

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НИЖНИЙ НОВГОРОД

Научно-учебная лаборатория количественного анализа
и моделирования экономики

A.B. Аистов

**ОБРАЗОВАНИЕ – СИГНАЛ ИЛИ
ИНВЕСТИЦИИ
В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В РОССИИ?**

Препринт Р1/2007/04

Серия Р1

Научные доклады лаборатории
количественного анализа и
моделирования экономики

Нижний Новгород
НФ ГУ ВШЭ
2007

УДК 331.214
ББК 74
ГРНТИ 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”
A.M. Силаев

Аистов А.В. Образование – сигнал или инвестиции в человеческий капитал в России? Препринт Р1/2007/04. – Нижний Новгород: НФ ГУ ВШЭ, 2007. – 39 с.

В работе на основе данных «Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения» (РМЭЗ) 2000-2005 гг. выполнена проверка гипотез скрининга. Предложена простая теоретическая модель, поясняющая идею эмпирического исследования. На основе оценок уравнений доходов Минсеровского типа показано, что группы занятых, подверженные скринингу с использованием образовательных сигналов, имеют более высокую отдачу от образования в терминах доходов по сравнению с лицами, не подверженными скринингу, при прочих равных условиях. Результаты проведенного исследования подтверждают наличие сигнальной роли образования на российском рынке труда. В то же время, проведенный анализ не противоречит предположению о том, что для отдельных видов занятости образование не повышает человеческий капитал обучающихся, не повышает их производительность, и является чисто формальным фильтром их способностей.

УДК 331.214
ББК 74
ГРНТИ 06.77.77

© А.В.Аистов, 2007
© НФ ГУ ВШЭ, 2007

Введение

Отдача от образования продолжает привлекать внимание экономистов. Особенно актуальным данный вопрос становится в странах с переходной экономикой, поскольку правильное стимулирование и контроль образовательных услуг лежат в основе технологического прогресса, повышения темпов экономического роста. Накопление статистического материала вызывает увеличение количества работ, посвященных оценкам отдачи от образования в странах с переходной экономикой (см., например, Clark 2000, Денисова 2005, Денисова 2007).

Интерес к данной проблеме может быть объяснен с исторической точки зрения. Одним из больших достижений экономистов, в плане создания универсального подхода к описанию экономических и социальных явлений, являлось введение понятия человеческого капитала. Согласно теории, образование повышает уровень человеческого капитала и предельную производительность индивидуума. Исходя из равенства предельной производительности и предельной альтернативной стоимости (оплаты труда), получаем рост доходов индивидуума с ростом уровня образования при прочих равных условиях. Идея человеческого капитала простирается своими корнями к работам У. Петти, А. Смита и А. Маршала, более четко эта теория была сформирована в известных работах Schultz (1961), Becker (1964), Mincer (1962).

С целью объяснения некоторых сторон практической деятельности теория человеческого капитала была дополнена идеями скрининга (Stigler 1962, Arrow 1973, Spence 1973, 1974). Некоторые авторы называют теорию сигналов вызовом, брошенным теории человеческого капитала. Работник может использовать образование в качестве сигнала о своих способностях. Работодатель фильтрует работников при найме, оценивая предельную производительность работника через уровень его образования. Как сигнальное устройство, образование помогает работнику занять интересующее его рабочее место. Процесс получения работодателем информации о работнике, следуя традиции, сложившейся в англоязычной литературе, будем называть скринингом.

Очевидно, упомянутые выше теории не являются конкурирующими, они взаимно дополняют друг друга.

Увлечение россиян получением второго и даже третьего высшего образования является интересной тенденцией нашего времени. Насколько эффективно высшее образование в России? Действительно ли россияне инвестируют в человеческий капитал или просто приобретают сигнал для позиционирования себя на рынке труда? Конечно мы не получим исчерпывающего ответа на эти вопросы. Хочется верить, что предлагаемое исследование даст почву для размышлений над некоторыми тенденциями развития рынка образовательных услуг в России в

свете упомянутых выше идей и послужит основой для дальнейших исследований.

В рамках предлагаемой работы на основе данных «Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения» (РМЭЗ) 2000-2005 гг. будут проверены гипотезы, в дословном переводе с английского, носящие название «**гипотезы скрининга**» (Brown 1999). 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 (Psacharopoulos 1979). **Слабая гипотеза** допускает, что, несмотря на то, что основной ролью образования является сигнальная (обеспечивает индивидуума сигналом о его производительности), оно может повышать присущую индивидууму производительность (Stigler 1962, Arrow 1973, Spence 1973, 1974).

Описываемое исследование является продолжением работы Clark (2000), в которой была сделана первая попытка проверки гипотез скрининга на примере данных РМЭЗ. Нами будут оценены функции доходов на выборках из респондентов в разной степени подверженных скринингу. Поскольку наблюдаемые респонденты уже выбрали определенный статус занятости – выборки не являются случайными – будет выполнена коррекция смещений оценок, вызванных неслучайностью выборок. С этой целью при оценках функций доходов часто используется процедура Хекмана, включающая в себя бинарную модель выбора (см., например, работы (Nesterova и Sabirianova 1998, Clark 2000, Денисова и Карцева 2005). В предлагаемом исследовании будет использована двухшаговая процедура с моделью множественного выбора (Bourguignon, Fournier и Gurgand 2001).

Если говорить об актуальности предложенной темы в аспекте общественных издержек, следует упомянуть, что увлечение дополнительным образованием может быть причиной оттока ресурсов из производственной сферы. Кроме этого текущее всеобщее признание образования в качестве способностей может стать провалом рынка, если исчезнет положительная корреляция длительности обучения и свойственной человеку производительности. В обоих случаях – в результате снижения численности рабочей силы и накопления ошибок при найме на работу – общество проигрывает.

Актуальность исследования подтверждается докладом Фурсенко (2007), в котором было сообщено о создании единой независимой экспертизы (добровольного экзамена) выпускников вузов России с целью получения сертификата, подтверждающего их квалификацию. Это позволит выпускникам вузов правильно сигнализировать работодателям о своих способностях и снизит количество ошибок при трудоустройстве. Существование сигнальной роли образовательных услуг в России было отражено в докладе Денисовой (2007).

Обзор литературы

Первоначально положительная связь уровня дохода и образования была обоснована в рамках теории человеческого капитала (см., например, Schultz 1961, Mincer 1962, Becker 1964). Предполагалось, что образование повышает производительность человека. Дополнительная предельная производительность, полученная в ходе обучения, вознаграждается рынком труда повышением зарплаты.

Развитие информационных теорий (Stigler 1962, Spence 1973) внесло вклад в объяснение связи уровня образования и доходов участников рынка (Arrow 1973, Spence 1974, Stiglitz 1975, Riley 1975). Были сформулированы гипотезы скрининга. Как уже упоминалось выше, крайним проявлением этого подхода является утверждение о том, что уровень образования служит лишь сигналом способностей или производительности индивидуумов (сильная гипотеза скрининга).

Началом дискуссии о роли информации в объяснении некоторых закономерностей формирования рынка труда можно считать статью Stigler (1962), в которой рассмотрено принятие решения в процессе поиска работы в условиях несовершенства информации. В рамках нашего исследования в качестве информационного критерия в процессе скрининга мы будем рассматривать длительность обучения индивидуума.

К настоящему времени создано большое количество теоретических и эмпирических моделей скрининга на основе сигналов об образовании.

Одной из первых значимых моделей сигналов (скрининга) можно считать модель Arrow (1973), в которой рассмотрено обучение работников в качестве сигналов работодателю для принятия решений внутри фирмы. В своей модели Arrow, с некоторыми оговорками, предположил, что образование не повышает производительность работников.

Spence (1974), Stiglitz (1975) и Riley (1975) в своих моделях formalизовали идею о том, что образование используется в качестве информационного критерия при найме на работу.

Эмпирические модели развивались параллельно теоретическим. Например, Taubman и Wales (1973), используя данные NBER-TH, с оговорками о том, что их выводы, вполне возможно, не могут быть обобщены на все население США, показали, что уровень образования может служить относительно дешевым инструментом скрининга. Согласно их исследованию, в группах, не подвергшихся скринингу, снижение отдачи от образования доходило до 50% по сравнению с показателем в группах, прошедших скрининг. Объяснение очень простое. Если образование не используется в качестве сигнала, оно имеет меньшее влияние на доходы. К наблюдаемой отдаче от накопленного человеческого капитала не добавляется отдача от сигнала.

В исследованиях Riley (1975, 1979) были выявлены профессии в разной степени подверженные скринингу.

Wiles (1974) продемонстрировал сигнальную функцию образования, сравнив отдачи от образования в группе работников, чей труд был связан с полученной в ходе обучения квалификацией и в группе выполнявших работу «не по специальности».

Wolpin (1977) выполнил оценки уравнений доходов на выборках из самозанятых и наемных работников. Поскольку самозанятые в меньшей степени подвержены скринингу (подавляющее большинство из них совершенно не проходят скрининг в ходе трудовой деятельности) коэффициент при регрессоре, отражающем длительность обучения в их уравнении доходов должен быть меньше, чем в уравнении доходов наемных работников. Идея выделения самозанятых в качестве группы, не подверженной фильтрации использовалась в работах Brown и Sessions (1999), Kawaguchi, (2003), Mainar и Montuenga-Gómez (2005). В работах Clark (2000), Аистов (2006), Бессонов (2007) данное разделение было использовано при анализе российского рынка труда.

Psacharopoulos (1979) аргументировал, что скрининг, если он существует, должен сильнее проявляться в неконкурентном секторе экономики. В государственном – неконкурентном, более бюрократическом секторе – доходы работника в большей степени должны быть связаны с длительностью обучения, и отдача от образования в их уравнении доходов должна быть выше, чем в аналогичной оценке на выборке из занятых в частном – конкурентном секторе экономики. Кроме этого, для работников с разными уровнями образования профили в осях доходы – стаж работы должны сближаться с ростом стажа. Скрининг с использованием образовательных сигналов делает возрастной профиль зарплаты работников с высшим образованием более пологим, а работников с низким уровнем образования – растущим быстрее. В результате отношение доходов работников в середине карьеры к их доходам в начале карьеры должно убывать с ростом образования работников. Еще одним способом проверки наличия скрининга, предложенным Psacharopoulosом (Psacharopoulos, 1979), является сравнение отношения доходов работников в середине их карьеры к доходам в начале карьеры в конкурентном и неконкурентном секторах. В неконкурентном секторе это отношение должно быть выше. Это подтверждено, например, в работе Ziderman (1992) для Израиля при использовании стажа работы на последнем месте занятости в качестве измерителя карьеры.

Подход Liu и Wong (1982) отличается рассмотрением ослабления сигнала во времени и уделением большего внимания сертификатам об образовании, а не длительности обучения. Согласно их аргументам, если справедлива сильная гипотеза скрининга, то отдача от образования остается неизменной во времени. Если справедлива слабая гипотеза скрининга, то отдача от образования снижается с ростом трудового стажа.

Судя по доступной литературе, первым автором, предпринявшим по-

пытку оценить проявления образовательных сигналов на российском рынке труда, был Clark (2000). Он выполнил проверку гипотез скрининга, используя данные 5-8 Раундов РМЭЗ (1994-1996 и 1998 годы). Содержащиеся в анкетах РМЭЗ вопросы позволили автору использовать три эмпирических подхода. Следуя автору, 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 доходов Мисеровского типа в государственном и частном секторах экономики:

$$\ln w = \alpha + \beta S + \gamma_1 Exp + \gamma_2 Exp^2 + \gamma_3 Male + \varepsilon , \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln w = \alpha + \beta S + \gamma_1 Exp + \gamma_2 Exp^2 + \gamma_3 Male + \gamma_4 Hours + \\ + \gamma_5 Tenure + \gamma_6 Tenure^2 + \varepsilon , \end{aligned} \quad (2)$$

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.

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 просто 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 (лучше сказать – статистически незначимое) превышение отдачи от образования в регрессии, соответствующей модели (2), с $Wages 2$ в качестве зави-

симой переменной. Оценки коэффициента β 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 больший человеческий капитал.

Интересным, но не однозначно интерпретируемым с учетом сделанных выше замечаний по поводу зависимости 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 практическими 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 заработков 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.

Понимая, что неудачные попытки выявить наличие скрининга путем сравнения отдачи от образования в государственном и негосударственном секторах могут быть вызваны наличием смещений оценок коэффициентов

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

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 β оказались выше, чем в государственном², что противоречит гипотезам скрининга.

Clark (2000) прекрасно понимает, что неудачные попытки выявить 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 занятостей 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 удается 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

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.

³ Заметим, что указанные выше недостатки в оценках Кларка были устраниены 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.

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 результаты 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 β для наемных работников в 1995, 1996 и 1998 гг. оказались равными 0,0512, 0,0506 и 0,1142, соответственно. Коэффициенты β 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:

$$\begin{aligned} \ln w = & \alpha_0 + \alpha_1 C_1 + \alpha_2 C_2 + \alpha_3 C_3 + \alpha_4 C_4 + \alpha_5 C_5 + \alpha_6 State + \\ & + \alpha_7 G + \alpha_8 G^2 + \alpha_9 Hours + \varepsilon, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln w = & \alpha_0 + \alpha_1 C_1 + \alpha_2 C_2 + \alpha_3 C_3 + \alpha_4 C_4 + \alpha_5 C_5 + \alpha_6 State + \\ & + \alpha_9 Hours + \varepsilon, \end{aligned} \quad (4)$$

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 – десять регрессий. 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 – шесть регрессий. В статье приведены оценки для вы-

борок 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 трудового 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. В качестве легкой критики автора можно упомянуть тот факт, что 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) контролирующих переменных G и G^2 позволяет проконтролировать возможные смещения оценок отдачи от образования. Эти регрессоры, в соответствии с аргументами Liu и Wong (1982), позволяют выявить скрининг при найме на работу даже при наличии предшествующего опыта 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 Кларка (Clark 2000) выглядят убедительными и действительно интересными, если учесть, что это работа периода, когда были доступны лишь четыре

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.

репрезентативные по России волны панели РМЭЗ.

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

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). В дополнение к оценкам, полученным с помощью ставшей уже стандартной процедурой Хэкмана, 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 при выборе своего статуса, принимая решение о выходе на рынок труда, респондент сталкивается более, чем с двумя вариантами выбора.

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 теста) 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. Идея модели Хаусмана-Тейлора кратко изложена в Приложении 2.

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.

Теоретическая модель

Выполнение проверки наличия скрининга через сравнение оценок уравнений доходов Минсеровского типа на различных выборках имеет простое теоретическое обоснование. Основной предпосылкой является предположение о том, что нам удалось разделить респондентов в разной степени подверженных скринингу на рынке труда. Например, можно выделить некоторых самозанятых и наемных работников⁵. Более простой вариант – на основе анкет РМЭЗ можно выделить лиц, не зарегистрированных на работе официально. Такие люди, как самозанятые, с меньшей вероятностью подвержены скринингу, проводимому на основе образовательных сигналов. Их доходы в основном связаны с производительностью, а не с формальным свидетельством о полученном образовании.

Попытаемся предсказать, какую длительность обучения S выберет индивидуум, обладающий полной информацией о своих будущих доходах⁶ $y(S,t)$ в любой период времени t .

Предположим, индивидуум имеет бесконечный горизонт планирования, тогда дисконтированный поток его функции полезности имеет вид

$$V(S, c(t)) = \int_0^S \{u(c(t)) - \phi(t)\} e^{-\rho t} dt + \int_S^\infty u(c(t)) e^{-\rho t} dt, \quad (5)$$

где $c(t)$ – поток потребления, $u(c(t))$ – поток полезности (возрастающая вогнутая функция), $\phi(t)$ – снижение полезности в период обучения относительно полезности в период работы, ρ – субъективная ставка дисконтирования.

⁵ Полное однозначное разделение этих статусов на основе анкет РМЭЗ невозможно, см, например, Обзор занятости в России (2002), Аистов (2005).

⁶ Реально индивидуум такой информацией не обладает. Без искажения основного результата предлагаемой модели информацию о будущих доходах $y(S,t)$ можно заменить условным математическим ожиданием этой величины.

Индивидуум выбирает S , максимизирующее (5) при выполнении бюджетного ограничения

$$\int_0^\infty c(t)e^{-Rt} dt = \int_0^S (p(t) - T(t))e^{-Rt} dt + \int_S^\infty y(S, t)e^{-Rt} dt, \quad (6)$$

где R – ставка процента, $p(t)$ – доходы в период обучения, $T(t)$ – расходы в период обучения. Сделав упрощающее предположение $\phi(t)=0$ и $p(t)=T(t)$, получим необходимое условие максимума (5) при ограничении (6)

$$\int_0^\infty \frac{\partial y(S, S + \tau)}{\partial S} e^{-R\tau} d\tau = y(S, S). \quad (7)$$

Для упрощения математической записи предположим постоянные темпы роста g доходов после обучения

$$y(S, t) = f(S) e^{g(t-S)}. \quad (9)$$

Это предположение является столь же «оторванным» от жизни, как и бесконечный горизонт планирования. Более реальной, но несколько громоздкой, будет модель с введением конечного горизонта планирования и предположения, что респондент может заранее оценить, как будет расти его доход в планируемый период времени.

Подставив (9) в (7), получим

$$f'(S) / f(S) = R - g, \quad (10)$$

штрих обозначает производную по S .

Ключевым предположением в предлагаемом теоретическом обосновании эмпирической проверки гипотез скрининга является следующее. При отсутствии скрининга, основанного на образовательных сигналах, доход работника растет в ходе испытательного периода, установленного работодателем, или в результате приобретения практических навыков на рынке труда. На рост доходов влияют другие факторы, отличающиеся от образования. Это характерно для незарегистрированных занятых и самозанятых. Лицам, прошедшим скрининг с использованием образовательных сигналов – наемным работникам, работникам в рамках зарегистрированной занятости, устанавливается доход в соответствии с уровнем образования. При одних и тех же уровнях образования темпы роста доходов у этих работников должны быть ниже, чем у работников не подверженных скринингу. Выражение (10) формально показывает, что более низкие темпы роста доходов – отсутствие отличающихся от образования факторов, влияющих на доходы – означает более высокую относительную отдачу от образования. То есть относительная отдача от образования индивидуума, прошедшего скрининг оказывается больше по сравнению с отдачей от образования индивидуума, не прошедшего скрининг, при прочих равных условиях.

Эконометрическая модель

Решение уравнения (10) имеет вид

$$\ln f(S) = \alpha + (R - g) S, \quad (11)$$

где α – постоянное слагаемое.

Выражение (11) подразумевает следующую эконометрическую интерпретацию:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + S_i \beta + R_{it} \gamma + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

где $\ln y_{it}$ – логарифм реальных доходов индивидуума i в период t , R_{it} – вектор 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 объясняющей переменной S_i в рамках данного исследования мы будем использовать длительность обучения.

Проверка гипотез, выдвинутых в начале исследования, сводится к сравнению коэффициентов β , 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 β и качество подгонки модели будут выше.

Данные

Представленное в настоящей работе исследование содержит результаты, полученные в разное время. Наиболее убедительные, на наш взгляд, используют данные 9-14 раундов РМЭЗ.

РМЭЗ - панельное обследование, репрезентативное по России. Последние раунды, охватывающие только 2000-2005 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 3.

Критерии, по которым определялись статусы респондентов на основе анкет РМЭЗ, кратко описаны в Приложении 4. Следует отметить, что анкеты РМЭЗ не позволяют выявить некоторые статусы в полном соответствии с рекомендациями МОТ. Так, например, в рамках проводимого исследования некоторым самозанятым - работникам кооперативов - присвоен статус наемных работников. Попадание этих самозанятых в выборку наемных работников, может привести к занижению оценок отдачи от образования, выполненных на выборке «наемных работников». К счастью, относительно малая доля самозанятых в общей численности рабочей силы (см., например, Сабирьянова 1998, Обзор занятости в России 2002) и, соответственно, в численности наемных работников не приводит к драматическим последствиям с точки зрения цели проводимого исследования.

Кроме указанного недостатка следует отметить, что некоторые самозанятые оказались вообще за пределами рабочей силы. Речь, в первую очередь, идет о производстве товаров и услуг для собственного потребления

или потребления в домашнем хозяйстве, если это составляет важную часть потребления семьи. Вряд ли существуют опросы и базы данных, позволяющие оценить влияние уровня образования на эффективность такого труда.

Анкеты РМЭЗ позволяют выявить наличие у респондентов первой, второй и третьей работ. В использованных нами выборках респонденту был приписан тот статус, в рамках которого он получал наибольшую долю своего ежемесячного дохода. Если, например, наибольший доход респондент получил в рамках работы, которую он называл второй, то соответствующий именно этой работе статус, доход и другие, необходимые для эмпирического исследования, характеристики данного респондента были использованы в рамках регрессионного анализа. Мы не занимаемся выяснением вопроса о том, какая работа для респондента является основной и не пытаемся выявить факторы, влияющие на выбор респондентом вторичной занятости, просто мы оцениваем влияние образования на доходы респондента, так почему бы не взять наибольший доход, чтобы лучше различать предельный эффект образования на фоне «шумов»?

Максимальные объемы полученных выборок для различных статусных групп приведены в Приложении 5. Возрастной диапазон экономической активности был ограничен интервалом от 15 до 72 лет. Заметим, что в регрессионном анализе объемы выборок для отдельных статусных групп уменьшаются за счет того, что некоторые респонденты ответили не на все вопросы предложенных им анкет. Часть наблюдений, такие как возраст, трудовой стаж и т.п., удалось «спасти», заполнив пропуски в ответах некоторых респондентов в отдельные годы, благодаря панельному характеру данных, но, тем не менее, некоторые наблюдения оказались пропущенными.

В оцененных нами функциях доходов был использован логарифм реальных почасовых доходов в качестве зависимой переменной. Использование почасовых доходов часто критикуется, поскольку длительность работы не может быть точно измерена, но даже если взять в качестве зависимой переменной доходы за месяц, все равно пришлось бы включать в качестве объясняющей переменной длительность работы за месяц. Всем хорошо известно, что ошибки в регрессорах вызывают смещения оценок коэффициентов, причем с этим трудно бороться, поэтому в прикладных исследованиях экономисты просто закрывают на эти ошибки глаза. В качестве дефлятора в рамках исследования, к сожалению, пришлось использовать индексы потребительских цен, оцененные по Субъектам Российской Федерации (Российский статистический ежегодник 2006)⁷.

⁷ После изменения правил приобретения данных РМЭЗ нам пока не удалось получить от организаторов опроса бывшие ранее в свободном доступе сконструированные переменные, отражающие реальные доходы домохозяйств и позволяющие более точно проследить динамику реальных доходов респондентов.

Результаты оценивания

Даже очень грубое знакомство с данными, представленное на рис. 1, позволяет сделать некоторые выводы в поддержку гипотез скрининга.

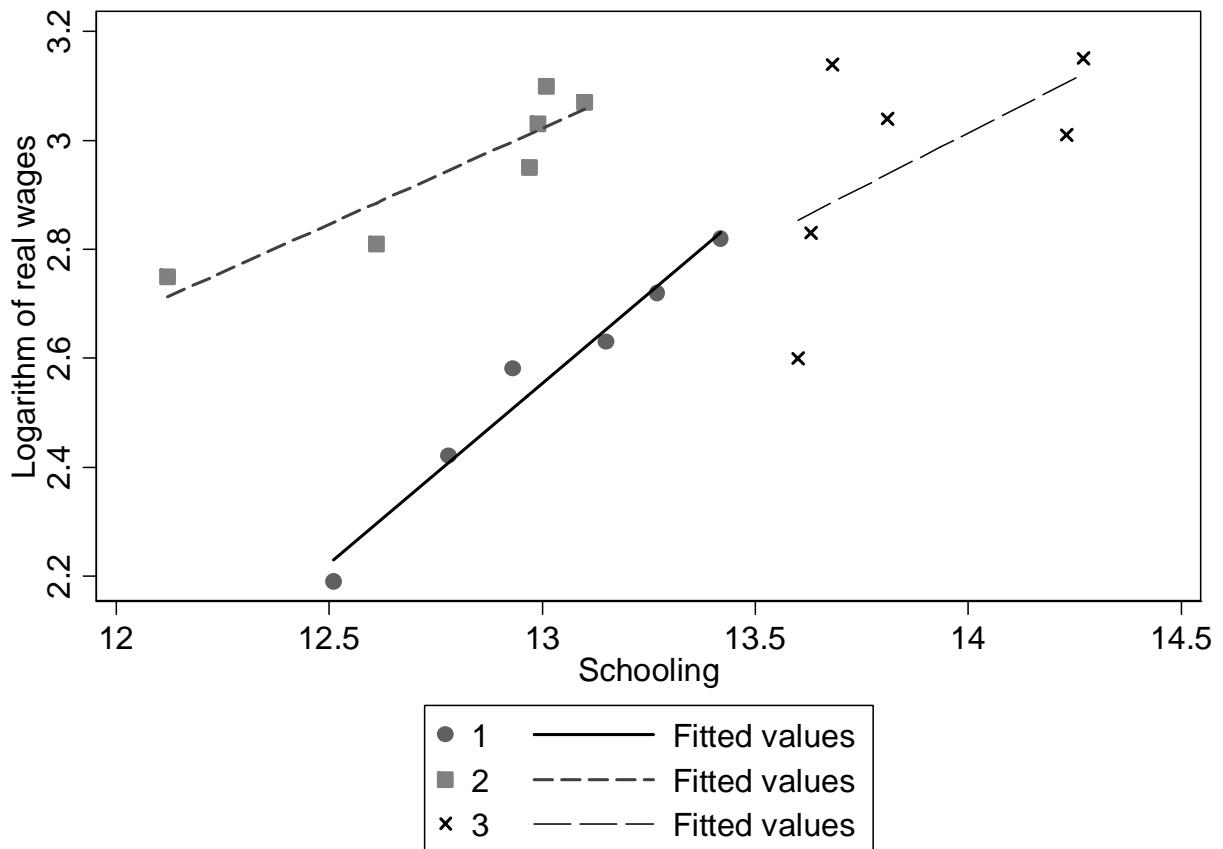


Рис. 1. Логарифм реальных почасовых доходов в зависимости от длительности обучения для различных статусов занятости (1 – наемные работники, 2 – индивидуальные самозанятые, 3 – работодатели). Каждая точка – результат усреднения соответствующих характеристик всех респондентов в пределах одного раунда РМЭЗ. Координаты точек приведены в Приложении 6.

Из рис. 1 явно видна кластерная группировка данных. Индивидуальные самозанятые по длительности обучения схожи с наемными работниками, но имеют более высокие средние доходы. Это соответствует нашим представлениям о такой форме занятости. Для части респондентов это – вынужденный статус, поскольку им не удалось «найти себя» на рынке наемного труда. Но часть из них сделали свой выбор осознанно, ориентируясь на более высокие доходы, поскольку в этом статусе занятости отсутствует присвоение производительности работника работодателем и есть возможность ухода от налогов.

Работодатели по своим «продекларированным» в анкетах РМЭЗ почасовым доходам практически не отличаются от индивидуальных самозанятых, но превосходят их по длительности обучения. Последний признак го-

ворит в пользу их более высокого человеческого капитала. Скорее всего, они более мобильные, в плане приложения своих способностей, склонные к риску талантливые предприниматели, добровольно избравшие этот статус занятости.

Линейные аппроксимации, представленные на рис. 1, показывают более сильную зависимость доходов наемных работников от длительности обучения по сравнению с зависимостями в других статусных группах⁸. Глядя на рис. 1, можно прийти к предварительному выводу о том, что наемный работник, увеличивая свое образование, действует два механизма повышения своего дохода. Во-первых, он получает более высокий доход, увеличивая свой человеческий капитал, это же происходит и в случаях самозанятых (см. рис. 1). Во-вторых, он фильтруется работодателем и получает более выгодный контракт, имея более высокий уровень образования.

Результаты более строгой проверки рассматриваемых гипотез представлены в табл. 1. В ней приведены фрагменты регрессий - оценки коэффициента при регрессоре «длительность обучения», полученные несколькими способами, и коэффициенты детерминации (R^2) соответствующих регрессий. Полный вид регрессий представлен в Приложениях 7 – 9. Во всех регressиях, кроме обозначенных символом L, в качестве зависимой переменной использовался натуральный логарифм реальных почасовых доходов. Названия колонок таблицы обозначают выполнение оценок следующими способами: OLS – оценки выполнены методом наименьших квадратов (пул-модель). RE – оценки выполнены в рамках модели со случайными эффектами (панельные данные). FE – оценки получены в модели с фиксированными эффектами (панельные данные), SC – оценки с использованием мультиномиальной логит модели для коррекции смещений, вызванных неслучайной выборкой наблюдений (пул-модель), L – мультиномиальная логит модель, использованная для коррекции смещений оценок, вызванных неслучайной выборкой наблюдений. В последней модели зависимая переменная принимала значения 1, если респондент являлся безработным, 2 – наемным работником (базовая категория), 3 - индивидуальным самозанятым, 4 – работодателем, 5 – не входил в рабочую силу. В приведенных в Приложениях 7 – 9 регрессиях переменная «Стаж» обозначает количество лет общего трудового стажа, «Пол» принимает значение 1 для женщин и 0 для мужчин, смысл остальных переменных понятен из их названий.

Таблица 1.
Оценки коэффициентов при длительности обучения и коэффициенты детерминации соответствующих регрессий

⁸ Представленное на рис. 1 рассмотрение и комментарии к нему являются весьма грубыми и используются лишь для иллюстрации изложенных ниже более строгих рассуждений. Например, сведущий читатель может заметить, что линейная зависимость, полученная для работодателей по такому маленькому количеству стильно разбросанных точек, вряд ли будет статистически значимой.

	OLS	RE	FE	SC	L			
					1	3	4	5
Наемный работник								
Длительность обучения	0,078 ³ (0,002)	0,083 ³ (0,003)	0,111 ³ (0,007)	0,080 ³ (0,002)	-0,1 ³ (0,01)	-0,3 ³ (0,01)	0,12 ³ (0,02)	-0,2 ³ (0,01)
R ² adj.	0,135			0,156				
Индивидуальный самозанятый								
Длительность обучения	0,060 ³ (0,013)	0,048 ³ (0,017)	0,020 (0,054)	0,065 ³ (0,016)	-0,1 ³ (0,01)	-0,3 ³ (0,01)	0,12 ³ (0,02)	-0,2 ³ (0,01)
R ² adj.	0,064			0,090				
Работодатель								
Длительность обучения	0,061 ³ (0,018)	0,078 ³ (0,020)	0,053 (0,080)	0,050 ² (0,023)	-0,1 ³ (0,01)	-0,3 ³ (0,01)	0,12 ³ (0,02)	-0,2 ³ (0,01)
R ² adj.	0,067			0,092				

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. В скобках указаны стандартные ошибки.

LM тесты подтвердили наличие неизменных во времени ненаблюдаемых характеристик индивидуумов, влияющих на их доходы⁹. Из этого следуют выводы о том, что оценки с использованием панельной структуры данных являются более эффективными, стандартные ошибки в рамках OLS моделей не состоятельны.

Тест Хаусмана со статистикой χ^2 38,43 - отклонил RE модель в пользу FE модели для наемных работников.

Таким образом, если следовать формальным тестам, нам следует опираться на оценки, полученные в рамках RE моделей для индивидуальных самозанятых и работодателей и FE модели - для наемных работников.

Более высокая отдача от образования наемных работников (оценка коэффициента β - 0,111) по сравнению самозанятыми (коэффициенты β - 0,048 и 0,078) является *свидетельством скрининга* – сигнальной роли образования, но статистически значимо отличная от нуля отдача от образования самозанятых позволяет *отклонить сильную гипотезу скрининга*.

Использование панельных данных позволило не накладывать ограничение на отсутствие корреляции ненаблюдаемых индивидуальных эффектов с регрессорами, устранив тем самым этот источник возможных смещений OLS оценок коэффициентов, и позволило получить более эффективные оценки коэффициентов за счет учета корреляционной матрицы ненаблюдаемых эффектов. Тем не мене полученные соотношения оценок отдачи от образования на рассмотренных нами выборках самозанятых и наемных работников могут быть подвергнуты критике, если задуматься о том, как были получены выборки наблюдений. Нам пришлось анализировать доходы респондентов, уже сделавших свой выбор – выбравших соответствующий статус занятости. В результате выборки, на которых выполнены оценки, не являются случайными. Это могло привести к возникновению смещений по-

⁹ Статистики χ^2 в тестах равны 7444,21, 146,16 и 89,17 для наемных работников, индивидуальных самозанятых и работодателей, соответственно.

лученных оценок. Без строгих математических выкладок природу смещений можно пояснить другим способом, без ссылки на неслучайность выборок, а просто, обратившись к рис. 1. Изменение уровня образования респондента может сопровождаться изменением его статуса занятости, например, переходом из наемных работников в работодатели. Это сопровождается изменением доходов. Анализируя «влияние» образования на доходы индивидуума, находящегося в определенном статусе занятости, мы не учитываем этого перехода. В результате отдачи от образования оцениваются не правильно – возникают смещения оценок. Одной из возможностей устранения этих смещений является выполнение двухшаговой процедуры, предложенной в работе Bourguignon, Fournier и Gurgand (2001). Оценки, полученные с использованием этой процедуры, представлены в колонке SC в табл. 1 и в Приложениях 7 – 9. К сожалению, здесь не учтен панельный характер данных.

Некоторое занижение отдачи от образования работодателей в результате коррекции смещений оценок за счет учета смены статуса занятости, можно было заранее предсказать. Повышение длительности обучения увеличивает относительную вероятность того, что индивидуум является работодателем. Об этом свидетельствуют положительный коэффициент при длительности обучения в колонке «4» табл. 1 и иллюстрация – рис. 1. Работодатели – более высоко оплачиваемая часть населения по сравнению, по крайней мере, с наемными работниками – основной частью экономически активного населения. В результате оценка коэффициента при длительности обучения 0,078, полученная в модели RE для работодателей, является завышенной, поскольку несет в себе два эффекта - повышение вероятности попасть в более высоко оплачиваемый статус занятости и «влияние» длительности обучения на рост доходов внутри этого статуса занятости.

Аналогичным образом объясняется занижение оценки предельного влияния длительности обучения на доходы индивидуальных самозанятых в рамках RE модели. Отрицательный знак при коэффициенте в колонке «3» табл. 1 показывает, что индивидуумы с более длительным сроком обучения с меньшей вероятностью попадают в выборку индивидуальных самозанятых по отношению к вероятности находиться в статусе наемных работников, которые имеют более низкие доходы (см. рис. 1). Эффект смены статуса индивидуального самозанятого на статус наемного работника привел к занижению отдачи от образования индивидуального самозанятого в RE модели.

Оценка влияния длительности обучения на логарифм реальных почасовых доходов наемных работников (0,111) в FE модели несколько завышена. Это опять же объясняется двойственным влиянием длительности обучения. Во-первых, оно заключается в повышении вероятности получать более высокие доходы - стать наемным работником, а не безработным или вообще не входить в состав рабочей силы (коэффициенты в колонках «1» и «5» табл. 1 - отрицательны). Во-вторых, длительность обучения воздейст-

вует на рост доходов, если индивидуум уже находится в выбранном статусе.

Оценки коэффициентов при длительности обучения с коррекцией смещений, вызванных сменой статуса занятости, приведены в колонке SC в табл. 1. Они опять же оказались выше в группе наемных работников – подвергшихся скринингу – по сравнению с самозанятыми, длительность обучения которых в большинстве случаев не является сигналом для повышения доходов. Полученный результат подтверждает наличие скрининга наемных работников с использованием информации об образовании. В то же время нам не удалось получить статистически незначимую отдачу от образования самозанятых – это позволяет *отклонить сильную гипотезу скрининга*, утверждающую, что образование не повышает производительность индивидуума.

Сравнение коэффициентов детерминации также является свидетельством наличия фильтрации на рынке наемного труда. Более низкие коэффициенты детерминации в регрессиях, оцененных на выборках самозанятых (табл. 1), показывают, что для этой части населения, в отличие от наемных работников, включенные в модель регрессоры, в том числе длительность обучения, объясняют меньшую долю доходов.

Приведем еще одно эмпирическое обоснование выполнения гипотез скрининга (точнее, в соответствии с методологией эконометрики, безуспешную попытку их отклонения).

Приведенные ниже оценки выполнены на выборке, в которую включены все статусы занятости одновременно (наемные работники, работодатели и индивидуальные самозанятые), но в регрессию добавлены бинарные переменные «индивидуальный самозанятый» и «работодатель», отражающие статус занятости. Эти переменные равны единице, если индивидуум находится в соответствующем статусе, в противном случае – ноль. Бинарные переменные добавлены в качестве слагаемых и с их помощью созданы соответствующие перекрестные произведения с длительностью обучения. Базовой категорией является статус наемного работника. Результаты эконометрических оценок представлены в Приложении 10 и частично воспроизведены в табл. 2. К сожалению, данные результаты получены несколько раньше, описанных выше, и используют данные РМЭЗ только 2000–2003 гг.

Таблица 2.
Фрагмент функций доходов с включением статусов занятости в качестве объясняющих переменных

	OLS	RE	FE	НТ
Длительность обучения	0.047 ³	0.054 ³	0.075 ³	0.079 ³
Индивидуальный самозанятый × Длительность обучения	-0.002	-0.004 ¹	-0.007 ²	-0.007 ³
Работодатель × Длительность обучения	-0.034 ¹	-0.047 ³	-0.056 ³	-0.056 ³
Индивидуальный самозанятый	0.443 ³	0.472 ³	0.461 ³	0.463 ³
Работодатель	0.919 ³	0.982 ³	0.934 ³	0.934 ³

Тест	235.097 ³	2168.50 ³	258.89 ³	23.39
------	----------------------	----------------------	---------------------	-------

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. Тест: OLS - F-тест, RE - LM-тест Бреуш-Пагана ($\sigma^2_{\alpha} = 0$), FE – тест Хаусмана, НТ - тест Хаусмана.

Из тестов спецификации (табл. 2) видно, что индивидуальные эффекты значимы, при этом только FE и НТ оценки состоятельны, но НТ оценки более эффективны. Оценка коэффициента при длительности обучения равна 0.079 для наемных работников (дополнительный год обучения, при условии, что все остальные включенные в модель характеристики фиксированы, увеличивает реальные ежемесячные доходы в среднем примерно на 8.2%). Аналогичный год обучения работодателя дает отдачу меньшую в среднем на 5% по сравнению с наемным работником. Интересно отметить, что формально, чисто статистически, мы не можем отклонить сильную гипотезу скрининга на этой выборке работодателей. При проведении теста Вальда нулевая гипотеза о равенстве нулю суммы коэффициентов наклона при переменных «Длительность обучения» и «Работодатель × Длительность обучения» не отклоняется (статистика χ^2 равна 1.34). Статистически незначимая отдача от образования работодателей в данном случае, по-видимому, объясняется слишком малой выборкой наблюдений: оценки выполнены с использованием лишь трех волн РМЭЗ.

Оценка коэффициента при регрессоре «Индивидуальный самозанятый × Длительность обучения» в табл. 2 и в Приложении 10 показывает меньшую, чем у наемных работников, но все-таки не нулевую отдачу от образования индивидуальных самозанятых. Этот результат отклоняет сильную гипотезу, но *не отклоняет слабую гипотезу скрининга*.

Следуя стилю изложения работы Clark (2000), приведем некоторые результаты еще одной нашей попытки проверки гипотез скрининга на российском рынке труда с использованием базы данных РМЭЗ¹⁰.

Предположим, скрининг по-разному проявляется в официальной и теневой экономике. На основе анкет РМЭЗ невозможно обнаружить все проявления теневой экономики, но можно выявить работников, которые официально не зарегистрированы на своей работе. Среди наемных работников процент таких индивидуумов оказался довольно высок (см. табл. 3).

Таблица 3.
Объемы выборок официально оформленных и незарегистрированных
наемных работников¹⁰

Год	Работает официально		Не зарегистрирован		Всего
	N	%	N	%	
2000	2846	91.19	275	8.81	3121
2002	3418	88.34	451	11.66	3869
2003	3451	86.47	540	13.53	3991

¹⁰ Описываемые ниже результаты были получены до написания настоящей работы, в них не были использованы данные РМЭЗ 2005 года (см. Аистов 2007).

2004	3440	85.02	606	14.98	4046
------	------	-------	-----	-------	------

Примечание. Вопрос о незарегистрированной занятости в анкетах РМЭЗ 2001 г. отсутствует.

Таблица 4.

**Статистики доходов, образования и профессий наемных работников
(средние значения)**

		1	2	3	4
Официальные лица, управляющие и клерки - профессии 1, 4 по классификатору (см. Приложение 11)	Работает официально	2.86 (0.02)	13.63 (0.06)	3.70 (0.03)	2.73 (0.03)
	Не зарегистрирован	2.83 (0.10)	12.98 (0.26)	3.31 (0.13)	2.96 (0.14)
Работники рынка, операторы машин и неквалифицированные работники - профессии 5, 7, 8, 9 по классификатору (см. Приложение 11)	Работает официально	2.66 (0/01)	11.81 (0.02)	2.80 (0.01)	7.51 (0.01)
	Не зарегистрирован	2.61 (0.03)	11.89 (0.06)	2.78 (0.03)	6.82 (0.04)

Примечания. В скобках указаны стандартные ошибки.

Использованы следующие обозначения колонок.

1 – натуральный логарифм реальных почасовых доходов в ценах июня 1992 г.

2 – длительность обучения (годы).

3 – уровень профессиональной подготовки (1- без профессиональной подготовки; 2 – профессиональные курсы, 3 – ПТУ, ФЗУ, ФЗО, техническое училище; 4 – техникум, медицинское, музыкальное, педагогическое, художественное училище; 5 – институт, университет, академия; 6 – аспирантура, ординатура).

4 – классификатор профессий, без учета военных (см. Приложение 11).

До начала проведения исследований мы выдвигали следующие предположения. В условиях незарегистрированной занятости оплата соответствует производительности работника и, скорее всего, при найме на работу является заниженной. В условиях официальной занятости работодатель фильтрует работников в соответствии с уровнем их образования, и зарплата сильнее коррелирует с уровнем образования, чем с производительностью работника. В результате следует ожидать более низкую отдачу от образования в условиях незарегистрированной занятости, чем в официальной экономике – свидетельство слабой гипотезы скрининга. Отсутствие отдачи от образования в условиях незарегистрированной занятости будет свидетельством сильной гипотезы скрининга.

Таблица 5.

Оценки функций доходов наемных работников, относящихся к официальным лицам, управляющим и клеркам (профессии 1, 4)

	Работает официально		Не зарегистрирован	
	Функция доходов	Уравнение участия	Функция доходов	Уравнение участия
Длительность обучения, годы	0.080 ³ (0.011)	0.069 ³ (0.024)	-0.074 (0.055)	-0.058 ³ (0.026)

Трудовой стаж	0.028 ³	0.077 ²	0.030	-0.027
Трудовой стаж ² / 100	-0.063 ³	-0.124	-0.145 ²	0.018
Стаж работы на последнем месте	0.004	0.065 ³	-0.018	-0.062 ³
Мужчина	0.431 ³	-0.273 ²	0.279	0.209
Одинокий	0.060	-0.172	-0.161	0.184
Город	0.452 ³	-0.079	0.998 ³	0.163
Северный и Северо- Западный регионы	0.151	0.025	0.715 ²	-0.117
Волго-Вятский регион и бас- сейн реки Волги	-0.374 ³	-0.082	0.709 ²	0.056
Северо-Кавказский регион	-0.223 ³	-0.164	0.096	0.098
Оставался на повторное обу- чение	-0.220	-0.112		-5.793 ³
Возраст		-0.078		-0.048
Возраст ² / 100		0.082		0.063
По характеру – победитель		0.275 ¹		-0.318 ³
Элементарная, неквалифи- цированная, работа в 1990		5.369 ³		-5.519 ³
Константа	1.111 ³	0.707	0.861	1.130
Наблюдений	1961	1961	2070	2070
Цензурированных наблюде- ний	102		1997	
$\hat{\sigma}_1$	0.812		1.173	
ρ	0.130		0.893	
LR-тест ($\rho=0$)	0.298		11.407 ³	

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.

Знакомство с данными показало, что есть смысл разделить наемных работников на две большие группы, в каждой из которых работники схожи по характеру занятости и профессиональной мобильности. Это разбиение и некоторые характеристики групп представлены в табл. 4. Первую группу условно можно назвать «официальные лица, управляющие и клерки». Вторую – «работники рынка, операторы машин и неквалифицированные работники». Классификатор профессий, использованный в РМЭЗ, приведен в Приложении 11.

Эти группы внутри себя имеют схожие показатели доходов и образования (см. табл. 4).

Оценки функций доходов для этих групп наемных работников в официальной и незарегистрированной занятости представлены в табл. 5 и 6.

Оценки выполнены с использованием модели Хекмана без учета панельного характера данных (пул - модели). Уравнения участия – бинарные пробит модели – моделировали выбор официальной или незарегистрированной занятости внутри статуса наемного работника.

Анализ табл. 5 показывает, что в группе «официальные лица, управляющие и клерки» образование явно играет сигнальную роль, в уравнении участия в официально зарегистрированной занятости длительность обуче-

ния значимо положительна. В уравнении участия в незарегистрированной занятости длительность обучения значимо отрицательна. Чем выше уровень образования индивидуума, тем меньше шансов встретить его в этой группе профессий не зарегистрированным официально. Из табл. 5 видно, что в условиях официальной занятости отдача от образования высокая, в случае незарегистрированной занятости она статистически не значима. Это свидетельствует о наличии скрининга в официальной экономике в этой группе профессий, но, к сожалению, незначимость отдачи от образования официально не зарегистрированных по месту работы не позволяет отклонить **сильную гипотезу скрининга** для этой группы профессий.

Несколько неожиданной выглядит ситуация в группе «работники рынка, операторы машин и неквалифицированные работники», представленная в табл. 6. Для того чтобы попасть в эту группу нет жестких требований к образованию – длительность обучения в уравнении участия, оцененного для официальной экономики статистически не значима. Вполне возможно, что в официальной экономике, так же, как и в теневой, для этой группы занятых существует понятие «испытательный срок», который фактически заменяет фильтрующую роль образования. Отдача от образования в официальной экономике для этих профессий оказывается низкой по сравнению с отдачей в условиях незарегистрированной занятости, скорее всего, по причине ее большей гибкости в условиях незарегистрированной занятости. Это характерно для переходной экономики. Статистически значимая отдача от образования в условиях незарегистрированной занятости позволяет **отклонить сильную гипотезу скрининга** для этой группы профессий. Заметим, что более подробный анализ показал, что наибольшая отдача от образования в условиях незарегистрированной занятости в этой группе профессий (вдвое превосходящая представленную в табл. 6) наблюдается у ремесленников и представителей связанный с ними торговли.

Таблица 6.
Оценки функций доходов наемных работников, являющихся работниками рынков, операторами машин и неквалифицированными работниками (профессии 5, 7, 8, 9)

	Работает официально		Не зарегистрирован	
	Функция доходов	Уравнение участия	Функция доходов	Уравнение участия
Длительность обучения, годы	0.039 ³ (0.005)	0.013 (0.009)	0.055 ³ (0.013)	-0.016 ³ (0.009)
Трудовой стаж	0.009 ³	0.014	0.016 ²	-0.014
Трудовой стаж ² / 100	-0.026 ³	0.055 ²	-0.033	-0.033
Стаж работы на последнем месте	-0.002	0.084 ³	0.126 ³	-0.103 ³
Мужчина	0.383 ³	0.173 ³	0.561 ³	-0.213 ³
Одинокий	-0.000	-0.143 ³	-0.064	0.122 ³
Город	0.584 ³	-0.143 ³	0.080	0.195 ³
Северный и Северо-	0.316 ³	0.352 ³	0.497 ³	-0.347 ³

Западный регионы				
Волго-Вятский регион и бас- сейн реки Волги	-0.356 ³	0.106 ¹	-0.219 ²	-0.145 ²
Северо-Кавказский регион	-0.166 ³	-0.039	-0.274 ³	-0.056
Оставался на повторное обу- чение	-0.268	0.302	1.028 ³	-0.497
Возраст		0.034 ¹		-0.008
Возраст ² / 100		-0.081 ³		0.039*
По характеру – победитель		0.076		0.044
Элементарная, неквалифи- цированная, работа в 1990		0.173 ¹		-0.144
Константа	1.734 ³	-0.244	2.951 ³	-0.663 ²
Наблюдений	10260	10260	10257	10257
Цензурированных наблюде- ний	1626		9119	
$\hat{\sigma}_1$	0.880		1.278	
ρ	-0.537		-0.848	
LR-тест ($\rho=0$)	35.540 ³		66.949 ³	

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень зна-
чимости 1%. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.

Сравнение результатов, представленных в табл. 5 и 6 для официально зарегистрированных на работе наемных работников, показывает, что в том случае, когда образование является сигналом (профессии 1, 4), отдача на образование - выше. Это соответствует слабой гипотезе скрининга.

Заключение

Полученные в ходе эмпирического исследования оценки функций доходов в большинстве случаев отклоняют сильную гипотезу скрининга. К этому выводу приводят статистически значимо отличающиеся от нуля коэффициенты при длительности обучения в уравнениях доходов респондентов, не проходящих скрининг с использованием образовательных сигналов в своей трудовой деятельности. К этой категории относятся большинство самозанятых и некоторые группы наемных работников. Самозанятые (за исключением отдельных профессионалов) не используют образование как сигнал о своей производительности для повышения доходов на рынке труда. Это же может относиться и к наемным работникам определенных профессий. Наблюданная отдача от образования этих участников рынка труда говорит о том, что образование все-таки повышает их человеческий капитал. В то же время, например, в рамках незарегистрированной занятости для некоторых профессий нам не удалось обнаружить статистически значимую отдачу от образования. Что это – свидетельство справедливости сильной гипотезы скрининга для этих видов занятости или профессий, или недостаточное количество наблюдений для обнаружения статистической значимости отдачи от образования? И тот и другой ответы пока имеют право на существование и требуют дальнейшей проверки.

Результаты проведенного исследования однозначно говорят, что слабая гипотеза скрининга не противоречит ситуации, сложившейся на российском рынке труда (не противоречит данным РМЭЗ). Образование для большинства видов занятости и профессий, несомненно, является инвестициями в человеческий капитал – это очевидный факт. В то же время, образование может быть использовано участниками рынка труда в качестве сигнала своих способностей и производительности. Этот сигнал вознаграждается рынком труда более высоким доходом как следствие более высокого качества услуг, предоставляемых владельцем этого сигнала.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аистов А.В. О развитии некоторых форм самозанятости в России в 1994–2002 годах // Экономический Журнал ВШЭ. 2005. Т. 9. № 2.
2. Аистов А.В. Эмпирические оценки отдачи от образования в условиях самозанятости и работы по найму в России / Труды 28-й международной научной школы-семинара «Системное моделирование социально-экономических процессов». Часть 1. Нижний Новгород, 6 - 10 октября 2005 г. Под ред. д.э.н. В.Г. Гребенникова, д.э.н. Р.М. Качалова, к.э.н. И.Н. Щепиной. М.: ЦЭМИ РАН, 2006. С. 83-85.
3. Аистов А.В. Оценки отдачи на образование в официальной и незарегистрированной занятости в России / Системное моделирование социально-экономических процессов: труды 29-ой международной научной школы-семинара, Воронеж, 9 - 13 октября 2006 г. Часть I/ под ред. д-ра экон. Наук В.Г. Гребенникова, канд. экон. Наук И.Н. Щепиной. - Воронеж: Издательско-полиграфический центр Воронежского государственного университета, 2007. С. 328-332.
4. Бессонов И.О. Оценка отдачи от образования. Тестирование теории скрининга в России/ Материалы Юбилейной научной конференции, посвященной 10-летию деятельности ГУ-ВШЭ в Нижегородском регионе. Нижний Новгород, 2007. Том 2, С. 234-239.
5. Денисова И.А., Карцева М.А. Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России: Препринт WP3/2005/02. М.: ГУ-ВШЭ, 2005.
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. Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991-2000 гг.). М.: ТЕИС, 2002.
8. Российский статистический ежегодник. М.: Госкомстат России, 2006.

9. Сабирьянова К. Микроэкономический анализ динамических изменений на российском рынке труда // Вопросы экономики. 1998. № 1. С. 42-58.
10. Фурсенко А.А. Пленарный доклад на VIII Международной научной конференции «Модернизация экономики и общественное развитие» 3—5 апреля 2007 г. М.: ГУ-ВШЭ, 2007.
11. Angrist J.D. and Krueger A. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, 1991, pp. 979-1014.
12. Arrow K. Higher Education as a Filter // *Journal of Public Economics*. 1973. Vol. 2. P. 193-216.
13. Baltagi B.H., Bresson G., and Pirotte A. Fixed effects, random effects or Hausman-Taylor? A pretest estimator. *Economics Letters*, vol. 79, 2003, pp. 361-369.
14. Becker G.S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis. New York: Columbia University Press for NBER. 1964. Ch. 2.
15. Bound J.D., Jaeger D.A., and 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*, vol. 90, 1995, pp. 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. 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.
18. Brunello G. Absolute risk aversion and the returns to education. *Economics of Education Review*, vol. 21, 2002, pp. 635—640.
19. Card D. Estimating the returns to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, vol. 69, 2001, pp. 1127-1160.
20. 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>).
21. Hausman J.A., and Taylor W.E. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, vol. 49, 1981, pp. 1377-1398.
22. Heckman J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error// *Econometrica*. 1979. Vol. 47. P. 153–162.
23. Kawaguchi D. Human capital accumulation of salaried and self-employed workers // *Labour Economics*. 2003. Vol. 10. P. 55–71.
24. Liu L-W., Wong Y-C. Education and Screening A Test // *Economic Inquiry*. 1982. Vol. 20. P. 72–83.
25. Mainar I.G., Montuenga-Gómez V.M. Education returns of wage earners and self-employed workers: Portugal vs. Spain // *Economics of Education Review*. 2005. Vol. 24. P. 161–170.

- 26.Mincer J. On the job training: Costs, Returns and Some Implications // Journal of Political Economy. 1962. Vol. 70. P. 50-79.
- 27.Mincer J., Polacheck S. Family Investment in Human Capital: Earnings of Women // Journal of Political Economy. 1974. Vol.82. P.S76-S108.
- 28.Nesterova D.V., Sabirianova K.Z. Investment in human capital under economic transformation in Russia // EERC Working Paper Series No. 99/04. 1998.
- 29.Psacharopoulos G. On the weak versus the strong version of the screening hypothesis // Economics Letters. 1979. Vol. 4. P. 181-185.
- 30.Riley J. Competitive Signalling // Journal of Economic Theory. 1975. Vol. 10. P. 174–186.
- 31.Riley J. Testing the Educational Screening Hypothesis // Journal of Political Economy. 1979. Vol. 87. P. 227–252.
- 32.Schultz T. Investment in Human Capital // American Economic Review. 1961. Vol. 51. P. 1–17.
- 33.Spence M. Job Market Signaling // The Quarterly Journal of Economics. 1973. Vol. 87. P. 355-374.
- 34.Spence M. Competitive Optimal Responses to Signals: An Analysis of Efficiency and Distribution // Economic Theory. 1974. Vol. 7. P. 296-332.
- 35.Stigler G.J. Information in the Labor Market // Journal of Political Economy. 1962. Vol. 70. P. 94–105.
- 36.Stiglitz J.E.. The theory of screening, education, and the distribution of income // American Economic Review. 1975. Vol. 65. P. 283–300.
- 37.Taubman P.J., Wales T.J. Higher Education, Mental Ability and Screening // Journal of Political Economy. 1973. Vol. 81. P. 28–55.
- 38.Trostel P., Walker I., and Woolley P. Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour Economics*, vol. 9, 2002, pp. 1-16.
- 39.Wiles P. The Correlation Between Education and Earnings. The External-Test-Not-Content Hypothesis (ETNC)' // Higher Education. 1974. Vol. 3. P. 43–58.
- 40.Wolpin K.I. Education and Screening // The American Economic Review. 1977. Vol. 67. P. 949-958.
- 41.Ziderman A. Evidence on Screening: P Tests for Israel// Economics of Education Review. 1992. Vol. 11. No. 1. P. 67-69.

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, членчили или делали что-то другое?

Приложение 2.

Модель Хаусмана и Тейлора (1981) может быть представлена в следующем виде:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + X_{1it} \beta_1 + X_{2it} \beta_2 + Z_{1i} \gamma_1 + Z_{2i} \gamma_2 + \varepsilon_{it} .$$

Индивидуальные эффекты α_i коррелируют с эндогенными объясняющими переменными, обозначенными векторами X_{2it} и Z_{2i} , но не коррелируют с экзогенными переменными, представленными векторами X_{1it} and Z_{1i} , где Z_{1i} и Z_{2i} инвариантны во времени, а X_{1it} и X_{2it} изменяются во времени. Предполагается, что α_i распределены по закону $\text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ и $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ и независимы друг от друга. Все объясняющие переменные не коррелируют с ε_{it} .

Hausman и Taylor (1981) предложили инструментальный метод оценивания, в котором выражение (A.4) умножается на $\Omega^{-1/2}$, где Ω - корреляционная матрица случайных компонент $\alpha_i + \varepsilon_{it}$, и после этого выполняется 2SLS процедура с использованием инструментов $[Q, X_1, Z_1]$. Q – матрица преобразования внутри индивидуумов с характерным элементом $X_{it}^* = X_{it} - \bar{X}_i$, где через X обозначены X_1 или X_2 , \bar{X}_i - соответствующее индивидуальное среднее. Это эквивалентно выполнению 2SLS с $[X^*, \bar{X}_1, Z_1]$ в качестве набора инструментов (Baltagi, Bresson и Pirotte 2003).

Если модель правильно идентифицирована в том смысле, что число изменяющихся во времени экзогенных регрессоров не меньше числа неизменных во времени эндогенных регрессоров, то НТ оценки являются более эффективными, чем оценки в модели с фиксированными эффектами.

Приложение 3.

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

Вы работаете на предприятии, в организации 1

Не на предприятии, не в организации 2 ⇒

⇒ [ПЕРЕХОДИТЕ К 29.А.]

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

Предпринимательством или индивидуальной трудовой деятельностью
.....1

Или Вы работаете на частное лицо 2

29.В. На этой работе Вы работаете...?

(Один/одна) или с членами семьи, друзьями 1

Регулярно привлекая наёмных работников 2

Время от времени привлекая наёмных работников . . 3

Приложение 4.

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, 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 5.

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

Ра-унд	Год	Безра-ботные	Наем-ные работ-ники	Самозанятые		Не входят в рабочую силу	Всего
				Инди-ви-дуаль-ные	Работо-датели		
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 6.

Средние значения логарифма реальных почасовых доходов и длительности обучения респондентов согласно их ответам на анкеты РМЭЗ

	Годы					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Натуральный логарифм реальных почасовых доходов в ценах 2000 г.						
Наемные работники	2,19	2,42	2,58	2,63	2,72	2,82
Индивидуальные са- мозанятые	2,75	2,81	2,95	3,03	3,07	3,10
Работодатели	2,60	3,04	2,83	3,01	3,14	3,15
Длительность обучения (годы)						
Наемные работники	12,51	12,78	12,93	13,15	13,27	13,42
Индивидуальные са- мозанятые	12,12	12,61	12,97	12,99	13,10	13,01
Работодатели	13,60	13,81	13,63	14,23	13,68	14,27

Приложение 7.

Оценки функции доходов наемных работников (во всех моделях, кроме L, зависимая переменная – натуральный логарифм реальных почасовых доходов)

	OLS	RE	FE	SC	L			
					1	3	4	5
Длительность обучения	0,078 ³	0,083 ³	0,111 ³	0,081 ³	-0,082 ³	-0,28 ³	0,123 ³	-0,176 ³
Стаж на последнем месте	0,005 ³	0,005 ³	0,004 ³	0,005 ³				
Пол	-0,372 ³	-0,378 ³	0,000	-0,489 ³	0,051	-0,243 ³	-0,890 ³	0,422 ³
Уровень безработицы	-0,052 ³	-0,058 ³	-0,067 ³	-0,049 ³	0,069 ³	0,061 ³	0,028	0,065 ³
Стаж					-0,183 ³	-0,047 ³	0,031	-0,186 ³
Стаж ² / 100					0,118 ³	-0,170 ³	-0,107	0,013
Возраст					0,031 ¹	0,053 ²	0,144 ²	-0,314 ³
Возраст ² / 100					0,095 ³	0,063 ²	-0,176 ²	0,607 ³
Одинок(ая)					0,465 ³	0,009	-0,275 ²	0,327 ³
Областной центр					-0,170 ³	0,045	-0,242 ¹	-0,300 ³
Город					-0,008	0,142 ¹	-0,070	-0,191 ³
Москва, Санкт-Петербург					0,510 ³	-0,371 ³	-0,231	0,241 ³
Северный и Северо-Западный регионы					-0,224 ²	-0,383 ³	-1,134 ³	-0,523 ³
Волго-Вятский регион, бассейн Волги					0,025	-0,163 ¹	-0,223	-0,025
Северо-Кавказский регион					-0,231 ²	0,380 ³	-0,135	-0,198 ³
Урал					-0,242 ³	-0,268 ³	-0,595 ³	-0,176 ³
Западная Сибирь					-0,154	0,026	0,088	-0,153 ³
Восточная Сибирь, Дальний Восток					-0,085	-0,480 ³	-0,149	-0,271 ³
Константа	2,092 ³	2,091 ³	1,593 ³	2,604 ³	-2,500 ³	-4,571 ³	-8,070 ³	5,453 ³
Ковариация остатков 1					-0,447 ¹			
Ковариация остатков 2					-0,176 ³			
Ковариация остатков 3					-1,041 ³			
Ковариация остатков 4					13,101 ³			
Ковариация остатков 5					1,066 ³			
Наблюдений	27159	27159	27159	21440	51881	51881	51881	51881
Индивидуумов		8938	8938					
R ² adj.	0,135			0,160				
R ² within		0,048	0,048					
R ² between		0,178	0,124					
R ² overall		0,135	0,095					
ρ		0,469	0,602					
Тест	1063,29	7444,2	38,43		27055	27055	27055	27055

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. OLS – метод наименьших квадратов, RE – модель со случайными эффектами, FE – модель с фиксированными эффектами, SC – модель с коррекцией ошибок, вызванных неслучайной выборкой, L – мультиномиальная логит модель с зависимой переменной, принимающей значения: 1- безработный, 2 – наемный работник (базовый отклик), 3 - индивидуальный самозанятый, 4 – работодатель, 5 – не входит в состав рабочей силы. Тест: OLS - F-тест, RE - LM-тест Бреуш-Пагана ($\sigma^2_{\alpha} = 0$), FE – тест Хаусмана, BE - тест Хаусмана, L – LR-тест.

Приложение 8.

Оценки функции доходов индивидуальных самозанятых (во всех моделях, кроме L, зависимая переменная – натуральный логарифм реальных почасовых доходов)

	OLS	RE	FE	SC	L			
					1	3	4	5
Длительность обучения	0,060 ³	0,048 ³	0,020	0,065 ³	-0,082 ³	-0,28 ³	0,123 ³	-0,176 ³
Стаж на последнем месте	0,002	0,005	0,002	0,006				
Пол	-0,337 ³	-0,331 ³	0,000	-0,372 ³	0,051	-0,243 ³	-0,890 ³	0,422 ³
Уровень безработицы	-0,025 ²	-0,036 ³	-0,066 ³	-0,040 ³	0,069 ³	0,061 ³	0,028	0,065 ³
Стаж					-0,183 ³	-0,047 ³	0,031	-0,186 ³
Стаж ² / 100					0,118 ³	-0,170 ³	-0,107	0,013
Возраст					0,031 ¹	0,053 ²	0,144 ²	-0,314 ³
Возраст ² / 100					0,095 ³	0,063 ²	-0,176 ²	0,607 ³
Одинок(ая)					0,465 ³	0,009	-0,275 ²	0,327 ³
Областной центр					-0,170 ³	0,045	-0,242 ¹	-0,300 ³
Город					-0,008	0,142 ¹	-0,070	-0,191 ³
Москва, Санкт-Петербург					0,510 ³	-0,371 ³	-0,231	0,241 ³
Северный и Северо-Западный регионы					-0,224 ²	-0,383 ³	-1,134 ³	-0,523 ³
Волго-Вятский регион, бассейн Волги					0,025	-0,163 ¹	-0,223	-0,025
Северо-Кавказский регион					-0,231 ²	0,380 ³	-0,135	-0,198 ³
Урал					-0,242 ³	-0,268 ³	-0,595 ³	-0,176 ³
Западная Сибирь					-0,154	0,026	0,088	-0,153 ³
Восточная Сибирь, Дальний Восток					-0,085	-0,480 ³	-0,149	-0,271 ³
Константа	2,491 ³	2,743 ³	3,176 ³	6,119 ³	-2,500 ³	-4,571 ³	-8,070 ³	5,453 ³
Ковариация остатков 1					-2,825 ²			
Ковариация остатков 2					3,285 ³			
Ковариация остатков 3					-0,391 ²			
Ковариация остатков 4					6,750 ³			
Ковариация остатков 5					2,683 ³			
Наблюдений	743	743	743	743	51881	51881	51881	51881
Индивидуумов		333	333					
R ² adj.	0,064				0,090			
R ² within		0,035	0,038					
R ² between		0,046	0,007					
R ² overall		0,067	0,017					
ρ		0,634	0,717					
Тест	13,771	146,16	6,18		27055	27055	27055	27055

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. OLS – метод наименьших квадратов, RE – модель со случайными эффектами, FE – модель с фиксированными эффектами, SC – модель с коррекцией ошибок, вызванных неслучайной выборкой, L – мультиномиальная логит модель с зависимой переменной, принимающей значения: 1- безработный, 2 – наемный работник (базовый отклик), 3 - индивидуальный самозанятый, 4 – работодатель, 5 – не входит в состав рабочей силы. Тест: OLS - F-тест, RE - LM-тест Бреуш-Пагана ($\sigma^2_{\alpha} = 0$), FE – тест Хаусмана, BE - тест Хаусмана, L – LR-тест.

Приложение 9.

Оценки функции доходов работодателей (во всех моделях, кроме L, зависимая переменная – натуральный логарифм реальных почасовых доходов)

	OLS	RE	FE	SC	L			
					1	3	4	5
Длительность обучения	0,061 ³	0,078 ³	0,053	0,049 ²	-0,082 ³	-0,28 ³	0,123 ³	-0,176 ³
Стаж на последнем месте	-0,009	0,000	0,014	-0,008				
Пол	-0,188 ¹	-0,310 ³	0,000	-0,176	0,051	-0,243 ³	-0,890 ³	0,422 ³
Уровень безработицы	-0,055 ³	-0,057 ³	-0,062 ¹	-0,060 ³	0,069 ³	0,061 ³	0,028	0,065 ³
Стаж					-0,183 ³	-0,047 ³	0,031	-0,186 ³
Стаж ² / 100					0,118 ³	-0,170 ³	-0,107	0,013
Возраст					0,031 ¹	0,053 ²	0,144 ²	-0,314 ³
Возраст ² / 100					0,095 ³	0,063 ²	-0,176 ²	0,607 ³
Одинок(ая)					0,465 ³	0,009	-0,275 ²	0,327 ³
Областной центр					-0,170 ³	0,045	-0,242 ¹	-0,300 ³
Город					-0,008	0,142 ¹	-0,070	-0,191 ³
Москва, Санкт-Петербург					0,510 ³	-0,371 ³	-0,231	0,241 ³
Северный и Северо-Западный регионы					-0,224 ²	-0,383 ³	-1,134 ³	-0,523 ³
Волго-Вятский регион, бассейн Волги					0,025	-0,163 ¹	-0,223	-0,025
Северо-Кавказский регион					-0,231 ²	0,380 ³	-0,135	-0,198 ³
Урал					-0,242 ³	-0,268 ³	-0,595 ³	-0,176 ³
Западная Сибирь					-0,154	0,026	0,088	-0,153 ³
Восточная Сибирь, Дальний Восток					-0,085	-0,480 ³	-0,149	-0,271 ³
Константа	2,668 ³	2,398 ³	2,641 ²	3,375 ²	-2,500 ³	-4,571 ³	-8,070 ³	5,453 ³
Ковариация остатков 1					-0,806			
Ковариация остатков 2					2,575 ²			
Ковариация остатков 3					-4,860 ²			
Ковариация остатков 4					0,575			
Ковариация остатков 5					3,082 ³			
Наблюдений	419	419	419	418	51881	51881	51881	51881
Индивидуумов		245	245					
R ² adj.	0,067			0,092				
R ² within		0,024	0,030					
R ² between		0,142	0,083					
R ² overall		0,070	0,043					
ρ		0,483	0,642					
Тест	8,555	89,17	1,57		27055	27055	27055	27055

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. OLS – метод наименьших квадратов, RE – модель со случайными эффектами, FE – модель с фиксированными эффектами, SC – модель с коррекцией ошибок, вызванных неслучайной выборкой, L – мультиномиальная логит модель с зависимой переменной, принимающей значения: 1- безработный, 2 – наемный работник (базовый отклик), 3 - индивидуальный самозанятый, 4 – работодатель, 5 – не входит в состав рабочей силы. Тест: OLS - F-тест, RE - LM-тест Бреуш-Пагана ($\sigma^2_{\alpha} = 0$), FE – тест Хаусмана, BE - тест Хаусмана, L – LR-тест.

Приложение 10.

Оценки функции доходов с включением индикаторов статусов занятости в качестве объясняющих переменных (зависимая переменная – натуральный логарифм реальных почасовых доходов)

	OLS	RE	FE	НТ	
Длительность обучения	0.047 ³	0.054 ³	0.075 ³	0.079 ³	X_2
Индивидуальный самозанятый ×	-0.002	-0.004 ¹	-0.007 ²	-0.007 ³	X_2
Длит-ть обучения					
Работодатель × Длительность обу-	-0.034 ¹	-0.047 ³	-0.056 ³	-0.056 ³	X_2
чения					
Индивидуальный самозанятый	0.443 ³	0.472 ³	0.461 ³	0.463 ³	X_2
Работодатель	0.919 ³	0.982 ³	0.934 ³	0.934 ³	X_2
Стаж	0.019 ³	0.020 ³	0.072 ³	0.070 ³	X_1
Стаж ² / 100	-0.035 ³	-0.036 ³	-0.076 ³	-0.091 ³	X_1
Управляющий, крупный чиновник	0.364 ³	0.280 ³	0.103 ¹	0.103 ²	X_2
Профессионал	0.227 ³	0.185 ³	0.103 ¹	0.099 ²	X_2
Техники и соответствующий про-	0.194 ³	0.165 ³	0.090 ¹	0.091 ²	X_2
фессионал					
Клерк	0.140 ³	0.120 ³	0.066	0.067	X_2
Ремесленник и связанная с этим	0.264 ³	0.215 ³	0.142 ³	0.139 ³	X_2
ремеслом торговля					
Работник предприятия, оператор	0.197 ³	0.169 ³	0.120 ²	0.120 ²	X_2
машин, сборщик					
Элементарная (неквалифицирован-	-0.094 ³	-0.066 ²	0.041	0.041	X_2
ная) работа					
Мужчина	0.283 ³	0.294 ³		0.113	Z_1
Одинокий	0.018	0.015	-0.001	0.059 ¹	X_1
Город	0.425 ³	0.421 ³	0.094	0.198	X_2
Москва и Санкт–Петербург	0.680 ³	0.691 ³		0.343 ²	Z_1
Северный и Северо–Западный ре-	0.595 ³	0.596 ³		0.632 ³	Z_1
гионы					
Центральный и Центрально–	0.137 ³	0.137 ³		0.253 ³	Z_1
черноземный регионы					
Восточно–Сибирский и Дальнево-	0.219 ³	0.231 ³		0.361 ³	Z_1
сточный регионы					
Победитель	0.182 ³	0.195 ³		4.262 ³	Z_2
Константа	0.642 ³	0.509 ³	0.657 ²	-12.244 ³	
Число наблюдений	16523	16523	16523	16523	
Число индивидуумов		6610	6610	6610	
R^2 adj.	0.238				
R^2 within		0.021	0.040		
R^2 between		0.316	0.036		
R^2 overall		0.237	0.037		
σ_e		0.649	0.649	0.649	
ρ		0.397	0.675	0.943	
Тест	235.097 ³	2168.50 ³	258.89 ³	23.39	

Примечания: ¹ - уровень значимости 10%; ² - уровень значимости 5%; ³ - уровень значимости 1%. Тест: OLS - F-тест, RE - LM-тест Бреуш-Пагана ($\sigma^2_{\alpha} = 0$), FE – тест Хаусмана, НТ - тест Хаусмана. X_1 – изменяются во времени экзогенные, Z_1 – постоянные во времени экзогенные, X_2 – изменяются во времени эндогенные, Z_2 – постоянные во

времени эндогенные регрессоры. Переменная «Победитель» является результатом усреднения ответов на два вопроса о том, насколько респондент воспринимает себя худшим по отношению к другим и неудачником, ответы на каждый из вопросов градуированы: 1 – полностью согласен, 2 – согласен, 3 – не согласен, 4 – совсем не согласен.

Приложение 11.

Классификатор профессий, без учета военных.

- 1 – законодатели, старшие управляющие, крупные чиновники;
- 2 – профессионалы;
- 3 – специалисты-техники и соответствующие профессионалы;
- 4 – клерки;
- 5 – сфера обслуживания и работники рынка;
- 6 – квалифицированные сельскохозяйственные работники и работники рыбной промышленности;
- 7 – ремесленники и представители связанный с ними торговли;
- 8 – работники предприятий, операторы машин, сборщики;
- 9 – занятые на элементарных неквалифицированных работах.

Препринт Р1/2007/04

Серия Р1

*Научные доклады лаборатории количественного анализа и
моделирования экономики*

Андрей Валентинович Аистов

**Образование – сигнал или
инвестиции в человеческий капитал
в России?**

Публикуется в авторской редакции