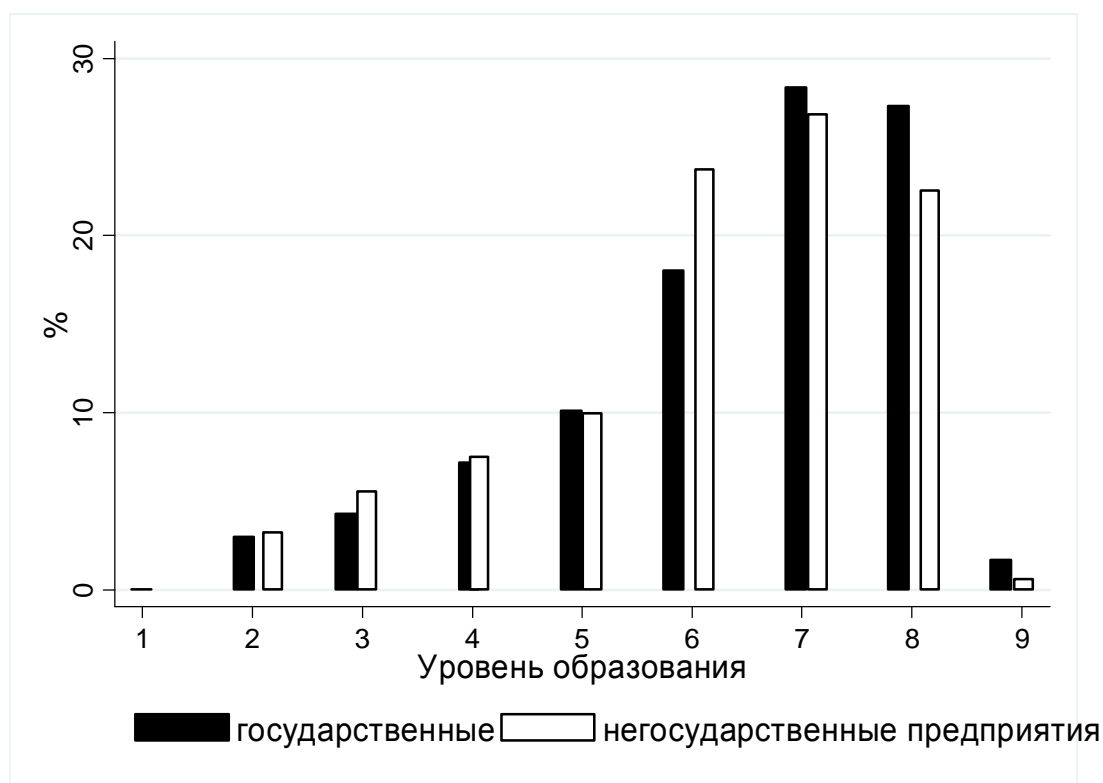


Рис. 1. Гистограммы уровней образования занятых.

Длительность обучения отражает формальное количество лет, проведенных респондентом в школе и в рамках других форм обучения. Возможно, некоторые опрошенные все-таки оставались на повторное обучение, но длительность обучения положительно коррелирует с уровнем полученного респондентами образования. Свидетельством этого служат данные в строке «Уровень образования» в табл. 1. Переменная «Уровень образования» показывает максимальную ступень достигнутого респондентом 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 сер-

тификат), 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). Более низкий средний уровень образования занятых в негосударственных предприятиях по сравнению с государственными (см. табл. 1), возможно, свидетельствует о том, что негосударственные предприятия предъявляют более низкие требования по сравнению с государственными к формальным сигналам о способностях работников, роль которых могут играть сертификаты о полученном работниками образовании. Распределения, представленные на рис. 1, подтверждают данный вывод. Преобладание работников с более высоким уровнем образования в государственных предприятиях свидетельствует и о рациональном поведении людей, предъявляющих спрос на образовательные услуги. Они получают более высокое образование для того, чтобы использовать соответствующий сертификат в качестве сигнала о своих способностях на рынке труда. Такие сигналы оказываются более востребованными в рамках государственных предприятий.

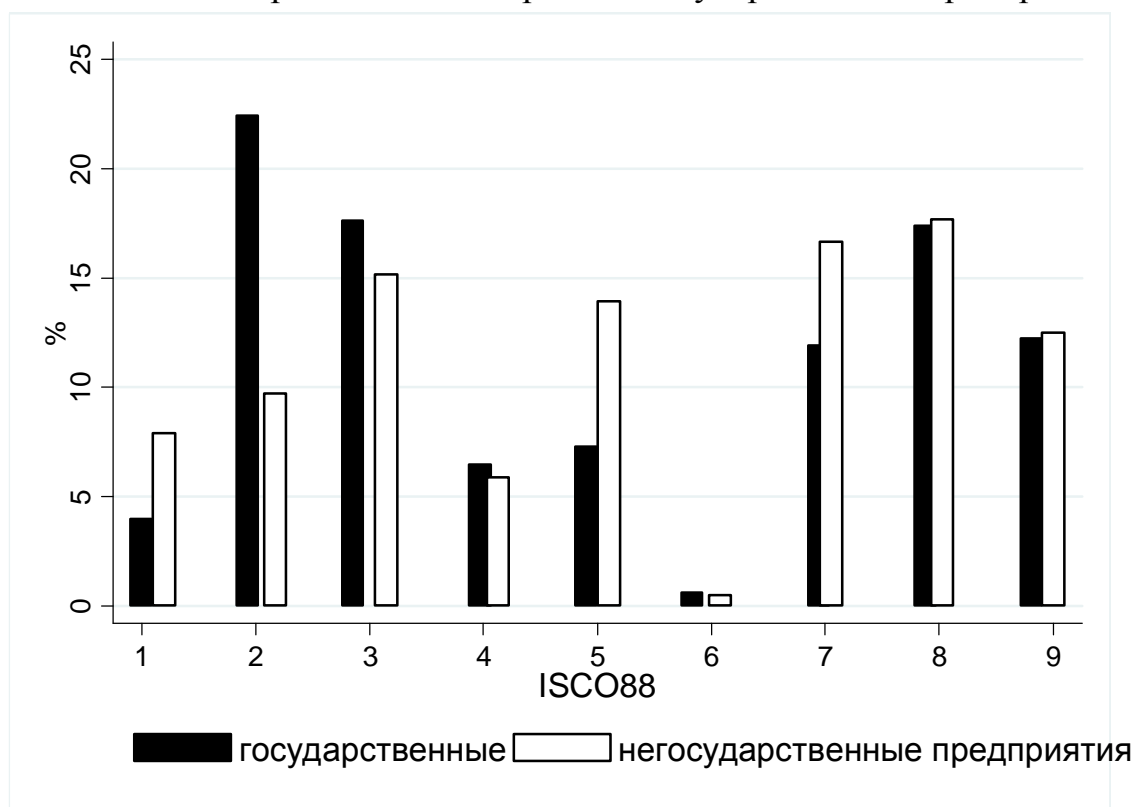


Рис. 2. Гистограммы классификаторов профессий.

В негосударственных предприятиях работают, по-видимому, более мобильные индивидуумы, о чем свидетельствуют их меньший трудовой стаж и средний возраст (см. табл. 1). В государственных предприятиях преобладают женщины. Это может быть связано с более высокими для них по сравнению с мужчинами барьерами входа на рынок негосударственных форм занятости, либо с большим стремлением большинства женщин к ста-

бильности. Видимо, ощущение этой стабильности выше в рамках государственных предприятий.

Доли одиноких среди занятых в государственных и негосударственных предприятиях оказались примерно одинаковы, по-видимому, это связано с общей социально-демографической ситуацией. По этому показателю работники государственных и негосударственных предприятий не различаются.

На рис. 2 показаны распределения занятых по профессиям, согласно международному классификатору ISCO88 (см. Приложение 7), без учета военных. Бросается в глаза относительно высокая доля работников профессий 2 и 3 (по классификатору) в государственных предприятиях. Это 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. Как уже было отмечено выше, преобладание данных работников в государственном (более бюрократическом) секторе является косвенным подтверждением рационального поведения агентов. В негосударственном секторе относительно велика доля занятых с классификаторами профессий 1, 5 и 7. Более детальное знакомство с классификатором ISCO88 показывает, что в категорию 1 попадают директора небольших предприятий (возможно, работодатели), в категорию 5 – продавцы и ряд других профессий, которые с большой вероятностью могут быть индивидуальными самозанятыми, 7 – работники строительных профессий, ремесленники, тоже – потенциальные самозанятые. Таким образом, при использовании базы данных РМЭЗ для оценки уравнений доходов на выборках из занятых в государственных и негосударственных предприятиях с целью выявления сигнальной функции образования, по крайней мере в рассматриваемый период времени (2000 – 2006 гг.), есть угроза объединения методик Псахаропулоса (Psacharopoulos 1979) и Волпина (Wolpin 1977). Чтобы этого не произошло, в уравнения доходов необходимо включить контролирующие переменные, отражающие принадлежность респондента определенной профессии согласно классификатору ISCO88.

Эконометрические оценки, выполненные по методике Псахаропулоса (сравнение отдач от образования в конкурентном и неконкурентном секторах) для России рассматриваемого периода, даже в самом примитивном варианте – без коррекции смещений, вызванных самоотбором наблюдений (неслучайностью выборки) и наличием ненаблюдаемых индивидуальных эффектов – подтверждают слабую гипотезу скрининга. В качестве доказательства – в табл. 2 приведены оценки уравнений доходов занятых в государственных и негосударственных секторах для нечетных раундов, четные раунды представлены в Приложении 8. Эти оценки выполнены обычным методом наименьших квадратов (OLS). Смысл большинства объясняющих переменных ясен из их названий. Общий трудовой стаж измерялся в годах. Для бинарных

переменных «Областной цент», «Город», «Поселок городского типа» базовой категорией является проживание респондента в селе. Бинарные переменные, отражающие профессию респондента, построены в соответствии с классификацией ISCO88 (см. Приложение 7); в качестве базовой категории выбран код профессии 9 – занятость на элементарных неквалифицированных работах. Переменная «Уровень безработицы» принимает значение общей безработица по данным Госкомстата (Российский статистический ежегодник 2007) в местности проживания респондента (городе, крае, области), соответствующей значению PSU (первичной единицы 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 (Гос.) и негосударственных (Нег.) секторах, зависимая переменная - логарифм реальных доходов за месяц

	Раунды							
	9		11		13		15	
	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.
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⁾
Трудовой стаж ² /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 гор. 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 сел. хоз-ва	0,296	0,920 ¹⁾	-0,011	0,459	0,054	0,816 ¹⁾	0,299	0,355
Квалифицированные работники пром-ти	0,389	0,262	0,107	0,030	0,351	0,311	0,293	0,235
Работники средней квалификации	0,466 ¹⁾	0,330	0,290	0,114	0,804 ³⁾	0,140	0,194	0,354 ¹⁾

Таблица 2 (продолжение).

Уровень безработи- цы	-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 Цен- трально- Черноземный	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⁾

Примечание: ¹⁾ - уровень значимости 10%; ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

В отличие от OLS-оценок, приведенных в работе Clark (2000), во всех оценках, представленных в табл. 2 и Приложении 8, видно существенное превышение коэффициентов при длительности обучения в уравнениях доходов в государственном секторе по сравнению с соответствующими коэффициентами в негосударственном секторе. В двух раундах коэффициенты при длительности обучения в оценках для негосударственного сектора (раунды 10 и 14 в Приложении 8) оказались статистически незначимыми. Такие отличия коэффициентов согласуются с предположением о том, что конкурентный – негосударственный – рынок труда устраивает дополнительную фильтрацию в начале трудовой деятельности работников. Этот рынок в меньшей степени, по сравнению с государственным, руководствуется формальными сигналами работников об их уровне образования, в меньшей степени доверяет фильтрующей роли образовательной системы.

Качество объяснения доходов выбранными переменными, в том числе – длительностью обучения, в оценках, выполненных для государственного сектора, тоже оказалось выше по сравнению с негосударственным: коэффициенты детерминации Adj. *R*² в оценках для государственного сектора выше во всех раундах, кроме 10-го. 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 согласуется с предположением о том, что формальный

скрининг с использованием образовательных сигналов более характерен для государственного рынка труда.

Судя по работе Clark (2000), данные особенности рынков не удалось наблюдать в предкризисной России 1994-1996 и 1998 гг.

Как уже упоминалось выше, приведенные 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 отдач 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 отдач от длительности обучения, выполненные без учета этого эффекта, являются завышенными. Впрочем, возможна другая ситуация: более способные учатся меньше, в этом случае полученные нами оценки отдач от длительности обучения – занижены.

Таблица 3.

ML-оценки уравнений доходов занятых в государственных (Гос.) и негосударственных (Нег.) секторах для 15-го раунда с контролем самоотбора наблюдений, в уравнениях доходов зависимая переменная - логарифм реальных доходов за месяц

	Уравнения доходов		Уравнения Отбора	
	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.
Длительность обучения	0,053 ³⁾	0,041 ³⁾	0,026	-0,025
Трудовой стаж	0,030 ³⁾	0,031 ³⁾	0,025	-0,043 ²⁾
Трудовой стаж ² / 10	-0,006 ³⁾	-0,008 ³⁾	-0,003	0,009 ²⁾
Пол	-0,414 ³⁾	-0,168 ²⁾	0,324 ³⁾	-0,292 ³⁾
Одинокий(ая)	0,060	-0,135 ¹⁾	-0,009	0,061
Областной центр	0,295 ³⁾	0,081	-0,711 ³⁾	0,642 ³⁾
Город	0,318 ³⁾	0,052	-0,512 ³⁾	0,421 ³⁾
Поселок городского типа	0,007	0,141	-0,200	0,181
Число подчиненных / 100	0,152 ³⁾	0,143	0,068	-0,155
Руководители	0,199	0,417 ²⁾	-0,287	0,234
Специалисты высшего уровня	0,231	0,752 ³⁾	0,538 ²⁾	-0,543 ²⁾
Специалисты среднего уровня	0,139	0,342 ¹⁾	0,104	-0,158
Служащие	0,125	0,092	0,144	-0,212
Работники сферы обслуживания	0,072	0,300	0,159	-0,240
Квалифицированные работники сельского хоз-ва	0,318	0,591	0,099	-0,293
Квалифицированные работники промышленности	0,261	0,189	-0,147	0,011

Таблица 3 (продолжение).

Работники средней квалификации	0,239	0,557 ²⁾	0,351	-0,544 ¹⁾
Уровень безработицы	-0,017	-0,023	0,037 ¹⁾	-0,015
Москва и С.-Петербург	-0,055	-0,132	-0,131	0,114
Север и Северо-Запад	0,296 ²⁾	0,691 ³⁾	-0,263	0,256
Центральный и Центрально-Черноземный	-0,108	-0,041	-0,297 ²⁾	0,265 ¹⁾
Северный Кавказ	0,055	-0,009	-0,351 ²⁾	0,335 ²⁾
Урал	0,021	-0,043	-0,114	0,099
Западная Сибирь	-0,158	-0,366 ²⁾	-0,418 ²⁾	0,298 ¹⁾
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,016	-0,002	-0,202	0,147
Возраст			-0,040	0,073 ²⁾
Возраст ² / 100			0,056	-0,102 ²⁾
<i>I</i>	0,241	-0,714 ³⁾		
Константа	7,979 ³⁾	9,181 ³⁾	0,050	-0,640
<i>N</i>	1293	1241		
Log <i>L</i>	-1351	-1311		
<i>s</i> ² (25)	196 ³⁾	131 ³⁾		
<i>r</i>	0,398	-0,861 ³⁾		

Примечание: ¹⁾ - уровень значимости 10%; ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

К сожалению, нам пока не удалось в единой эконометрической модели проконтролировать оба смещения одновременно. Метод максимального правдоподобия (ML) с контролем самоотбора наблюдений 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, соответственно⁵⁾. В качестве примера полный вид уравнений доходов с контролем самоотбора наблюдений для 15-го раунда приведен в табл. 3.

За исключением оценок для государственного сектора в 10-м раунде, все ML-оценки оказались выше, чем OLS-оценки. В соответствии с целью проводимого исследования для нас большую ценность представляют не сами значения, а разница отдач от длительности обучения в государственном и негосударственном секторах. В государственном секторе отдача по-прежнему выше. Это очередной раз подтверждает существование скрининга на российском рынке труда рассматриваемого периода.

С целью контроля смещений оценок, вызванных корреляцией ненаблюдаемых индивидуальных эффектов с длительностью обучения, можно оценить уравнения доходов, используя панельные данные. Формальные статистические тесты подтвердили наличие в моделях ненаблюдаемых индивидуальных эффектов (статистики s^2 в LM тестах Бреуш-Пагана равны

⁵⁾ * - уровень значимости 10%; ** - уровень значимости 5%; *** - уровень значимости 1%.

1168,84 и 551,82 в оценках для государственных и негосударственных секторов, соответственно). Тесты Хаусмана показали несостоятельность оценок в моделях со случайными (RE) эффектами (статистики χ^2 равны 875,20 и 187,31 в оценках для государственных и негосударственных секторов, соответственно) – ненаблюдаемые инвариантные во времени индивидуальные эффекты коррелируют с регрессорами. Это означает, что следует доверять оценкам в рамках FE-моделей. Недостатком этих моделей является невозможность выполнения оценок коэффициентов при инвариантных во времени регрессорах. Знакомство с данными (рис. 3) показывает, что всего лишь 2,5 – 5 % респондентов, от числа занятых в государственных и негосударственных секторах, продолжали свое обучение в рассматриваемый период времени. В такой ситуации регрессионный анализ в рамках FE-моделей не дал статистически значимые оценки коэффициентов при длительности обучения как среди занятых в государственных, так и в негосударственных секторах (из-за малого числа продолжавших обучение). Воспользоваться оценками при инвариантных во времени регрессорах в рамках НТ-моделей не удалось по формальным причинам: тесты Хаусмана показали их несостоятельность (статистики χ^2 равны 362,25 и 127,99 для государственных и негосударственных секторов, соответственно).

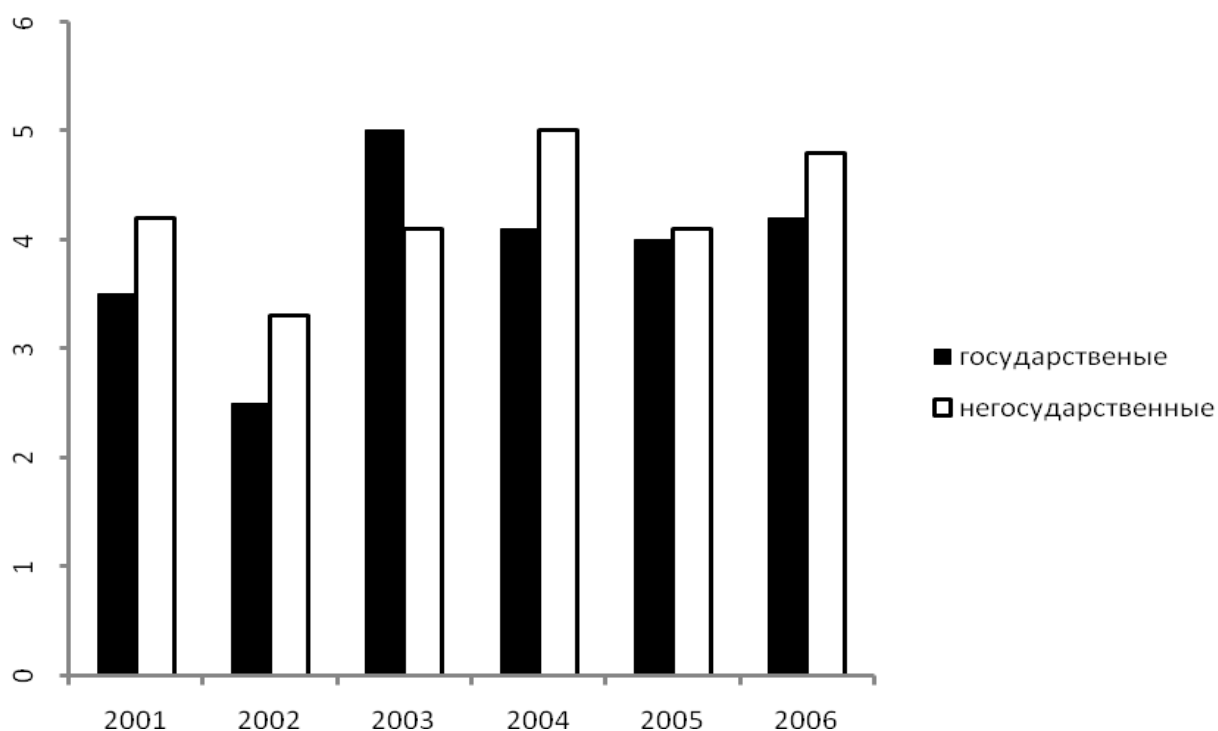


Рис. 3. Процент респондентов, продолжавших свое обучение в период проведения опроса.

Несмотря на неудачную попытку воспользоваться панельным характером данных для улучшения качества оценок с целью проверки гипотез скрининга, хочется все-таки отметить положительный результат проведен-

ного анализа. Простейшее знакомство с данными, представленное на рис. 3 вкпе с результатами, представленными в табл. 1 вполне согласуются с предположениями о том, что в государственном секторе существуют более жесткие барьеры входа (трудоустройства). Средний уровень образования работников там выше (табл. 1); доля работников, продолжающих свое обучение – ниже (рис. 3).

Таблица 4.

Средние значения и стандартные отклонения средних значений (в скобках) некоторых характеристик работников из различных статусных групп

Ра- унд	Ста- тус	Доход		Образование		Стаж	Возр.	Пол	Один.
		Лог.	Руб.	Годы	Уров.				
9	Наем.	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)
	Инд.	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)
	Работ.	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)
10	Наем.	8,32 (0,01)	5941,35 (84,85)	12,65 (0,04)	6,15 (0,02)	18,45 (0,17)	38,29 (0,17)	0,52 (0,01)	0,27 (0,01)
	Инд.	8,48 (0,09)	8461,61 (765,79)	12,09 (0,18)	5,95 (0,12)	17,18 (0,74)	38,57 (0,78)	0,50 (0,03)	0,26 (0,03)
	Работ.	9,45 (0,10)	16438,97 (1685,15)	13,78 (0,26)	6,89 (0,16)	19,05 (0,91)	39,52 (0,78)	0,33 (0,05)	0,10 (0,03)
11	Наем.	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)
	Инд.	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)
	Работ.	9,49 (0,09)	18518,41 (2475,29 0)	13,71 (0,25)	6,69 (0,15)	19,45 (0,86)	39,34 (0,81)	0,34 (0,05)	0,06 (0,02)
12	Наем.	8,61 (0,01)	7507,48 (91,23)	12,71 (0,04)	6,17 (0,02)	18,28 (0,16)	38,37 (0,16)	0,53 (0,01)	0,28 (0,01)
	Инд.	8,82 (0,09)	11492,64 (1437,18)	12,24 (0,17)	6,00 (0,12)	16,08 (0,69)	38,09 (0,70)	0,49 (0,03)	0,28 (0,03)
	Работ.	9,69 (0,09)	22031,27 (2801,75)	13,68 (0,25)	6,76 (0,14)	20,08 (0,87)	40,05 (0,78)	0,40 (0,05)	0,09 (0,03)
13	Наем.	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)
	Инд.	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)
	Работ.	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)

Таблица 4 (продолжение).

	Наем.	8,81 (0,01)	9115,22 (114,57)	12,82 (0,04)	6,25 (0,02)	18,56 (0,17)	38,57 (0,16)	0,52 (0,01)	0,29 (0,01)
14	Инд.	8,77 (0,07)	9885,31 (633,55)	12,32 (0,22)	5,86 (0,12)	17,12 (0,81)	38,66 (0,80)	0,47 (0,03)	0,28 (0,03)
	Работ.	9,32 (0,14)	17476,12 (1853,26)	13,39 (0,29)	6,77 (0,16)	22,53 (1,01)	42,42 (0,88)	0,38 (0,06)	0,14 (0,04)
	Наем.	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)
15	Инд.	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)
	Работ.	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)

Как было отмечено в работе Clark (2000), более надежные результаты с использованием данных РМЭЗ при проверке гипотез скрининга можно получить, используя методику Волпина (Wolpin 1977). Предварительное знакомство с данными представлено в табл. 4, содержащей средние значения и стандартные отклонения средних значений ряда характеристик наемных работников (Наем.), индивидуальных самозанятых (Инд.) и работодателей (Работ.).

Как и следовало ожидать (см. табл. 4), что во всех раундах доходы работодателей (Лог. – логарифм, Руб. – в реальных ценах) превышают доходы наемных работников и индивидуальных самозанятых. Доходы индивидуальных самозанятых выше доходов наемных работников (это соотношение нарушено лишь в 14-м и 15-м раундах в графе, отображающей логарифм дохода, поскольку в рассмотренной нами выборке 558 наемных работников, 29 индивидуальных самозанятых и 1 работодатель продекларировали нулевые доходы – эти наблюдения были «потеряны» при взятии логарифма, но внесли свой вклад при усреднении доходов в реальных ценах). Индивидуальные самозанятые в среднем оказались наименее образованной группой населения, работодатели имеют самый высокий уровень образования в рамках рассматриваемых статусных групп. Из примитивных соображений убывания предельного продукта человеческого капитала, если производственные функции в разных статусах занятости одинаковы, следует более высокая отдача от образования индивидуальных самозанятых по сравнению с другими статусными группами, но такой результат противоречит гипотезам скрининга.

Простое сопоставление средних значений, приведенное в табл. 4 показывает, что длительность обучения респондентов, принадлежащих разным статусным группам, и уровень полученного ими образования (колонка «Уров.») положительно коррелируют. Это позволяет моделировать уровень образования через длительность обучения, что и делают многие авторы в статьях, посвященных оценкам отдачи от образования. С точки зрения теории сигналов, кажется более уместным включать в уравнения доходов пе-

ременные, отражающие уровень образования, но с формальной статистической точки зрения это не приведет к качественно отличающимся результатам. Соответствующие эмпирические проверки нами были выполнены путем простой замены длительности обучения в уравнениях доходов бинарными переменными, отражающими уровень образования респондента (по факту наличия диплома или сертификата).

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. 4).

В выделенных нами статусных группах работодатели в среднем более старшие (колонка «Возр.»), среди них меньше процент женщин («Пол») и одиноких («Один.») – последний показатель, скорее всего, эндогенный.

Относительно маленький объем выборки РМЭЗ приводит к тому, что в опрос ежегодно попадает малое количество индивидуальных самозанятых и работодателей (см. Приложение 4). Возможно, это является причиной незначимости оценок коэффициента при длительности обучения в уравнениях доходов предпринимателей, приведенных в работе Clark (2000). Рассматриваемый нами период, когда фаза накопления «зарплатных» долгов миновала (см. Заработная плата в России 2007), позволяет объединить наблюдения за несколько лет и рассматривать пул-модели (2000 – 2006 гг.) – это повышает эффективность 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. Это сделано из экономических и эконометрических соображений (устранения смещений оценок и обеспечения одинаковой спецификации регрессий в разных статусных группах) для возможности сравнения оценок коэффициентов при длительности обучения в уравнениях доходов наемных работников и самозанятых. Переменная, равная длительности отработанного в течение месяца времени была сформирована по методике, описанной в работе Заработная плата в России (2007). Оценки коэффициента при длительности обучения оказались равными 0,048*** для наемных работников и 0,025*** для индивидуальных самозанятых⁶⁾, оценка этого коэффициента для работодателей оказалась статистически незначимой. В подобных моделях OLS-оценки обычно «страдают» занижением стандартных ошибок и не являются эффективными. Кроме этого, как уже было сказано выше, OLS-оценки могут быть смещенными из-за самоотбора наблюдений и корреляции ненаблюдаемых индивидуальных эффектов с регрессорами. В табл. 5 приведены оценки

⁶⁾ *** - уровень значимости 1%.

функций доходов наемных работников и самозанятых (индивидуальных и работодателей), выполненные с контролем самоотбора наблюдений по методике Bourguignon, Fournier и Gurgand (2001) с использованием модели множественного выбора на первом этапе оценивания и весового метода наименьших квадратов на втором этапе.

Таблица 5.

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

	Уравнения доходов			Уравнения отбора	
	Наемн.	Индив.	Работ.	Индив.	Работ.
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		
Трудовой стаж ² / 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⁾
Специалисты 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⁾
Квалиф. работники сельского хоз-ва		0,149	0,157	1,497 ³⁾	4,983 ³⁾
Квалиф. работники 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⁾
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

Таблица 5 (продолжение).

Центральный и Центральнo-Черноземный	-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⁾
Возраст ² / 100				-0,033 ¹⁾	-0,487 ³⁾
Раунд 10				0,197 ¹⁾	0,461 ²⁾
Раунд 11				0,320 ³⁾	0,736 ³⁾
Раунд 12				0,181 ¹⁾	0,742 ³⁾
Раунд 13				0,123	0,604 ³⁾
Раунд 14				0,275 ³⁾	0,424 ²⁾
Раунд 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
<i>c</i> ² (60)					3783 ³⁾ 3783 ³⁾

Примечание: ¹⁾ - уровень значимости 10%; ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

Приведенные в табл. 5 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, приведенными в работе Clark (2000) и подтверждает слабую гипотезу скрининга. Заметим, что использованная нами выборка наблюдений, опирающаяся на информацию о первой, по словам респондента, работе, не позволила получить статистически значимую отдачу от образования работодателей. Этот недостаток можно устранить, расширив выборку наблюдений, включив в нее данные о второй работе респондентов, рассмотрев, например, для оценки доходов не ту работу, которую по каким-либо причинам называет первой сам респондент, а включив в выборку тот вид занятости, который приносит респонденту основной доход. При этом мы не подразумеваем объединение доходов от первичной и вторичной занятости респондентов, как это делал Clark (2000), и не предлагаем рассмотреть проблему выбора вторичной занятости, как это было сделано, например, в работе Роцин (2002), а просто ставим задачу увеличения числа наблюдений для более эффективной оценки уравнений доходов в выделенных статусных группах. Результаты выполнения таких оценок изложены в препринте Аистов (2007), но на более коротком промежутке времени (2000 – 2003 гг.).

Не выходя за рассмотренную в настоящей работе выборку наблюдений, нами были предприняты попытки повышения эффективности оценок и контроля корреляции длительности образования с ненаблюдаемыми индивидуальными эффектами путем построения моделей, учитывающих панельный характер данных. Результаты оказались следующими. Для всех статусных групп LM-тесты Вреуш-Пагана подтвердили наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов (статистики s^2 оказались равными 9166, 92 и 16⁷⁾ для наемных работников, индивидуальных самозанятых и работодателей, соответственно). Формальные тесты подтвердили справедливость FE-модели для наемных работников (статистики s^2 в тестах Хаусмана FE-модели против RE- и HT-моделей равны 5408 и 65, соответственно). Оценка коэффициента при длительности обучения в уравнении доходов наемных работников оказалась равной 0,063⁸⁾. RE-модель дала оценку при длительности образования 0,027⁹⁾ для индивидуальных самозанятых, но согласно тесту Хаусмана, она оказалась несостоятельной (статистика s^2 равна 61 – свидетельство в пользу FE-модели). Тест Хаусмана подтвердил состоятельность и эффективность HT-модели (статистика s^2 в тесте FE-модели против HT-модели практически равна нулю). К сожалению, и FE-, и HT-модели дали статистически не значимые отдачи от образования индивидуальных самозанятых при прочих равных условиях. Этот результат имеет скорее статистическое, чем экономическое объяснение: слишком мало наблюдений – всего 699 индивидуумов (см. Приложение 9) – и много контролируемых переменных. В препринте Аистов (2007) 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). RE-модель для работодателей оказалась состоятельной на 5% уровне значимости (статистика s^2 в тесте Хаусмана FE-модели против RE-модели равна 22 при 13 степенях свободы). Отдача от образования в рамках этой модели оказалась статистически не значимой. С целью экономии места, в Приложении 9 приведены лишь некоторые из упомянутых выше расчетов.

Описанные выше результаты, согласно методике Волпина (Wolpin 1977), иллюстрируют присутствие образовательных сигналов на российском рынке труда в рассматриваемый период времени (2000 – 2006 гг.). Только у наемных работников – группы, подверженных скринингу – четко регистрируется отдача от длительности обучения при прочих равных условиях, независимо от используемой эконометрической модели.

⁷⁾ Одна степень свободы.

⁸⁾ Уровень значимости 1%.

⁹⁾ Уровень значимости 5%.

Повторяя логику статьи Clark (2000), приведем результаты еще одного метода, позволяющего получить свидетельства использования образовательных сигналов на российском рынке труда. С этой целью нами были выполнены оценки уравнений доходов, аналогичных уравнению (3) на выборке наемных работников в рамках их первой работы (методика Liu и Wong 1982). Как и в работе Clark (2000), 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, находящийся в интервалах от 0 до 2 лет, 1 года до 3 лет и т.д., последняя оценка – от 35 до 37 лет; всего – 36 регрессий. Из выборки были исключены респонденты, изменившие свой уровень образования в период работы на последнем месте занятости (по факту получения диплома или свидетельства об окончании учебного заведения), таких оказалось в среднем 4,5% в каждом раунде. В выборку вошли работники только государственных предприятий; были исключены военнослужащие.

При выборе метода оценивания предварительно были рассмотрены разные варианты выполнения оценок. Например, выполнялись оценки с включением стажа работы на последнем месте занятости и его квадрата в качестве объясняющих переменных, но с разбиением респондентов на выборки в соответствии с их уровнем образования, а не в соответствии со стажем на последнем месте занятости, как было описано выше. Формальные статистические тесты в рамках моделей с учетом панельного характера данных при такой спецификации уравнений доходов настойчиво свидетельствовали в пользу FE-моделей, но оценки предельных эффектов стажа на последнем месте занятости (ежегодные процентные увеличения доходов), на наш взгляд, оказались завышенными. По-видимому, это следствие того, что большинство респондентов быстро меняет место работы. FE-модель использует внутригрупповое преобразование, которое исключает из уравнений всех индивидуумов, характеристики которых равны свои средним значениям за время присутствия индивидуума в выборке. Таких работников большинство – это работники с малым трудовым стажем и низкими доходами. Оценки коэффициентов в рамках FE-моделей оказываются сильно завышенными за счет вклада высоко оплачиваемых работников с длительным стажем на последнем месте занятости. Выполненные нами RE-оценки оказались близкими, с учетом стандартных ошибок, к OLS-оценкам за счет большего вклада межгрупповой составляющей в RE-оценки. В результате мы остановились на OLS - том же методе, который использован в работе

Clark (2000), но применили его для пул-моделей (выборка 2000-2006 гг.), добавив контролирующие переменные. Эти результаты приведены ниже.

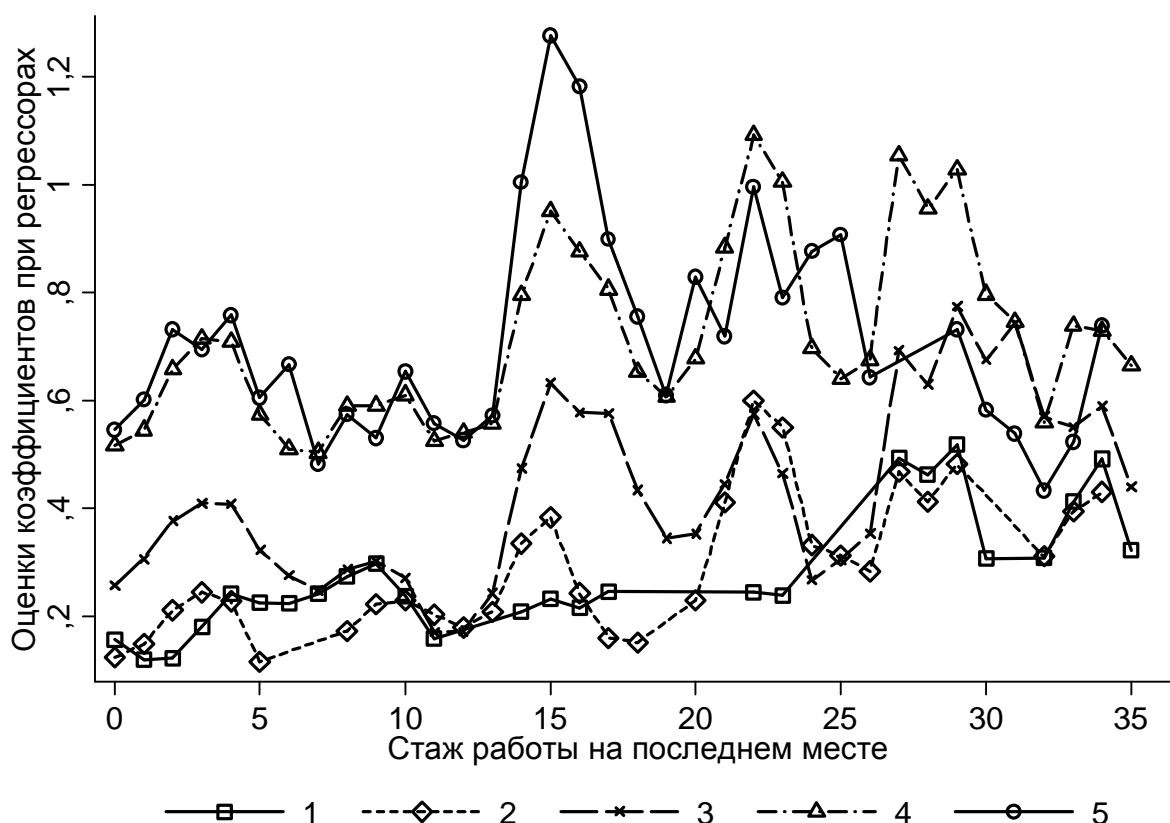


Рис. 4. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования работников. Условные обозначения: 1 – средняя школа, 2 – ПТУ со средним образованием, техническая школа, 3 – техникум, медицинское, педагогическое, художественное училище, 4 – институт, университет, 5 – аспирантура, докторантура.

Из соображений наглядности оценки коэффициентов при переменных, отражающих уровень образования работников, приведены в виде графика на рис. 4. Они выполнены на объединенной выборке, в которую вошли как мужчины, так и женщины. Координаты на 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 качестве примера в Приложении 10 (первый столбец чисел) приведен полный вид оценки уравнения доходов работников со стажем работы на последнем месте от 2 до 4 лет. При формировании бинарных переменных, отражающих уровень образования (по факту наличия диплома или соответствующего сертификата) в базовую категорию попали работники без среднего образования, а также те, кто ранее учился в ФЗУ, ПТУ, техникуме, училище, но не получили серти-

фиката и те, кто имел сертификат об окончании ПТУ, ФЗУ, ФЗО без среднего образования. При оценке уравнений доходов число наблюдений в выборках менялось, максимальный объем выборки равнялся 6015 – работники со стажем работы на последнем месте занятости от 0 до 2 лет, минимальное – 165 – работники со стажем работы на последнем месте от 35 до 37 лет.

В работе Clark (2000) автор не «заглядывал» за горизонт 11 лет внутрифирменного стажа. Рис. 4, возможно, поясняет причину такого ограничения. Использование объединенной выборки, а не отдельных раундов РМЭЗ, как было сделано в работе Clark (2000), демонстрирует четкое различие в ежегодном росте доходов работников с высшим образованием по сравнению с другими по уровню образования работниками. Причем уровни институт - университет и аспирантура - докторантура не сильно отличаются по отдачам от образования. До 12 лет внутрифирменного стажа четко прослеживается примерно 80% превышение доходов этих работников над базовой категорией (среднее значение коэффициента при уровне образования около 0,6), при прочих равных условиях (см. набор контролирующих и объясняющих переменных в Приложении 10). Работники с другими представленными на рис. 4 уровнями образования демонстрируют в среднем 22% превышение доходов над доходами работников базовой категории. Причем, 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. 4 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. С такими оговорками различия отдач от уровней образования прослеживается примерно до 26 лет внутрифирменного стажа. Если провести сглаживание приведенных на рис. 4 колебаний, видно, что различия оплат труда работников с разными уровнями образования с ростом внутрифирменного стажа все-таки снижаются. Приведенные результаты подтверждают гипотезу работ Liu и Wong (1982) и Clark (2000) о том, что образовательные сигналы затухают (забываются) с ростом внутрифирменного стажа работника – свидетельство в пользу слабой гипотезы скрининга. Кроме этого, подтверждена более высокая отдача от более высоких ступеней образования, последнее согласуется с результатами, изложенными в работах многих авторов (см., например, Заработная плата в России 2007, Денисова и Карцева 2005, 2007 и соответствующие ссылки в этих работах).

Более детальный анализ показывает различия в затухании образовательных сигналов в процессе работы внутри фирмы мужчин и женщин (см. рис 5 и 6 и пример регрессий в Приложении 10). 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. 5 видно, что у мужчин образовательные сигналы практически «забываются» работодателем после примерно 4 лет внутрифирменного стажа. При найме на работу достаточно четко выделяются по оплате мужчины с высшим профессиональным образованием и мало различаются доходы работников с образованием на уровне средней школы, начальным и средним техническим образованиями. С ростом внутрифирменного стажа, примерно к 4-м годам, по-видимому, за счет накопления специфического человеческого капитала и окончания испытательного срока, мужчины со средним техническим образованием приближаются по оплате к мужчинам с высшим образованием.

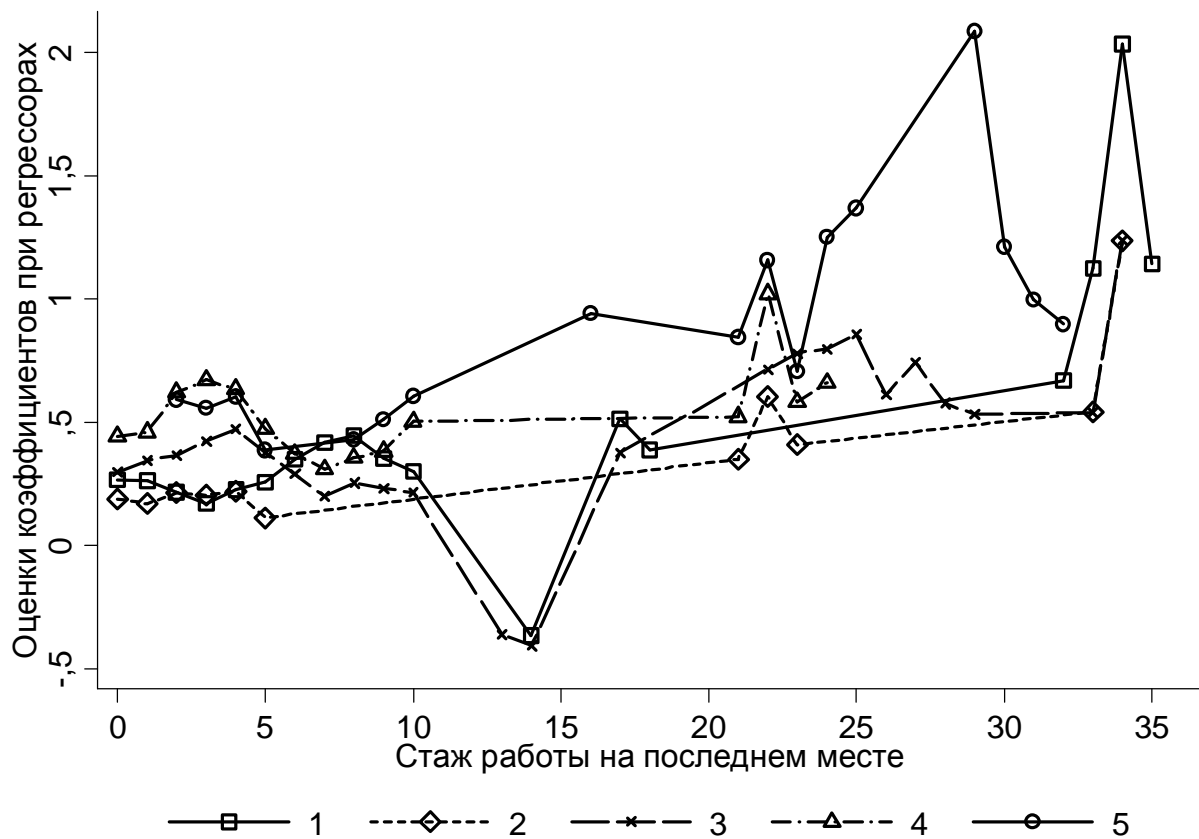


Рис. 5. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов мужчин. Условные обозначения совпадают с рис. 4. Пример одной из регрессий приведен в Приложении 10.

Эволюция уравнений доходов женщин с ростом внутрифирменного стажа (рис. 6) наводит на мысль о том, что формальный скрининг с исполь-

зованием образовательных сигналов для женщин более важен, чем для мужчин, с точки зрения продолжительности проявления его последствий. Примерно до 8-ми лет внутрифирменного стажа очень четко проявляется различие 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. 6 мы вынуждены сравнивать женщин, нанятых на работу как на спаде, так и на подъеме экономики России, признаки использования женщинами образовательных сигналов при найме на работу прослеживаются примерно до 22 лет внутрифирменного стажа. Сравнение результатов, представленных на рис. 5 и 6, создает впечатление о том, что подход к женщинам с точки зрения оплаты труда и образовательных сигналов в нашем обществе в среднем более формален, по сравнению с мужчинами.

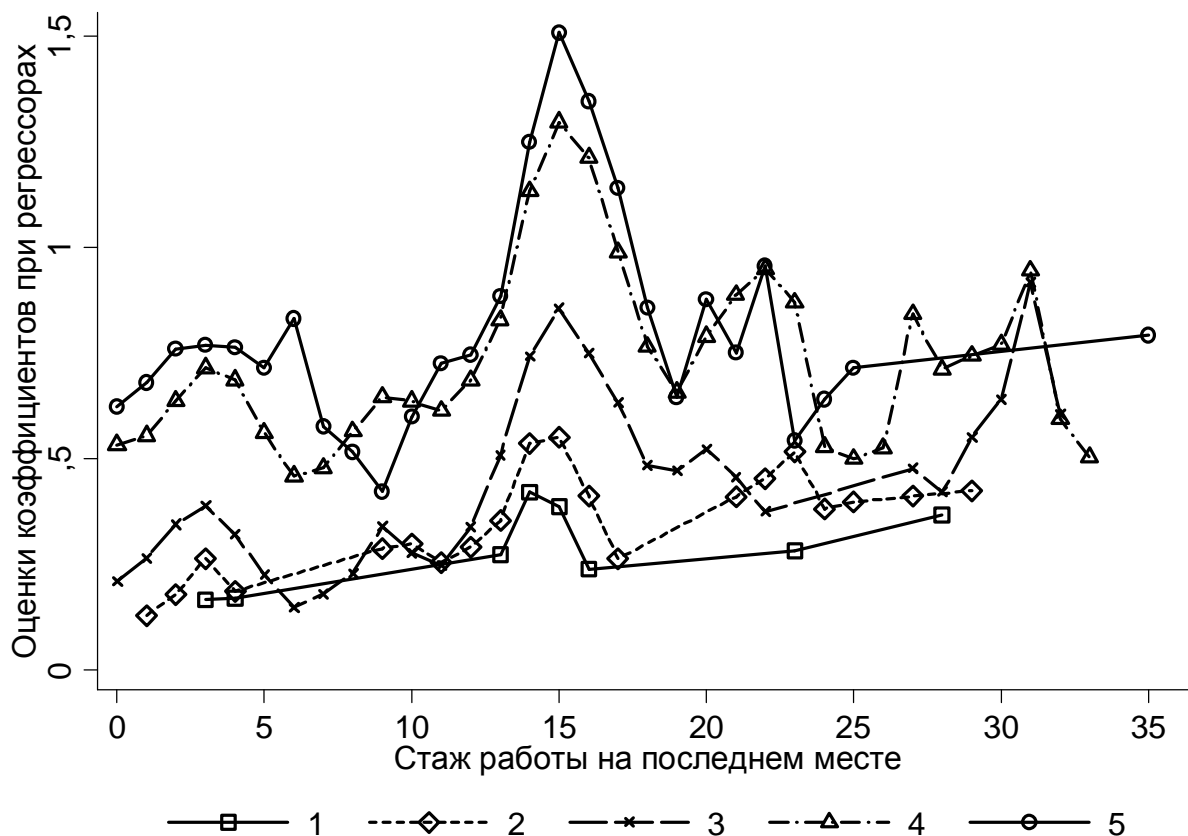


Рис. 6. Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов женщин. Условные обозначения совпадают с рис. 4. Пример одной из регрессий приведен в Приложении 10.

Анализ, выполненный на обобщенной выборке и отдельно для мужчин и женщин, подтверждает «забывание» работодателем образовательных сигналов с ростом внутрифирменного стажа работника при условии, что

работник не повышает свой уровень образования. Это является свидетельством в пользу слабой гипотезы скрининга.

Заключение

В данной работе были опробованы известные методики выявления признаков использования образовательных сигналов на рынке труда. Это позволило проверить гипотезы скрининга на основе данных РМЭЗ 2000 – 2006 гг.

В пользу теории скрининга говорит более высокая отдача от уровня образования в государственном – неконкурентном секторе экономики – по сравнению с негосударственным, более высокая отдача от образования наемных работников по сравнению с самозанятыми и «затухание» образовательных сигналов с ростом внутрифирменного стажа работников.

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 повышает доходы этой части населения, повышая их человеческий капитал, производительность, профессиональную грамотность. В пользу слабой гипотезы говорит также и «затухание» образовательных сигналов с ростом внутрифирменного стажа наемных работников.

Зарегистрированное в ходе проведенного исследования существенное превышение отдачи от высшего образования над более низкими ступенями обучения хорошо согласуется с наблюдающимся в России устойчивым «спросом на дипломы о высшем образовании». Переход России к рыночным отношениям уже давно сопровождается «модой» на второе и даже третье высшие образования. Это согласуется с гипотезами об использовании образования в качестве сигналов на рынке труда. Практически каждый из нас может вспомнить примеры из своего жизненного опыта, когда его бывшие однокурсник или однокурсница, работая «не по специальности», занимают высокие должности в фирме и одновременно учатся – получают диплом об образовании, соответствующим занимаемой должности, хотя и без этого он или она прекрасно справляются со своими служебными обязанностями. Общение со студентами вечернего и второго высшего обуче-

ния подтверждает данную мысль. Некоторые из них сами признаются в том, что учатся ради диплома: «Начальство требует», – или: «Должность обязывает!»

Проведенное исследование позволило обозначить гендерные различия в функционировании формального механизма скрининга на основе образовательных сигналов 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. Если попытаться анализировать данный факт, приводя в качестве подтверждения жизненные наблюдения – многие из преподавателей вузов (по крайней мере – экономических) согласятся с тем, что в группах студентов, получающих второе высшее образование, подавляющее большинство – прекрасная половина нашего населения – женщины.

Несомненно, анализ гендерных различий, затронутый в настоящем исследовании, не является окончательным и может быть продолжен.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- 1.
2. *Аустов А.В.* О развитии некоторых форм самозанятости в России в 1994–2002 годах // *Экономический Журнал ВШЭ.* 2005. Т. 9. № 2.
3. *Аустов А.В.* Образование – сигнал или инвестиции в человеческий капитал в России? / Препринт Р1/2007/04. – Нижний Новгород: НФ ГУ ВШЭ, 2007.
4. *Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России: Препринт WP3/2005/02. М.: ГУ-ВШЭ, 2005.
5. *Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России // *Прикладная эконометрика.* 2007. Т. 5. № 1.
6. *Денисова И.А.* Тяжело в учении – легко в бою? Достижения на рынке труда выпускников элитных ВУЗов / Доклад на VIII Международной научной конференции «Модернизация экономики и общественное развитие» 3–5 апреля 2007 г. М.: ГУ-ВШЭ, 2007.
7. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация [Текст] : моногр. / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшниковой ; Гос. ун-т – Высшая школа экономики. М.: Изд. Дом ГУ ВШЭ, 2007.
8. Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991-2000 гг.). М.: ТЕИС, 2002.
9. Российский статистический ежегодник М.: Госкомстат России, 2007.

10. *Рощин С.Ю., Разумова Т.О.* Вторичная занятость в России: моделирование предложения труда. Серия «Научные доклады» Российской программы экономических исследований ЕЕРС, № 02/07. М.: ЕЕРС, 2002.
11. *Сабирьянова К.* Микроэкономический анализ динамических изменений на российском рынке труда // Вопросы экономики. 1998. № 1. С. 42-58.
12. *Angrist J.D., Krueger A.* Does compulsory school attendance affect schooling and earnings // Quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. P. 979-1014.
13. *Arrow K.* Higher Education as a Filter // Journal of Public Economics. 1973. Vol. 2. P. 193-216.
14. *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.
15. *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.
16. *Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M.* Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model // CREST Working Paper. 2001 (www.crest.fr).
17. *Brunello G.* Absolute risk aversion and the returns to education // Economics of Education Review. 2002. Vol. 21. P. 635—640.
18. *Card D.* Estimating the returns to schooling: Progress on some persistent econometric problems // Econometrica. 2001. Vol. 69. P. 1127-1160.
19. *Clark A.* Signalling and Screening in a Transition Economy. Three Empirical Models Applied to Russia // Discussion Paper No. 2000/03. 2000 (<http://www.som.hw.ac.uk/cert>).
20. *Hausman J.A., Taylor W.E.* Panel data and unobservable individual effects // Econometrica. 1981. Vol. 49. P. 1377-1398.
21. *Heckman J.* Sample Selection Bias as a Specification Error // Econometrica. 1979. Vol. 47. P. 153-161.
22. http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/ipc_data.htm
23. *Kawaguchi D.* Human capital accumulation of salaried and self-employed workers // Labour Economics. 2003. Vol. 10. P. 55–71.
24. *Layard R., Psacharopoulos G.* The Screening Hypothesis and the Return to Education // The Journal of Political Economy. 1974. Vol. 82. P. 985-998.
25. *Liu L-W., Wong Y-C.* Education and Screening A Test // Economic Inquiry. 1982. Vol. 20. P. 72–83.
26. *Mincer J., Polachek S.* Family Investment in Human Capital: Earnings of Women // Journal of Political Economy. 1974. Vol. 82. P. S76-S108.

27. *Nesterova D.V., Sabirianova K.Z.* Investment in human capital under economic transformation in Russia // EERC Working Paper Series No. 99/04. 1998.

28. *Psacharopoulos G.* On the weak versus the strong version of the screening hypothesis // *Economics Letters*. 1979. Vol. 4. P. 181-185.

29. *Spence M.* Market Signaling // Doctoral dissertation. Department of Economics/ Harvard University. 1972.

30. *Spence M.* Job Market Signaling // *The Quarterly Journal of Economics*. 1973. Vol. 87. P. 355-374.

31. *Spence M.* Competitive Optimal Responses to Signals: An Analysis of Efficiency and Distribution // *Economic Theory*. 1974. Vol. 7. P. 296-332.

32. *Stigler G.J.* Information in the Labor Market // *Journal of Political Economy*. 1962. Vol. 70. P. 94–105.

33. *Trostel P., Walker I., Wooley P.* Estimates of the economic return to schooling for 28 countries // *Labour Economics*. 2002. Vol. 9. P. 1–16.

34. *Wolpin K.I.* Education and Screening // *The American Economic Review*. 1977. Vol. 67. P. 949-958.

Приложение 1.

Фрагменты вопросника РМЭЗ для взрослых

23. Давайте поговорим о Вашей основной работе. Если Вы заняты на нескольких работах, расскажите о той, которую Вы считаете основной...

32. Скажите, пожалуйста, у Вас есть ещё какая-нибудь работа?

33_34. Давайте поговорим об этой Вашей другой работе. Если Вы заняты ещё на нескольких работах, расскажите о той, которую Вы считаете наиболее важной после основной.

56. Скажите, пожалуйста, в течение последних 30 дней Вы занимались (ещё) какой-нибудь работой, за которую Вам заплатили или должны заплатить? Может быть, Вы сшили кому-то платье, подвезли кого-нибудь на машине, занимались репетиторством, помогли кому-то с ремонтом квартиры, машины, купили и доставили продукты, ухаживали за больными, продавали свои или купленные продукты или товары на рынке или на улице, челночили или делали что-то другое?

Приложение 2.

Фрагменты вопросника РМЭЗ для взрослых

11. Скажите, пожалуйста, на этой работе Вы работаете на предприятии, в организации? мы имеем в виду любую организацию, в которой работает более одного человека, независимо от того, частная она или государственная. Например, любые учреждения, заводы, фирмы, колхозы, совхо-

зы, фермерские хозяйства, магазины, армию, государственные службы и прочие организации.

Вы работаете на предприятии, в организации1

Не на предприятии, не в организации 2 ⇒

⇒ [ПЕРЕХОДИТЕ К 29.А.]

29.А. На этой работе Вы занимаетесь...?

Предпринимательством или индивидуальной трудовой деятельностью1

Или Вы работаете на частное лицо 2

29.В. На этой работе Вы работаете...?

(Один/одна) или с членами семьи, друзьями1

Регулярно привлекая наёмных работников 2

Время от времени привлекая наёмных работников . .3

Приложение 3.

Статус работодателей присвоен респондентам, утвердительно ответившим на вопрос о том, что они являются владельцами или совладельцем предприятия, на котором работают и вслед за ответом на этот вопрос указавшим, что владеют от пятидесяти одного до ста процентов предприятия. В выборку работодателей добавлены директора предприятий и фермеры, указавшие, что они являются владельцами своих предприятий (с численностью работающих более одного человека). К работодателям отнесены и те, кто ответили, что работают не на предприятии или в организации, и на последующие вопросы ответившие, 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. На основе вопросов о дополнительных заработках статус индивидуальных самозанятых присвоен респондентам, которые ответили, что 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, вязаные 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 4.

Объемы выборок для различных статусных групп населения в возрасте 15-72 лет

Раунд	Год	Безработные	Наемные работники	Самозанятые		Не входят в рабочую силу	Всего
				Индивидуальные	Работодатели		
9	2000	389	4451	172	78	2866	7956
10	2001	419	4955	236	77	3092	8779
11	2002	405	5240	256	80	3231	9212
12	2003	373	5374	259	77	3178	9261
13	2004	386	5426	280	93	3133	9318
14	2005	351	5279	271	92	3116	9109

Приложение 5.

Число опрошенных респондентов по месяцам

Месяц проведения интервью	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 6.

Распределение 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

Кодификатор профессий и специальностей ISCO88

- 0 – Военнослужащие.
- 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 – Конторские 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 8.

OLS-оценки уравнений доходов занятых в государственных (Гос.) и негосударственных (Нег.) секторах, зависимая переменная - логарифм реальных доходов за месяц

	Раунды					
	10		12		14	
	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.	Гос.	Нег.
Длительность обучения	0,056 ³⁾	0,006	0,054 ³⁾	0,024 ¹⁾	0,048 ³⁾	0,021
Трудовой стаж	0,054 ³⁾	0,032 ²⁾	0,041 ³⁾	0,046 ³⁾	0,035 ³⁾	0,020
Трудовой стаж ² /10	-0,010 ³⁾	-0,009 ³⁾	-0,009 ³⁾	-0,011 ³⁾	-0,008 ³⁾	-0,006 ¹⁾
Пол	-0,491 ³⁾	-0,321 ³⁾	-0,486 ³⁾	-0,262 ³⁾	-0,480 ³⁾	-0,294 ³⁾
Одинокый(ая)	0,022	-0,044	0,033	0,074	-0,081	-0,098
Областной центр	0,447 ³⁾	1,033 ³⁾	0,369 ³⁾	0,559 ³⁾	0,346 ³⁾	0,404 ²⁾
Город	0,570 ³⁾	1,004 ³⁾	0,390 ³⁾	0,700 ³⁾	0,247 ³⁾	0,178
Поселок городского типа	0,397 ³⁾	0,726 ³⁾	0,185	0,072	0,148	0,335
Число подчиненных / 100	0,039 ¹⁾	0,047	0,064 ³⁾	0,013	0,035 ¹⁾	0,032 ¹⁾
Руководители	0,009	1,505 ³⁾	0,637 ³⁾	0,261	0,473	0,184
Специалисты высшего уровня	-0,185	1,394 ³⁾	0,530 ³⁾	0,157	0,399	0,450 ¹⁾
Специалисты среднего уровня	-0,141	1,363 ³⁾	0,550 ³⁾	-0,039	0,440	0,151
Служащие	-0,100	1,078 ³⁾	0,452 ²⁾	-0,207	0,454	-0,096
Работники сферы обслуживания	-0,366 ¹⁾	0,941 ²⁾	0,402 ¹⁾	-0,400	0,298	0,206
Квалифицированные работники сел. хоз-ва	-0,969 ³⁾	2,177 ³⁾	0,133	0,593	-0,291	-0,383
Квалифицированные работники пром-ти	0,099	1,011 ³⁾	0,575 ³⁾	0,185	0,428	0,139
Работники средней квалификации	0,172	1,130 ³⁾	0,913 ³⁾	-0,042	0,544 ¹⁾	0,152
Уровень безработицы	-0,033 ²⁾	-0,036	-0,007	-0,043 ²⁾	-0,038 ³⁾	-0,030
Москва и С.-Петербург	-0,126	0,295	0,050	0,054	-0,024	-0,078
Север и Северо-Запад	0,604 ³⁾	0,686 ³⁾	0,253 ²⁾	0,516 ³⁾	0,558 ³⁾	0,807 ³⁾
Центральный и Центрально-Черноземный	-0,006	0,199	-0,000	-0,075	0,036	0,296 ¹⁾
Северный Кавказ	0,170	0,495 ³⁾	0,013	-0,065	0,045	0,302
Урал	0,179 ¹⁾	0,369 ²⁾	0,120	-0,246 ¹⁾	0,091	0,084
Западная Сибирь	0,266 ²⁾	-0,156	0,012	-0,055	0,188	0,092
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,130	0,383 ²⁾	0,191 ²⁾	0,168	0,219 ²⁾	0,120
Константа	7,350 ³⁾	6,691 ³⁾	7,155 ³⁾	8,492 ³⁾	7,932 ³⁾	8,619 ³⁾
N	680	330	650	425	534	442
Adj. R ²	0,301	0,326	0,315	0,253	0,251	0,072
F-тест	12,719 ³⁾	7,368 ³⁾	12,918 ³⁾	6,744 ³⁾	8,140 ³⁾	2,363 ³⁾

Примечание: ¹⁾ - уровень значимости 10%; ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

Приложение 9.

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

	Наемн.	Индив.	Работ.
Длительность обучения	0,063 ³⁾	-0,039	0,003
Трудовой стаж	0,171 ³⁾	0,005	0,015
Трудовой стаж ² / 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⁾
Специалисты среднего уровня	0,158 ³⁾	-0,162	1,047 ³⁾
Служащие	0,139 ³⁾	-25,761	1,277
Работники сферы обслуживания	0,146 ³⁾	-0,310 ²⁾	0,643 ¹⁾
Квалифицированные работники сельского хоз-ва	0,128	-0,116	0,664
Квалифицированные работники 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		-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

Примечание: ¹⁾ - уровень значимости 10%; ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

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

	Все	Мужчины	Женщины
Средняя школа	0,123 ²⁾	0,218 ³⁾	0,039
ПТУ со средним образованием, техническая школа	0,212 ³⁾	0,213 ³⁾	0,178 ³⁾
Техникум; медицинское, педагогическое, художественное училище	0,377 ³⁾	0,367 ³⁾	0,344 ³⁾
Институт, университет	0,658 ³⁾	0,622 ³⁾	0,637 ³⁾
Аспирантура, докторантура	0,732 ³⁾	0,592 ³⁾	0,759 ³⁾
Предшествующий трудовой стаж	0,021 ³⁾	0,004	0,027 ³⁾
Предшествующий трудовой стаж ² / 100	-0,050 ³⁾	-0,032 ³⁾	-0,049 ³⁾
Пол	-0,435 ³⁾		
Одинокий(ая)	-0,036	-0,333 ³⁾	0,051
Областной центр	0,371 ³⁾	0,435 ³⁾	0,301 ³⁾
Город	0,418 ³⁾	0,495 ³⁾	0,332 ³⁾
Отработанное время / 100	0,240 ³⁾	0,131 ³⁾	0,319 ³⁾
Руководители	0,451 ³⁾	0,525 ³⁾	0,420 ³⁾
Специалисты высшего уровня	0,335 ³⁾	0,353 ³⁾	0,385 ³⁾
Специалисты среднего уровня	0,325 ³⁾	0,336 ³⁾	0,357 ³⁾
Служащие	0,405 ³⁾	0,651 ³⁾	0,421 ³⁾
Работники сферы обслуживания	0,267 ³⁾	0,418 ³⁾	0,184 ³⁾
Квалифицированные работники сельского хоз-ва	-0,425 ²⁾	-0,236	-0,788 ²⁾
Квалифицированные работники промышленности	0,523 ³⁾	0,489 ³⁾	0,847 ³⁾
Работники средней квалификации	0,547 ³⁾	0,518 ³⁾	0,591 ³⁾
Уровень безработицы	-0,071 ³⁾	-0,069 ³⁾	-0,075 ³⁾
Москва и С.-Петербург	-0,158 ³⁾	-0,118	-0,185 ²⁾
Север и Северо-Запад	0,489 ³⁾	0,671 ³⁾	0,410 ³⁾
Центральный и Центрально-Черноземный	-0,052	-0,030	-0,080
Северный Кавказ	0,170 ³⁾	0,244 ³⁾	0,156 ³⁾
Урал	0,005	0,056	-0,029
Западная Сибирь	0,057	0,027	0,101
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,119 ³⁾	0,160 ³⁾	0,130 ²⁾
Константа	7,841 ³⁾	8,168 ³⁾	7,291 ³⁾
N	3585	1521	2064
Adj. R ²	0,367	0,337	0,318
F-тест	75,243 ³⁾	29,616 ³⁾	36,613 ³⁾

Примечание: ²⁾ - уровень значимости 5%; ³⁾ - уровень значимости 1%.

Препринт P1/2008/01

Серия P1

*Научные доклады лаборатории количественного анализа и
моделирования экономики*

Андрей Валентинович Аистов

Эмпирические проверки гипотез скрининга

Публикуется в авторской редакции