

# ГЕНДЕРНЫЕ РАЗЛИЧИЯ ОТДАЧ ОТ ЧЕЛОВЕЧЕСКОГО КАПИТАЛА С РОСТОМ ВНУТРИФИРМЕННОГО СТАЖА

---

## Введение

Предлагаемое исследование явилось следствием анализа проявлений скрининга на российском рынке труда. Под скринингом мы подразумеваем получение информации о производительности и профессиональных навыках работника при его найме работодателем или бюджетным предприятием.

Согласно теории человеческого капитала, образование повышает уровень человеческого капитала и производительность индивидуума. Согласно информационным теориям основная роль образования – фильтрующая. Производительность индивидуума остается неизменной либо растет незначительно в ходе обучения (различают сильную и слабую гипотезы скрининга, в рамках сильной гипотезы производительность фактически является врожденной способностью индивидуума). Система образования, фильтруя выпускников, позволяет им получить сигнал о своих способностях, который они впоследствии могут использовать на рынке труда. Работодатель или предприятие могут использовать информацию об уровне образования работника в качестве показателя его производительности. В свою очередь, работник использует сертификат об образовании как сигнал о своей производительности и качестве предоставляемых услуг. Если в условиях рынка предельная альтернативная стоимость – оплата труда – стремится к равенству с предельной производительностью индивидуумов, то повышение уровня образования, при прочих равных условиях, приводит к увеличению доходов индивидуумов.

Увлечение россиян получением высшего образования (иногда второго и даже третьего) является интересной тенденцией нашего времени. Действительно ли россияне инвестируют в человеческий капитал или просто приобретают сигнал для позиционирования себя на рынке труда? Предлагаемое исследование является одним из шагов в направлении ответа на данный вопрос. В качестве

первого приближения мы рассмотрим гендерные различия отдачи от полученного до найма на работу образования и их эволюцию с ростом внутрифирменного стажа.

Основной гипотезой исследования является предположение о том, что формальный скрининг с учетом образовательных сигналов на российском рынке наемного труда более важен для женщин, чем для мужчин, с точки зрения проявления его последствий. С ростом внутрифирменного стажа у женщин дольше, чем у мужчин, сохраняются различия в оплате труда, вызванные различиями в уровнях образования при найме на работу.

## Эконометрическая модель

Исследование основано на оценках уравнений доходов минсеровского типа [Mincer, Polachek, 1974], связывающих логарифм доходов с длительностью обучения, трудовым стажем и другими объясняющими и контролирующими переменными.

Упрощенно регрессионную модель можно представить следующим образом:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + S_{it} \beta + R_{it} \gamma + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

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.);  $\gamma$  – вектор коэффициентов;  $\alpha_i$  – неизменные во времени ненаблюдаемые характеристики индивидуума (способности, мотивы и т.п.);  $\varepsilon_{it}$  – 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 использовали бинарные переменные, отражающие уровень достигнутого респондентом образования, в соответствии с полученным сертификатом;  $\beta$  – вектор коэффициентов.

Коэффициенты  $\beta$  отражают ожидаемые отличия логарифмов доходов респондентов, имеющих соответствующий уровень образования по сравнению с базовой категорией, при прочих равных условиях – одинаковых значениях остальных регрессоров, включенных в модель (1). Заметим, что эти коэффициенты некорректно интерпретировать как частные или социальные «нормы отдачи на образование»; но, во-первых, эти нормы можно оценить с использованием  $\beta$  [Заработная плата в России, 2007, с. 354–356], во-вторых, в соответствии с выдвинутой выше гипотезой нас интересуют не абсолютные отдачи на образование, а динамики  $\beta$  с ростом внутрифирменного стажа.

На первый взгляд, выполнение оценок  $\beta$  не выглядит проблемным. Если оценки выполняются на выборке респондентов, имеющих определенный ста-

тус занятости, необходимо корректировать смещение оценок из-за самоотбора наблюдений (выборки не являются случайными – распределение  $\varepsilon$  не симметричное). Для этого обычно используется хорошо известная процедура Хекмана, включающая в себя бинарную модель выбора, или выполняется соответствующая оценка методом максимального правдоподобия. Более уместной выглядит коррекция смещений оценок коэффициентов модели (1) с использованием результатов оценки модели множественного выбора [Bourguignon, Fournier, Gurgand, 2001]. Пренебрежение обрезанием хвостов распределения  $\varepsilon$  (из-за самоотбора наблюдений) может дать заметное занижение оценок  $\beta$  на малых выборках.

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. Если эти переменные положительно коррелируют с уровнем образования – объясняющей переменной, – отдача от образования, оцененная без учета этой корреляции, оказывается завышенной [Brunello, 2002; Trostel, Walker, Woolley, 2002]. Известными действиями в такой ситуации являются использование инструментальных методов оценивания, включение в модель контролирующих переменных и выполнение оценок на выборках, состоящих из близнецов или братьев и сестер. Парадоксально, но при использовании инструментов часто наблюдается еще большее завышение оценок  $\beta$  [Card, 2001]. Вводить в модель контролирующие переменные, такие как результаты IQ-тестов, бессмысленно, поскольку они не связаны со способностями получать доходы. Репрезентативные выборки близнецов и братьев, судя по доступной нам информации, в России отсутствуют.

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

Хаусман и Тейлор [Hausman, 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, устраняется неопределенность выбора инструментов и выполняются более эффективные оценки, чем в FE-модели. Балтаги, Брессон и Пиротт [Baltagi, Bresson, Pirotte, 2003] доказали приемлемость процедуры Хаусмана – Тейлора (НТ) в общем случае. К сожалению, опыт автора данной статьи показал, что НТ-оценки чувствительны к ошибкам выбора экзогенных регрессоров, хотя часто дают правдоподобные результаты [Аистов, 2007].

Перед тем как выбрать метод оценивания уравнения (1), заметим следующее. Во-первых, упомянутые выше эконометрические эффекты являются разнонаправленными. Некоторые модели завышают, другие занижают оценки  $\beta$ . Во-вторых, нас интересуют не абсолютные, а относительные значения  $\beta$ . Интересно проследить динамику данных коэффициентов с ростом внутрифирменного стажа работников и проанализировать гендерные различия. В-третьих, OLS-оценки достаточно оптимистичны. Если они дадут хорошие результаты, то дальше можно будет обсуждать их корректность, но если результаты будут статистически незначимы, то обычно не стоит предпринимать попытки по их уточнению. Поэтому в качестве первого приближения для ответа на сформулированный выше вопрос и доказательства выдвинутой вслед за этим гипотезы воспользуемся OLS-оценками.

## Данные

Предлагаемое исследование выполнено на основе 9–15 раундов РМЭЗ. Это панельное обследование является репрезентативным по России. Раунды, охватывающие 2000–2006 гг., выбраны по двум причинам. Во-первых, это период относительно спокойного развития экономики России. Во-вторых, начиная с девятого раунда в анкетах появились вопросы, позволяющие более четко отделить некоторых самозанятых от наемных работников.

В рамках предлагаемого исследования использованы данные лишь по первичной занятости. В выборку включены респонденты от 15 до 72 лет. В каждом из раундов более 90% респондентов были опрошены в октябре–ноябре; в 14 и 15 раундах некоторые респонденты были опрошены в январе последующего года. К счастью, очень малая доля респондентов попадает на декабрьские выплаты – это достаточно важно для нашего исследования.

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

Оценки были выполнены для работников государственных предприятий. Из выборки исключены респонденты, изменившие свой уровень образования в период работы на последнем месте занятости (их около 4,5% в каждом раунде).

В уравнениях доходов в качестве зависимых переменных нами 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 [Индексы потребительских цен; Российский статистический ежегодник, 2007].

Для контроля на человеческий капитал, приобретенный в ходе предшествующей последней месту занятости трудовой деятельности, в регрессию была введена переменная «Предшествующий трудовой стаж», равная общему трудовому стажу за вычетом стажа работы на последнем месте. Названия остальных регрессоров являются самообъясняющимися.

В качестве базовой категории при создании бинарных переменных, отражающих уровень образования, приняты работники без среднего образования, а также те, кто ранее учились в ФЗУ, ПТУ, техникуме, училище, но не получили сертификат, и имевшие сертификат об окончании ПТУ, ФЗУ, ФЗО без среднего образования.

## Результаты

Уравнения доходов были оценены отдельно для групп респондентов, имевших стаж работы на последнем месте занятости в интервалах от 0 до 2 лет, от 1 года до 3 лет и т.д., последняя оценка – от 35 до 37 лет. Примеры оценок для респондентов с внутрифирменным стажем от 2 до 4 лет приведены в табл. 1.

Оценки, выполненные на объединенной выборке мужчин и женщин, показали превышение доходов работников с высшим образованием над доходами других работников. Причем уровни институт – университет и аспирантура – докторантура не сильно отличались по отдачам от образования. Наблюдаемые средние значения коэффициентов при данных уровнях образования были равны 0,6, что означает примерно 80-процентное превышение доходов этих работников над базовой категорией при прочих равных условиях (см. набор контролирующих и объясняющих переменных в табл. 1). Эта тенденция наблюдалась примерно до 12 лет внутрифирменного стажа. Работники с другими уровнями образования демонстрировали в среднем 22-процентное превышение доходов над доходами работников базовой категории. Примерно до 6 лет внутрифирменного стажа наблюдалось 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 были сильно зашумлены. Наблюдался большой всплеск доходов работников с внутрифирменным стажем 13–18 лет. Этот всплеск можно объяснить особенностью формирования выборки наблюдений. По-видимому, эти работники встретили и наблюдали Перестройку без смены предприятия. Такое постоянство могли сохранить лишь те работники, которые имели относительно высокую заработную плату. Повторяющиеся друг друга всплески доходов наблюдались у всех работников, с такими оговорками различия отдач от уровней образования прослеживались примерно до 25 лет внутрифирменного стажа.

Таблица 1.

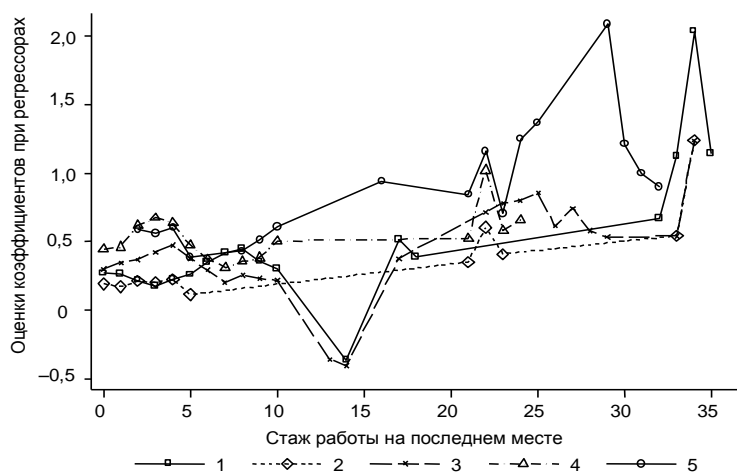
Оценки уравнений доходов наемных работников со стажем работы на последнем месте занятости от 2 до 4 лет, включительно (пул-модели, 2000–2006 гг.)

	Все	Мужчины	Женщины
Средняя школа	0,123**	0,218***	0,039
ПТУ со средним образованием, техническая школа	0,212***	0,213***	0,178***
Техникум; медицинское, педагогическое, художественное училище	0,377***	0,367***	0,344***
Институт, университет	0,658***	0,622***	0,637***
Аспирантура, докторантура	0,732***	0,592***	0,759***
Предшествующий трудовой стаж	0,021***	0,004	0,027***
Квадрат предшествующего трудового стажа / 100	-0,050***	-0,032***	-0,049***
Пол	-0,435***		
Одинокий(ая)	-0,036	-0,333***	0,051
Областной центр	0,371***	0,435***	0,301***
Город	0,418***	0,495***	0,332***
Отработанное время / 100	0,240***	0,131***	0,319***
Руководители	0,451***	0,525***	0,420***
Специалисты высшего уровня	0,335***	0,353***	0,385***
Специалисты среднего уровня	0,325***	0,336***	0,357***
Служащие	0,405***	0,651***	0,421***
Работники сферы обслуживания	0,267***	0,418***	0,184***
Квалифицированные работники сельского хозяйства	-0,425**	-0,236	-0,788**
Квалифицированные работники промышленности	0,523***	0,489***	0,847***
Работники средней квалификации	0,547***	0,518***	0,591***
Уровень безработицы	-0,071***	-0,069***	-0,075***
Москва и С.-Петербург	-0,158***	-0,118	-0,185**
Север и Северо-Запад	0,489***	0,671***	0,410***
Центральный и Центрально-Черноземный регион	-0,052	-0,030	-0,080

	Все	Мужчины	Женщины
Северный Кавказ	0,170***	0,244***	0,156***
Урал	0,005	0,056	-0,029
Западная Сибирь	0,057	0,027	0,101
Восточная Сибирь и Дальний Восток	0,119***	0,160***	0,130**
Константа	7,841***	8,168***	7,291***
<i>N</i>	3585	1521	2064
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0,367	0,337	0,318
<i>F</i> -тест	75,243***	29,616***	36,613***

Примечание: \*\* – 5-процентный уровень значимости; \*\*\* – 1-процентный уровень значимости.

Более детальный анализ показал различия в затухании образовательных сигналов мужчин и женщин в процессе их работы внутри фирмы (см. пример в табл. 1 и рис. 1 и 2). Координаты по горизонтальной оси на рис. 1 и 2 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.

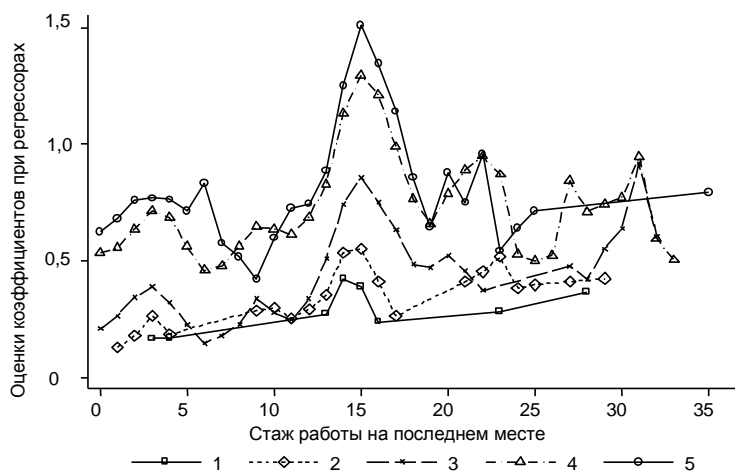


Условные обозначения: 1 – средняя школа; 2 – ПТУ со средним образованием, техническая школа; 3 – техникум, медицинское, педагогическое, художественное училище; 4 – институт, университет; 5 – аспирантура, докторантура.

**Рис. 1.** Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов мужчин

Из рис. 1 видно, что при найме на работу выделяются по оплате мужчины с высшим профессиональным образованием и мало различаются доходы работников с образованием на уровне средней школы, начальным и средним техническими образованием. С ростом внутрифирменного стажа (примерно до 4-х лет), по-видимому, за счет накопления специфического человеческого капитала мужчины со средним техническим образованием приближаются по оплате к мужчинам с высшим образованием. После примерно 4-х лет внутрифирменного стажа образовательные сигналы не дают мужчинам выигрыш в зарплате.

Ситуация на рынке труда женщин выглядит более стабильной. Рис. 2 наводит на мысль о том, что формальный скрининг с использованием образовательных сигналов для женщин более важен, чем для мужчин. Примерно до 8-ми лет внутрифирменного стажа очень четко проявляются различия в оплате труда женщин с высшим образованием и женщин, не позаботившихся о достижении данного уровня образования до найма на работу. С оговорками о том, что на рис. 2 мы вынуждены сравнивать женщин, нанятых на работу как на спаде, так и на подъеме экономики России (наблюдаются колебания доходов), признаки использования женщинами образовательных сигналов прослеживаются примерно до 22 лет внутрифирменного стажа.



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

**Рис. 2.** Динамика оценок коэффициентов при бинарных переменных – уровнях образования – в уравнениях доходов женщин



## Заключение

Приведенные результаты подтверждают гипотезы работ [Psacharopoulos, 1979; Liu, Wong, 1982; Clark, 2000; Kawaguchi, 2003] о том, что образовательные сигналы теряют силу с ростом внутрифирменного стажа работника.

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

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

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

## Литература

Аистов А.В. Образование – сигнал или инвестиции в человеческий капитал в России?: Препринт Р1/2007/04. Нижний Новгород: НФ ГУ ВШЭ, 2007. (<http://hse.nnov.ru/science/lkame/1561.html>)

Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.

Индексы потребительских цен и средние цены на товары и услуги. ([http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/prices/ipc\\_data.htm](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/ipc_data.htm))

Российский статистический ежегодник. М.: Росстат, 2007.

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.

Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: CREST Working Paper. 2001. ([www.crest.fr](http://www.crest.fr))

Brunello G. Absolute Risk Aversion and the Returns To Education // *Economics of Education Review*. 2002. Vol. 21. P. 635–640.

Card D. Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems // *Econometrica*. 2001. Vol. 69. P. 1127–1160.

Clark A. Signalling and Screening in a Transition Economy. Three Empirical Models Applied to Russia: Discussion Paper № 2000/03. 2000. (<http://www.som.hw.ac.uk/cert>)

Hausman J.A., Taylor W.E. Panel Data and Unobservable Individual Effects // *Econometrica*. 1981. Vol. 49. P. 1377–1398.

Kawaguchi D. Human Capital Accumulation of Salaried and Self-employed Workers // *Labour Economics*. 2003. Vol. 10. P. 55–71.

Liu L-W., Wong Y-C. Education and Screening A Test // *Economic Inquiry*. 1982. Vol. 20. P. 72–83.

Mincer J., Polachek S. Family Investment in Human Capital: Earnings of Women // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82. P. S76–S108.

Psacharopoulos G. On the Weak Versus the Strong Version of the Screening Hypothesis // *Economics Letters*. 1979. Vol. 4. P. 181–185.

Trostel P., Walker I., Wooley P. Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries // *Labour Economics*. 2002. Vol. 9. P. 1–16.