

Глава 4

ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ ИНВЕСТИЦИЙ В ВЫСШЕЕ И СРЕДНЕЕ ПРОФЕССИОНАЛЬНОЕ ОБРАЗОВАНИЕ В СОВРЕМЕННЫХ РОССИЙСКИХ УСЛОВИЯХ

Решение о выборе индивидуальной образовательной траектории формируется с учетом множества факторов, отражающих текущие и перспективные условия на рынке труда, личные нематериальные потребности и склонности, возможность поступления на различные образовательные программы и вероятность их успешного завершения, культурный и социальный капитал семьи абитуриента. С точки зрения теории человеческого капитала Т. Шульца¹ и Г. Беккера² это решение должно базироваться на стремлении приобрести такие знания и навыки, которые будут востребованы на рынке труда и позволят в перспективе получать повышенные доходы от профессиональной деятельности. Альтернативой теории человеческого капитала является теория образовательных сигналов М. Спенса, согласно которой получение образования не сколько способствует развитию профессиональных знаний и навыков, сколько позволяет приобрести сигнал о своих способностях и определяемой ими будущей производительности³.

Исследования, посвященные оценке эффективности инвестиций в образовательный капитал по различным направлениям подготовки в российских условиях, делают акцент на измерении отдачи от образования с использованием различных модификаций модели Дж. Минцер⁴. Например, И.А. Денисовой и М.А. Карцевой⁵ были получены

¹ *Shultz T.W.* Investment in human capital // *The American Economic Review*. 1961. Vol. 51. No. 1. P. 1–17; *Schultz T.W.* *The Economic Value of Education*. N.Y.: Columbia University Press, 1963.

² *Becker G.S.* Investment in human capital: A theoretical analysis // *The Journal of Political Economy*. 1962. Vol. 70. No. 5. P. 9–49; *Becker G.S.* *Human capital. A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press, 1993.

³ *Spence M.* Job market signaling // *Quarterly Journal of Economics*. 1973. Vol. 87. P. 355–374.

⁴ *Mincer J.* Investment in human capital and personal income distribution // *The Journal of Political Economy*. 1958. Vol. 66. No. 4. P. 281–302.

⁵ *Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России // *Прикладная эконометрика*. 2007. № 1. С. 30–57.

оценки отдачи на получение высшего и среднего профессионального образования по различным группам специальностей в российских условиях. А.В. Аистовым общая отдача на образование была декомпозирована на составляющие, характеризующие отдачу на инвестиции в человеческий капитал и приобретение образовательного сигнала о своих способностях и ожидаемой производительности¹. В коллективной монографии под редакцией В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшников² было проведено комплексное и разностороннее исследование отдачи на образование в российских условиях. С.Ю. Рошиным и В.Н. Рудаковым³ было раскрыто влияние качества вуза, а В.Н. Рудаковым, И.С. Чириковым, С.Ю. Рошиным и Д.С. Дрожжиной⁴ – успеваемости в вузе на заработную плату выпускников. И.А. Праховым⁵ были выявлены факторы, определяющие ожидаемую отдачу от получения высшего образования по различным направлениям подготовки.

Однако в этих исследованиях недостаточное внимание уделяется учету многих важных составляющих издержек и выгод инвестирования в получение образования – стоимости обучения, размеру стипендий, снижению вероятности безработицы для лиц с лучшим образованием, выгодам нематериального характера (например, возможности получить удовлетворение от характера профессиональной деятельности). Кроме того, в работах российских авторов обычно не рассчитывается эффективность инвестиций в образование для государственного бюджета и общества в целом (которую в принципе невозможно определить исключительно на основе коэффициентов модели Дж. Минцера).

Целью исследования, представленного в данной главе монографии, является получение оценок частной и бюджетной эффективности инвестиций в высшее и среднее профессиональное образование с учетом специфики направления подготовки на основе использования данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения⁶, а также сопоставления издержек и выгод финансирования

¹ Аистов А.В. О фильтрующей роли образования в России // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2009. № 3. С. 452–481.

² Российский работник: образование, профессия, квалификация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2011.

³ Рошин С.Ю., Рудаков В.Н. Влияние «качества» вуза на заработную плату выпускников // Вопросы экономики. 2016. № 8. С. 74–95.

⁴ Рудаков В.Н., Чириков И.С., Рошин С.Ю., Дрожжина Д.С. Учись, студент? Влияние успеваемости в вузе на стартовую заработную плату выпускников // Вопросы экономики. 2017. № 3. С. 77–102.

⁵ Прахов И.А. Детерминанты ожидаемой отдачи от высшего образования в Москве // Вопросы образования. 2017. № 1. С. 25–57.

⁶ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE). URL: <https://www.hse.ru/rlms>.

получения образования для самого обучающегося и государственного бюджета. Основные положения этого исследования впервые опубликованы в статье¹.

Наиболее обстоятельным исследованием отдачи на среднее профессиональное и высшее образование в российских условиях с использованием модифицированной модели Дж. Минцера по данным РМЭЗ является работа И.А. Денисовой и И.А. Карцевой². Однако ее авторами не ставилась задача расчета внутренней нормы доходности и чистой приведенной стоимости частных инвестиций в образование, а также показателей бюджетной эффективности инвестиций в образование. Кроме того, эта статья была подготовлена по результатам обработки данных опросов респондентов, проведенных в 1998, 2000 и 2001 годах, которые не отражают специфику современной ситуации. При проведении последующих расчетов мы будем использовать данные 25 волны РМЭЗ, опросы в рамках которой были проведены в 2016 году.

Как и ранее, воспользуемся модификацией классической модели Дж. Минцера³, рассматривающей зависимость логарифма заработной платы от продолжительности полученного образования и фактического или потенциального трудового стажа. При моделировании зависимости логарифма заработной платы от уровня образования, направления подготовки и трудового стажа (в качестве замещающей переменной для которого использовался возраст, что позволило существенно увеличить количество доступных наблюдений) воспользуемся следующей спецификацией уравнения регрессии:

$$\begin{aligned} \ln(w_i) = & b_{11} + \sum_{r=1}^5 b_{2r} \text{reg}_{ri} + b_{12} (\text{age}_i - 18) + b_{12} (\text{age}_i - 18)^2 + b_{13} (\text{age}_i - 18)^3 + \\ & + \sum_{l=1}^2 (b_{3l} \text{lev}_{li} (\text{age}_i - 18) + b_{4l} \text{lev}_{li} (\text{age}_i - 18)^2 + b_{5l} \text{lev}_{li} (\text{age}_i - 18)^3) + \\ & + \sum_{f=1}^9 b_{6f} \text{lev}_{fi} \text{fld}_{fi} + \sum_{f=1}^9 b_{7f} \text{lev}_{2fi} \text{fld}_{fi} + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (4.1)$$

¹ Мельников Р.М. Оценка экономических последствий выбора профиля образования в современных российских условиях // Прикладная эконометрика. 2018. № 1. С. 30–56.

² Денисова И.А., Карцева М.А. Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России // Прикладная эконометрика. 2007. № 1. С. 30–57.

³ Mincer J. Investment in human capital and personal income distribution // The Journal of Political Economy. 1958. Vol. 66. No. 4. P. 281–32; Mincer J. Human capital and the labor market. A review of current research // Educational Researcher. 1989. Vol. 18. No. 4. P. 27–34.

где w_i — заработная плата респондента i в сумме по основному месту работы и по совместительству за последний месяц, reg_{r_i} — фиктивные переменные места жительства респондента (базовой категорией является административный центр субъекта федерации), reg_{1i} — индикатор того, что респондент i проживает в Москве, reg_{2i} — индикатор проживания в Санкт-Петербурге, reg_{3i} — индикатор проживания в городе, не являющимся административным центром субъекта федерации, reg_{4i} — индикатор проживания в поселке городского типа, reg_{5i} — индикатор проживания в сельской местности, age_i — возраст респондента в годах, lev_{1i} — фиктивные переменные уровня образования респондента, lev_{1i} — индикатор того, что высшим уровнем образования для респондента i является среднее профессиональное образование, lev_{2i} — индикатор того, что высшим уровнем образования для респондента i является высшее образование, fld_{fi} — фиктивные переменные направления подготовки f , соответствующего полученному образованию.

Данная спецификация позволяет зависимости зарплаты от потенциального трудового стажа варьировать с учетом уровня образования респондента. Фактор пола учитывается посредством оценивания отдельных регрессий для мужчин и женщин.

Для учета влияния освоенного направления подготовки на уровень заработной платы были использованы данные кода профессии по международному классификатору ISCO2008, на основе которого, как и ранее, рассматривались девять групп специальностей — технические специальности ($f=1$), специальности в сфере информационных и коммуникационных технологий ($f=2$), специальности в сфере услуг ($f=3$), медицинские специальности ($f=4$), экономические специальности ($f=5$), юридические специальности ($f=6$), гуманитарные специальности ($f=7$), педагогические специальности ($f=8$) и аграрные специальности ($f=9$).

Многие выпускники российских вузов и учреждений среднего профессионального образования работают не по профилю полученного образования¹, что не позволяет им использовать полученные специальные знания и навыки на практике. Однако в процессе обучения формируются также общие знания и навыки, которые могут быть использованы на различных рабочих местах. Если доля общих знаний и навыков, формируемых образовательными программами некоторого профиля, достаточно велика, то инвестиции в образование могут приносить положительную отдачу и в случае работы не по полученной специальности. Кроме того, факт получения выс-

¹ Гимпельсон В.Е. Нужен ли российской экономике человеческий капитал? Десять сомнений // Вопросы экономики. 2016. № 10. С. 129–143.

шего образования формирует важный сигнал, без которого доступ ко многим рабочим местам (как по профилю, так и не по профилю полученного образования) затруднен. Поэтому затраты на получение этого сигнала могут приносить отдачу, даже если они не повышают производительность.

Спецификация (4.1) не позволяет выделить в составе отдачи на образование составляющие отдачи на инвестиции в человеческий капитал и приобретение образовательного сигнала, а также отдачи на общие и специальные знания и навыки. В то же время она позволяет ответить на ключевой с точки зрения выбора индивидуальной образовательной траектории вопрос о том, получение образования по каким направлениям подготовки способствует повышению доходов от трудовой деятельности (и в результате использования специальных знаний и навыков при работе по профилю полученного образования, и в результате использования общих знаний и навыков на других рабочих местах, и в результате использования преимуществ получаемого образовательного сигнала), а какие порождают для их выпускников наибольшие риски получения пониженных доходов (и вследствие низкой отдачи на специальные знания и навыки, и из-за невозможности устроиться на работу по профилю полученного образования, и из-за узкопрофильной подготовки, затрудняющей эффективную адаптацию к непрофильным рабочим местам, и из-за негативного сигнала о личных качествах выпускника).

В исследованиях отдачи от образования распространен подход, который предполагает включение в модель уровня образования в качестве эндогенной переменной¹. Объяснение этому следующее: способности и мотивация абитуриентов не включаются в правую часть уравнения в явном виде, так как их практически невозможно измерить, в результате они входят в уравнение неявно — как часть случайной составляющей. При этом способности и мотивация могут определять как выбор образовательных траекторий, так и последующие доходы от трудовой деятельности — это может быть учтено в модели как корреляция случайной составляющей с переменными уровня образования (и группы образовательных специальностей в настоящем исследовании), то есть как эндогенность. Такой подход требует особых методов оценивания, потому что обычный метод наименьших квадратов дает несостоятельные оценки коэффициентов в моделях с эндогенностью².

¹ Аустов А.В. О фильтрующей роли образования в России // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2009. № 3. С. 452–481.

² Greene W. *Econometric Analysis*. 5th ed. Prentice Hall, 2002. P. 379.

Стандартным способом оценивания отдачи от образования является метод инструментальных переменных¹, при анализе панельных данных — процедура Хаусмана — Тейлора. Для настоящего исследования эти методы не применимы, так как уровень образования и направление подготовки в используемой модели представлены не количественной переменной, а набором бинарных величин. В таком случае учет эндогенности может быть реализован путем оценивания модели множественного выбора на первом этапе и уравнений линейной регрессии для каждой из выделяемых эндогенных категорий на втором этапе — такой подход рассматривается в научных публикациях² в контексте моделирования самоотбора.

Однако при оценивании спецификации (4.1) практическая реализация этого подхода существенно затруднена. Во-первых, количество рассматриваемых потенциально эндогенных категорий очень велико (девять направлений подготовки и два уровня образования, или 18 альтернативных образовательных траекторий, помимо базовой, соответствующей отсутствию высшего и среднего профессионального образования), что не позволяет рассчитывать на получение качественных оценок параметров модели множественного выбора и в результате может привести к неточностям при учете эндогенности. Также можно отметить, что в опубликованных работах, контролирующих самоотбор наблюдений в более чем две подвыборки с использованием модели множественного выбора на первом этапе оценивания и метода наименьших квадратов на втором этапе оценивания³, рассматривается значительно меньше альтернативных категорий.

Во-вторых, серьезные практические затруднения возникают при получении значений переменных, влияющих на латентную полезность выбора различных направлений подготовки. По мнению авторов, эта латентная полезность должна испытывать влияние таких основных факторов, как индекса интеллектуального потенциала (IQ), оценок

¹ Angrist J.D., Krueger A. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings // *Quarterly Journal of Economics*. 1991. Vol. 106. No. 4. P. 979–1014; Card D. Estimating the returns to schooling: progress on some persistent econometric problems // *Econometrica*. 2001. Vol. 69. No. 5. P. 1127–1160.

² Lee L.F. Generalized econometric models with selectivity // *Econometrica*. 1983. Vol. 51. No. 2. P. 507–512; Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons // *Journal of Economic Surveys*. 2007. Vol. 21, No. 1. P. 174–205.

³ Groot W., Verberne M. Aging, job mobility, and compensation // *Oxford Economic Papers*. 1997. Vol. 49. No. 3. P. 380–403; Аистов А.В. О фильтрующей роли образования в России // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2009. № 3. С. 452–481.

в школе по различным предметам (отражающих сильные стороны и интересы абитуриента), профиля образования родителей (отражающего социальный капитал семьи), года окончания школы (поскольку с течением времени наиболее перспективные направления подготовки менялись), региона окончания школы (определяющего наиболее востребованные профессии по месту жительства абитуриента) и среднедушевого реального дохода семьи на момент окончания школы (определяющего финансовую возможность родителей платить за образование ребенка или его подготовку репетиторами к сдаче вступительных экзаменов в вуз или единого государственного экзамена). Большинство этих переменных в данных РМЭЗ не представлены, что существенно затрудняет получение качественных оценок модели множественного выбора, а значит, способствует неточностям при учете эндогенности.

В-третьих, рассматриваемая ситуация выбора образовательной траектории характеризуются сочетанием упорядоченного выбора (применительно к выбору уровня образования) и неупорядоченного выбора (применительно к выбору направления подготовки), что требует разработки нестандартного подхода к моделированию множественного выбора.

В связи с этим при проведении исследования было решено использовать для оценивания уравнения (4.1) метод наименьших квадратов без поправок на возможную эндогенность переменных взаимодействия уровня образования и направления подготовки и самоотбор респондентов. В то же время можно отметить, что необходимость учета эндогенности направления подготовки и самоотбора респондентов при рассмотрении более узкой группы направлений подготовки (не более 3–4, а не 9, как в настоящем исследовании) может мотивировать дальнейшие исследования экономических последствий выбора образовательных траекторий в российских условиях.

Для проведения последующих расчетов из числа всех респондентов, представленных в выборке РМЭЗ, были исключены лица моложе 18 и старше 65 лет, а также учащиеся, инвалиды и пенсионеры, поскольку для этих категорий населения зависимость трудовых доходов от осуществленных инвестиций в образовательный капитал проследиваться не должна. Кроме того, после проведения предварительных расчетов из выборки были исключены наблюдения с аномально большими по абсолютной величине значениями отклонений фактических значений логарифма зарплаты от прогнозируемых по уравнению регрессии (в предположении, что они являются выбросами, обусловленными ошибками при регистрации значения заработной платы). Поскольку тесты Бройша – Пагана, Харви и Глейзера позволили отклонить гипотезу о гомоскедастичности остатков на уровне значимости 5%, при оценке стандартных ошибок была использована поправка Уайта на гетероскедастичность.

Таблица 4.1

**Результаты оценивания регрессионных моделей зависимости
трудовых доходов от полученного образования для мужчин**

Независимая переменная	M4.1	M4.2	M4.3	M4.4
reg_1	0.355***	0.356***	0.353***	0.353***
reg_2	0.128***	0.128***	0.126**	0.126***
reg_3	-0.096***	-0.094***	-0.092***	-0.092***
reg_4	-0.269***	-0.270***	-0.262***	-0.262***
reg_5	-0.332***	-0.332***	-0.325***	-0.325***
$age-18$	0.049***	0.043***	0.045***	0.045***
$(age-18)^2/10$	-0.020**	-0.018***	-0.018***	-0.018***
$(age-18)^3/1000$	0.019	0.017**	0.017*	0.017**
$lev_1 \times (age-18)$	-0.008		0.002	
$lev_1 \times (age-18)/10$	0.006	0.004***	0.002	0.003*
$lev_1 \times (age-18)^2/1000$	-0.012	-0.010**	-0.006	-0.008*
$lev_2 \times (age-18)$	-0.013		-0.002	
$lev_2 \times (age-18)^2/10$	0.014	0.009***	0.009	0.008***
$lev_2 \times (age-18)^3/1000$	-0.025	-0.019***	-0.018	-0.017***
lev_1	0.091			
lev_2	0.232	0.125***		
$lev_1 \times fld_1$			0.062**	0.063**
$lev_1 \times fld_2$			0.163	0.167
$lev_1 \times fld_3$			0.001	0.003
$lev_1 \times fld_4$			-0.019	-0.017
$lev_1 \times fld_5$			-0.106	-0.103
$lev_1 \times fld_6$			-0.134	-0.131
$lev_1 \times fld_7$			0.135	0.138
$lev_1 \times fld_8$			0.189	0.191
$lev_1 \times fld_9$			-0.056	-0.054
$lev_2 \times fld_1$			0.195**	0.178***
$lev_2 \times fld_2$			0.324***	0.307***
$lev_2 \times fld_3$			0.081	0.063
$lev_2 \times fld_4$			0.286**	0.269**
$lev_2 \times fld_5$			0.154*	0.137**
$lev_2 \times fld_6$			0.131	0.113
$lev_2 \times fld_7$			0.175	0.158*
$lev_2 \times fld_8$			-0.060	-0.076
$lev_2 \times fld_9$			0.109	0.092
постоянная	9.841***	9.898***	9.861***	9.863***
R^2	0.192	0.192	0.199	0.199

Примечание. Количество наблюдений – 3587. При расчете стандартных ошибок и определении уровней значимости использована поправка Уайта на гетероскедастичность. *, **, *** – значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Таблица 4.2

**Результаты оценивания регрессионных моделей зависимости
трудовых доходов от полученного образования для женщин**

Независимая переменная	M4.5	M4.6	M4.7	M4.8
reg_1	0.522***	0.525***	0.522***	0.524***
reg_2	0.308***	0.310***	0.334***	0.338***
reg_3	-0.107***	-0.103***	-0.106***	-0.106***
reg_4	-0.009		-0.009	
reg_5	-0.289***	-0.288***	-0.295***	-0.293***
$age-18$	0.029*	0.020***	0.028**	0.021***
$(age-18)^2/10$	-0.010	-0.005***	-0.010	-0.005***
$(age-18)^3/1000$	0.007		0.007	
$lev_1 \times (age-18)$	-0.024		-0.014	
$lev_1 \times (age-18)^2/10$	0.013	0.001***	0.009	
$lev_1 \times (age-18)^3/1000$	-0.017		-0.012	
$lev_2 \times (age-18)$	-0.001		-0.014	
$lev_2 \times (age-18)^2/10$	0.012	0.010***	0.017*	0.009***
$lev_2 \times (age-18)^3/1000$	-0.022	-0.019***	-0.028**	-0.017***
lev_1	0.141			
lev_2	0.114	0.104**		
$lev_1 \times fld_1$			0.068*	0.064**
$lev_1 \times fld_2$			0.312***	0.309***
$lev_1 \times fld_3$			0.100*	0.088
$lev_1 \times fld_4$			0.148***	0.141***
$lev_1 \times fld_5$			0.088*	0.078*
$lev_1 \times fld_6$			0.138	0.120
$lev_1 \times fld_7$			0.025	0.020
$lev_1 \times fld_8$			0.128**	0.123**
$lev_1 \times fld_9$			0.198	0.185
$lev_2 \times fld_1$			0.113	0.090
$lev_2 \times fld_2$			0.113	0.090
$lev_2 \times fld_3$			0.234**	0.208**
$lev_2 \times fld_4$			0.268***	0.243***
$lev_2 \times fld_5$			0.227***	0.201***
$lev_2 \times fld_6$			0.234**	0.208***
$lev_2 \times fld_7$			0.178**	0.153**
$lev_2 \times fld_8$			0.174**	0.150***
$lev_2 \times fld_9$			0.175	0.150
постоянная	9.473***	9.526***	9.478***	9.469***
R^2	0.201	0.200	0.207	0.207

Примечание. Количество наблюдений – 3905. При расчете стандартных ошибок и определении уровней значимости использована поправка Уайта на гетероскедастичность. *, **, *** – значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Результаты оценивания различных модификаций (M4.1–M4.8) базового уравнения (4.1) (таблицы 4.1 и 4.2) свидетельствуют о том, что получение среднего профессионального и особенно высшего образования в современных российских условиях способствует значимому повышению доходов от трудовой деятельности. При этом уровень трудовых доходов мужчин заметно выше в сравнении с уровнем трудовых доходов женщин, особенно на начальной и средней фазах профессиональной карьеры.

В отличие от классической спецификации Дж. Минцера¹, мы использовали кубическую, а не квадратичную зависимость уровня трудовых доходов от потенциального трудового стажа, которая согласно результатам статистических тестов является более предпочтительной для лиц с высшим образованием (коэффициент при переменной потенциального трудового стажа в спецификациях M4.2, M4.4, M4.6 и M4.8 статистически значим на уровне 1%). Максимальный уровень доходов достигается мужчинами на несколько лет раньше, чем женщинами (для лиц с высшим образованием – в 41 год мужчинами и в 47 лет женщинами, для лиц со средним профессиональным образованием – в 36 лет мужчинами и в 40 лет женщинами, для лиц без высшего или среднего профессионального образования – в 33 года мужчинами и в 36 лет женщинами). У лиц старших возрастов доходы от трудовой деятельности мужчин и женщин сближаются.

Гипотеза о том, что группа переменных взаимодействия уровней образования и направлений подготовки не обладает объясняющей способностью, отвергается на уровне значимости 2.5% как для мужчин, так и для женщин (при использовании спецификаций M4.3 и M4.7 для проведения теста). Поэтому в спецификациях M4.4 и M4.8 все переменные взаимодействия уровней образования и направлений подготовки были сохранены, при этом в целях снижения мультиколлинеарности из уравнения были удалены другие незначимые переменные.

Тест Рамсея не указал на наличие возможной ошибки спецификации функциональной формы модели как для мужчин, так и для женщин. Графики зависимости фактических значений логарифма заработной платы от прогнозных (рисунки 4.1 и 4.2) демонстрируют меньшую вариацию прогнозных значений по сравнению с фактическими, но не указывают на явные ошибки спецификации функциональной формы модели, особенно для мужчин.

Превышение разброса фактических значений логарифма зарплаты над фактическими отражает тот факт, что при коэффициенте детерминации порядка 0.2 существуют не учитываемые моделью факторы, влияющие на разброс логарифма зарплат. Однако на стадии выбора

¹ *Mincer J.* Investment in human capital and personal income distribution // *The Journal of Political Economy.* 1958. Vol. 66. No. 4. P. 281–32.

образовательной траектории значения этих факторов неизвестны абитуриенту, оценивающему ожидаемые доходы от своей будущей трудовой деятельности и риски их получения. Поэтому дополнительные объясняющие переменные в спецификацию модели не вводились.

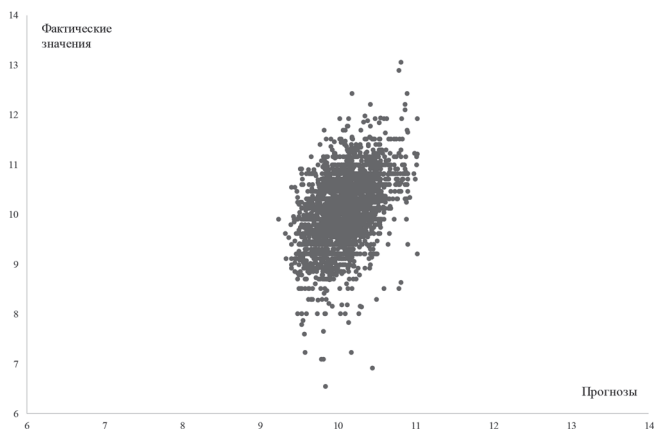


Рис. 4.1. Диаграмма рассеивания прогнозных и фактических значений логарифма зарплаты для мужчин

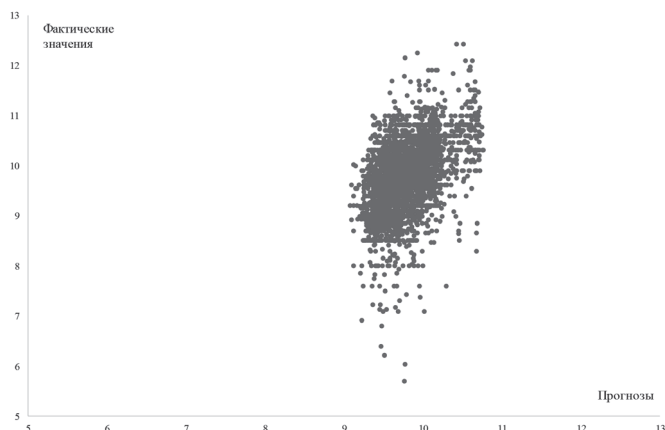


Рис. 4.2. Диаграмма рассеивания прогнозных и фактических значений логарифма зарплаты для женщин

Наибольший прирост заработной платы благодаря осуществленным инвестициям в образовательный капитал для мужчин обеспечивает получение высшего образования в области информационных и коммуникационных технологий, а для женщин — получение высшего медицинского образования. Среди других достаточно выгодных в финансовом плане образовательных траекторий для мужчин можно

отметить варианты получения высшего технического, медицинско-го, экономического и гуманитарного образования, а также среднего образования в области информационных и коммуникационных технологий и среднего технического образования. Для женщин вполне привлекательные в финансовом плане образовательные траектории включают получение высшего юридического, экономического, педагогического и гуманитарного образования, а также высшего образования в сфере услуг и среднего образования в области информационных и коммуникационных технологий.

При этом женщины, получившие высшее образование в области информационных и коммуникационных технологий, зарабатывают, как правило, существенно меньше мужчин с образованием аналогичного профиля. Для мужчин довольно непривлекателен в финансовом плане вариант получения высшего педагогического образования, вполне привлекательный для женщин.

Другой существенной характеристикой материальных выгод от инвестирования в образовательный капитал является снижение вероятности безработицы. В то же время в российских условиях роль этого фактора ниже, чем в международной практике, поскольку для отечественного рынка труда характерен феномен «работающих бедных», когда занятость не гарантирует достойного уровня доходов (и поэтому снижение риска безработицы оказывает меньшее влияние на отдачу от инвестиций в образование). Тем не менее для изучения отдачи от получения образования различных уровней и направлений подготовки с точки зрения снижения риска безработицы отдельно для мужчин и для женщин была оценена модель пробит, в основе которой лежит уравнение вида

$$P(un_i = 1) F[c_{11} + \sum_{r=1}^5 c_{2r} reg_{ri} = c_{13}(age_i - 18) + c_{14}(age_i - 18) c_{14} + (age_i - 18)^3 + \\ + \sum_{l=1}^2 (\tilde{n}_{3l} lev_{li}(age_i - 18) + \tilde{n}_{4l} lev_{li}(age_i - 18)^2 + c_{5l} lev_{li}(age_i - 18)^3) + \quad (4.2) \\ + \sum_{f=1}^9 \tilde{n}_{6f} lev_{li} fld_{fi} + \sum_{f=1}^9 \tilde{n}_{7f} lev_{2i} fld_{fi}],$$

где $un_i = 1$ для безработных и 0 для занятых, F — функция распределения нормального закона, а переменные соответствуют используемым в уравнении (4.1).

Респондент относился к безработным по критерию самоопределения, т.е. исходя из ответа на вопрос анкеты РМЭЗ 09 «Какой ответ лучше всего описывает Ваше основное занятие в настоящее время?». К категории безработных были отнесены те респонденты, которые выбрали вариант ответа 8 «временно не работаю по другим причинам и ищу работу».

Таблица 4.3

**Результаты оценивания регрессионных моделей зависимости
вероятности безработицы от полученного образования для мужчин**

Независимая переменная	M4.9	M4.10	M4.11
reg_1	0.506***	0.512***	0.502***
reg_2	-0.315		-0.333
reg_3	0.007		0.007
reg_4	0.188*	0.189*	0.169
reg_5	0.474***	0.473***	0.471***
$age-18$	-0.157***	-0.155***	-0.134***
$(age-18)^2/10$	0.069***	0.071***	0.058***
$(age-18)^3/1000$	-0.093***	-0.099***	-0.079***
$lev_1 \times (age-18)$	-0.001		-0.064***
$lev_1 \times (age-18)^2/10$	0.010		0.040**
$lev_1 \times (age-18)^3/1000$	-0.022		-0.064**
$lev_2 \times (age-18)$	-0.072	-0.051***	-0.080
$lev_2 \times (age-18)^2/10$	0.017	0.011***	0.021
$lev_2 \times (age-18)^3/1000$	-0.003		-0.009
lev_1	-0.373	-0.255***	
lev_2	0.206		
$lev_1 \times fld_1$			-0.125
$lev_1 \times fld_2$			0.291
$lev_1 \times fld_3$			0.289
$lev_1 \times fld_4$			0.079
$lev_1 \times fld_5$			-0.344
$lev_1 \times fld_6$			0.461
$lev_1 \times fld_7$			-0.020
$lev_1 \times fld_8$			-0.091
$lev_1 \times fld_9$			-0.025
$lev_2 \times fld_1$			0.215
$lev_2 \times fld_2$			-0.070
$lev_2 \times fld_3$			0.499
$lev_2 \times fld_4$			-0.302
$lev_2 \times fld_5$			0.399
$lev_2 \times fld_6$			0.374
$lev_2 \times fld_7$			0.105
$lev_2 \times fld_8$			-0.063
$lev_2 \times fld_9$			0.439
постоянная	-0.222	-0.269**	-0.352**
R^2 Макфадлена	0.078	0.076	0.083

Примечание. Количество наблюдений – 4297. *, **, *** – значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Таблица 4.4

**Результаты оценивания регрессионных моделей зависимости
вероятности безработицы от полученного образования для женщин**

Независимая переменная	M4.12	M4.13	M4.14	M4.15
reg_1	0.364***	0.372***	0.364***	0.366***
reg_2	0.368**	0.388**	0.381**	0.384**
reg_3	-0.019		-0.004	
reg_4	0.441***	0.456***	0.469***	0.471***
reg_5	0.402***	0.416***	0.438***	0.440***
$age-18$	-0.193***	-0.171***	-0.129***	-0.136***
$(age-18)^2/10$	0.106***	0.093***	0.072***	0.078***
$(age-18)^3/1000$	-0.181***	-0.159***	-0.130***	-0.142***
$lev_1 \times (age-18)$	0.068		-0.048	-0.036**
$lev_1 \times (age-18)^2/10$	-0.039		0.019	0.009*
$lev_1 \times (age-18)^3/1000$	0.067		-0.020	
$lev_2 \times (age-18)$	-0.086	-0.077***	-0.211***	-0.204***
$lev_2 \times (age-18)^2/10$	0.027	0.018***	0.094***	0.088***
$lev_2 \times (age-18)^3/1000$	-0.014		-0.117*	-0.105*
lev_1	-0.766**	-0.428***		
lev_2	-0.049			
$lev_1 \times fld_1$			-0.166	-0.172
$lev_1 \times fld_2$			-0.325	-0.336
$lev_1 \times fld_3$			-0.136	-0.146
$lev_1 \times fld_4$			-0.345**	-0.352**
$lev_1 \times fld_5$			-0.317**	-0.325**
$lev_1 \times fld_6$			0.040	0.028
$lev_1 \times fld_7$			0.311	0.308
$lev_1 \times fld_8$			-0.113	-0.120
$lev_2 \times fld_1$			0.688***	0.686***
$lev_2 \times fld_3$			0.778*	0.776*
$lev_2 \times fld_5$			0.736***	0.733***
$lev_2 \times fld_6$			0.692**	0.690**
$lev_2 \times fld_7$			0.465	0.462
$lev_2 \times fld_8$			0.273	0.270
$lev_2 \times fld_9$			0.293	0.290
постоянная	-0.083	-0.228	-0.433***	-0.428***
R^2 Макфаллена	0.118	0.117	0.128	0.128

Примечание. Количество наблюдений – 4220. *, **, *** – значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Результаты оценивания различных модификаций (M4.9-M4.15) базового уравнения (4.2) (таблицы 4.3 и 4.4) свидетельствуют, что вероятность безработицы максимальна для молодежи и убывает с увеличением возраста. При этом получение среднего профессионального и высшего образования существенно снижает вероятность безработицы как для мужчин, так и для женщин.

Гипотеза о том, что вероятность мужской безработицы не зависит от переменных взаимодействия уровня образования и направления подготовки, не отвергается для спецификации M4.11 даже на уровне значимости 50%. Таким образом, зависимость риска безработицы от полученной образовательной специальности для мужчин не просматривается. В то же время гипотеза о том, что вероятность женской безработицы не зависит от переменных взаимодействия уровня образования и направления подготовки, отвергается для спецификации M4.14 на уровне 2,5%. Поэтому при анализе рисков инвестирования в образовательный капитал зависимость вероятности женской безработицы от полученной специальности учитывать следует. Наибольшие гарантии занятости для женщин при получении среднего профессионального образования обеспечивают медицинские и экономические специальности, при получении высшего образования — медицинские специальности и специальности в области информационных и коммуникационных технологий.

Оценку эффективности инвестиций в получение различных образовательных специальностей можно провести как на основе информации об ожидаемых трудовых доходах в течение жизненного цикла, так и с учетом дополнительной информации о затратах на получение образования, включая альтернативные издержки использования времени обучающегося. Преимуществом первого подхода являются большая достоверность используемых данных и меньший набор достаточно произвольных допущений, преимуществом второго подхода — более комплексный и многофакторный подход к учету баланса издержек и выгод получения образования.

Для реализации первого подхода воспользуемся показателем приведенной на момент достижения возраста 17 лет (т.е. окончания средней школы) стоимости ожидаемых доходов от трудовой деятельности, оцененным при задании ряда допущений.

Предположим, что получение высшего образования предусматривает последовательное завершение программ бакалавриата и магистратуры, причем абитуриент поступает на программу очного бакалавриата в 17 лет и заканчивает ее в 21 год, после чего сразу поступает на программу очной магистратуры и заканчивает ее в 23 года. При этом во время учебы в бакалавриате студент не работает, а во время учебы в магистратуре совмещает обучение с оплачиваемой работой на $r = 0.5$ ставки. Кроме того, возможность получения доходов от трудовой деятельности зависит от вероятности дожития до соответствующего возраста g с 17 лет

pl_g^l , которая определяется дифференцированно для лиц мужского и женского пола на основе данных демографических таблиц смертности¹. Также предполагается, что в 66 лет трудовая деятельность завершается. Влияние трудовых доходов на размер пенсии не учитывается.

Ожидаемые месячные доходы от трудовой деятельности в течение двух лет обучения в магистратуре определим как

$$LIM_{m,g}^p = pl_g^l \times r \times (1 - puh_g^p) \times wh_g^h,$$

где puh_g^p – вероятность безработицы для лиц с высшим образованием возраста g в административных центрах субъектов федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), определяемая с использованием регрессионной модели М4.10 для мужчин и М4.15 для женщин, wh_g^p – размер заработной платы лиц с высшим образованием возраста g в областных центрах, рассчитываемый по регрессионной модели М4.4 для мужчин и М4.8 для женщин.

При этом предполагалось, что оптимальный вариант занятости для очного магистранта – совмещение учебы с работой на $r=0,5$ ставки, а вероятность получения работы магистрантом, желающим работать, считалась не равной единице, а зависящей от вероятности безработицы. Тогда трудовой доход магистранта можно определить как произведение зарплаты, соответствующей $r = 0,5$ ставки, и вероятности получить работу в случае ее активного поиска (которая оценивалась как 1 – вероятность безработицы).

Данное допущение – одно из множества возможных. Однако поскольку доходы от трудовой деятельности во время двух лет обучения в очной магистратуре составляют лишь незначительную часть совокупных доходов от трудовой деятельности за весь жизненный цикл, результирующие выводы не являются чувствительными к этому допущению.

При определении ожидаемого уровня трудовых доходов учитывалось, что математическое ожидание логарифма заработной платы не равно логарифму математического ожидания заработной платы, и делалась поправка $wh_g^p = \exp(\ln(\hat{wh}_g) + \sigma_e^2 / 2)$, где $\ln(\hat{wh}_g)$ – прогноз логарифма заработной платы по регрессионной модели для человека возраста g , σ_e – стандартная ошибка регрессионной модели. Это поправка обоснована для случая гомоскедастичных нормально распределенных случайных ошибок, в настоящем исследовании она используется как разумное приближение. Мы допускаем нарушение этих предпосылок, но точно установить вид распределения в условиях гетероскедастичности затруднительно, как и определить характер зависимости дисперсии

¹ Human mortality database. URL: <http://mortality.org/cgi-bin/hmd/country.php?cntr=RUS&level=1>.

случайной ошибки от объясняющих переменных — попытки сделать это могут как улучшить результаты, так и привести к новым неточностям.

Ожидаемые месячные доходы от трудовой деятельности после выпуска из магистратуры определим как

$$LIM_{h,g}^p = pl_g \times \left[wh_g^p \times (1 - puh_g^p) + b \times puh_g^p \right],$$

где b — величина пособия по безработице, которая принималась равной 1000 руб./мес. (что соответствует модальному и медианному значениям пособия по безработице по данным используемой выборки).

Тогда приведенная стоимость ожидаемых доходов от трудовой деятельности для лиц с высшим образованием определяется как

$$LILH = \sum_{g=22}^{23} \frac{LIM_{m,g}^p \times 12}{(1+k)^{g-17}} + \sum_{g=24}^{65} \frac{LIM_{h,g}^p \times 12}{(1+k)^{g-17}}, \quad (4.3)$$

где реальная ставка дисконтирования k принимается равной 3% годовых.

Ставка дисконтирования задавалась достаточно произвольно. Теоретически можно провести расчеты и при других реальных ставках дисконтирования, а также при введении различных допущений о реальных темпах прироста средней заработной платы по экономике во времени (согласно допущениям формулы (4.3) они считаются равными нулю, т.е. предполагается, что в будущем реальные заработные платы вследствие повышения производительности труда в целом по экономике расти не будут) и отказе от поправок на вероятность дожития до различных возрастов. Однако варьирование этих допущений не повлияет на сравнительные оценки финансовой привлекательности различных образовательных траекторий, что представляет главный интерес в рамках проводимого анализа. Абсолютные значения приведенных доходов от трудовой деятельности при разных ставках дисконтирования и других допущениях будут отличаться, причем достаточно заметно, но их конкретные значения не являются существенными при обосновании выводов данной главы монографии.

При определении ожидаемых доходов от трудовой деятельности в случае получения среднего профессионального образования предположим, что абитуриент поступает на программу среднего профессионального образования в 15 лет после завершения 9 классов средней школы и обучается на ней в течение 3 лет. Во время обучения в техникуме или колледже студент не работает.

Ожидаемые месячные доходы от трудовой деятельности после выпуска из учреждения среднего профессионального образования определим как

$$LIM_{c,g}^p = pl_g \times \left[wc_g^p \times (1 - puc_g^p) + b \times puc_g^p \right],$$

где puc_g^p – вероятность безработицы для лиц со средним профессиональным образованием возраста g в областных центрах (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), определяемая с использованием регрессионной модели М4.10 для мужчин и М4.15 для женщин, wc_g^p – размер заработной платы лиц со средним профессиональным образованием возраста g в областных центрах, рассчитываемый по регрессионной модели М4.4 для мужчин и М4.8 для женщин. Как и для лиц с высшим образованием, при расчете ожидаемого уровня заработной платы лиц со средним профессиональным образованием на основе оценок параметров полулогарифмической модели (4.1) делается поправка на стандартную ошибку регрессии.

Тогда приведенная стоимость ожидаемых доходов от трудовой деятельности для лиц со средним профессиональным образованием определяется как

$$LILC = \sum_{g=19}^{65} \frac{LIM_{c,g}^p \times 12}{(1+k)^{g-17}},$$

где реальная ставка дисконтирования k также была принята равной 3% годовых. Для обеспечения сопоставимости с результатами расчетов для лиц с высшим образованием приведение ожидаемых трудовых доходов осуществлялось к возрасту 17 лет.

Результаты проведенных расчетов позволили получить оценки приведенной стоимости ожидаемых доходов от трудовой деятельности, представленные в таблице 4.5.

Таблица 4.5

Приведенная стоимость ожидаемых доходов от трудовой деятельности при реальной ставке дисконтирования 3% годовых, дифференцированная по уровням образования и направлениям подготовки, тыс. руб.

Специальности	Мужчины		Женщины	
	Среднее образование	Высшее образование	Среднее образование	Высшее образование
технические	7264.2	9481.4	5137.1	6198.5
ИКТ	8049.4	10783.1	6669.8	6398.8
в сфере услуг	6843.0	8448.1	5242.0	6917.8
медицинские	6707.3	10381.9	5647.8	7457.4
экономические	6155.2	9093.0	5290.4	6895.7
юридические	5983.4	8885.5	5281.6	6967.4
гуманитарные	7822.8	9290.8	4532.7	6703.3
педагогические	8251.0	7349.6	5410.0	6738.2
аграрные	6462.3	8696.4	5660.8	6733.6

Как и следовало ожидать, ранжирование вариантов получения образования по степени финансовой привлекательности на основании данных таблицы 4.5 соответствует их ранжированию на основании данных таблиц 4.1 и 4.2. Еще раз отметим, что наиболее привлекательной в финансовом плане образовательной траекторией для мужчин является получение высшего образования в области информационных и коммуникационных технологий, а для женщин – получение высшего медицинского образования.

Для демонстрации нечувствительности результирующих выводов к выбору ставки дисконтирования приведем также расчеты приведенной стоимости ожидаемых доходов мужчин от трудовой деятельности при выборе различных образовательных траекторий для значений реальной ставки дисконтирования 1,5% и 4,5% (таблица 4.6).

Таблица 4.6

**Приведенная стоимость ожидаемых доходов
от трудовой деятельности мужчин при реальных ставках
дисконтирования 1,5% и 4,5% годовых, дифференцированная
по уровням образования и направлениям подготовки, тыс. руб.**

Специальности	Среднее образование		Высшее образование	
	Ставка 1,5%	Ставка 4,5%	Ставка 1,5%	Ставка 4,5%
технические	9500.9	5727.2	12364.5	7472.2
ИКТ	10528.3	6346.1	14062.6	8498.2
в сфере услуг	8949.8	5395.2	11016.8	6657.9
медицинские	8772.3	5288.3	13538.9	8181.7
экономические	8050.0	4853.1	11857.8	7166.0
юридические	7825.1	4717.7	11587.2	7002.5
гуманитарные	10231.8	6167.5	12115.9	7321.9
педагогические	10791.9	6504.9	9584.1	5792.2
аграрные	8451.8	5095.2	11340.6	6853.5

Приведенная стоимость ожидаемых доходов от трудовой деятельности заметно повышается при уменьшении ставки дисконтирования и снижается при увеличении ставки дисконтирования, однако ранги различных образовательных траекторий по уровню ожидаемых доходов при изменении ставки дисконтирования остаются неизменными. Поэтому выбор ставки дисконтирования не влияет на оценку сравнительной привлекательности различных образовательных траекторий по уровню ожидаемых доходов.

Для того, чтобы определить доходность инвестиций в образование в относительном выражении (т.е. рассчитать IRR) и оценить показатели частной и бюджетной эффективности инвестиций в образование с учетом не только финансовых выгод, но и издержек получения об-

разования, необходимо ввести допущения по поводу состава и размера этих издержек по годам жизненного цикла.

Предположим, что основные издержки обучения для самого студента (и членов его семьи) включают упущенные за время обучения доходы от оплачиваемой трудовой деятельности и плату за обучение по договору (за исключением студентов, поступивших по конкурсу на бюджетные места). Для студентов-бюджетников упущенные доходы от оплачиваемой трудовой деятельности отчасти компенсируются стипендией. В качестве основных выгод получения образования будем рассматривать прирост заработной платы и снижение вероятности безработицы благодаря приобретенной квалификации.

Стоимость обучения для платных студентов бакалавриата примем равной $f_1 = 130$ тыс. руб. в год, для платных студентов магистратуры – $f_2 = 170$ тыс. руб. в год согласно данным сайта Study in Russia» Минобрнауки России¹. Размер стипендии и для студентов бакалавриата, и для студентов магистратуры примем равным $s = 16$ тыс. руб. в год.

Исходя из сделанных допущений чистые частные годовые издержки обучения в бакалавриате для студентов-бюджетников можно рассчитать как

$$NPC_{bb} = pl_g \times \left[s - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p - 12 \times pus_g^p \times b \right],$$

где pus_g^p – вероятность безработицы для лиц без высшего и среднего профессионального образования возраста g в административных центрах субъектов федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), ws_g^p – размер заработной платы лиц без высшего и среднего профессионального образования возраста g в административных центрах субъектов федерации, b – величина пособия по безработице, которая принималась равной 1000 руб./мес. (что соответствует модальному и медианному значениям пособия по безработице по данным используемой выборки).

При определении альтернативных издержек обучения, связанных с потерей доходов от трудовой деятельности в связи с занятостью учебной, будем учитывать, что математическое ожидание логарифма заработной платы не равно логарифму математического ожидания заработной платы, и сделаем поправку $ws_g^p = \exp(\ln(ws_g) + \sigma_e^2 / 2)$, где $\ln(ws_g)$ – прогноз логарифма заработной платы по регрессионной модели для человека без высшего и среднего профессионального образования возраста g , σ_e – стандартная ошибка регрессионной модели.

¹ URL: <http://studyinrussia.ru/study-in-russia/cost-of-education-in-russia/>.

Чистые частные годовые издержки обучения в бакалавриате для студентов, обучающихся по договору, рассчитаем как

$$NPC_{bp} = pl_g \times \left[-f_1 - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p - 12 \times pus_g^p \times b \right],$$

где $f_1 = 130$ тыс. руб./год – плата за обучение по договору на программах бакалавриата.

Чистые частные годовые издержки обучения в магистратуре для магистрантов-бюджетников определим как

$$NPC_{mb} = pl_g \times \left[s - 12 \times (1 - r) \times [(1 - puh_g^p) \times wh_g^p + puh_g^p \times b] \right],$$

где puh_g^p – вероятность безработицы для лиц с высшим образованием возраста g в административных центрах субъектов Федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), wh_g^p – размер заработной платы лиц с высшим образованием возраста g в административных центрах субъектов Федерации. При расчете ожидаемого уровня заработной платы wh_g^p , как и при расчете ws_g^p , делается поправка на стандартную ошибку регрессии.

При этом предполагается, что оптимальный вариант занятости для очного магистранта – совмещение учебы с работой на $r = 0.5$ ставки, а вероятность получения работы магистрантом, желающим работать, считается не равной единице, а зависящей от вероятности безработицы. Данное допущение является одним из ряда возможных. Однако поскольку доходы от трудовой деятельности во время двух лет обучения в очной магистратуре составляют лишь незначительную часть совокупных доходов от трудовой деятельности за весь жизненный цикл, результирующие выводы не являются чувствительными к этому допущению.

Чистые частные годовые издержки обучения в магистратуре для магистрантов, обучающихся по договору, рассчитаем как

$$NPC_{mp} = pl_g \times \left[-f_2 - 12 \times (1 - r) \times [(1 - puh_g^p) \times wh_g^p + puh_g^p \times b] \right],$$

где $f_2 = 170$ тыс. руб./год – плата за обучение по договору на программах магистратуры.

Чистые частные выгоды от инвестиций в получение высшего образования определим как

$$NB_h = pl_g \times 12 \times \left[wh_g^p \times (1 - puh_g^p) - ws_g^p \times (1 - pus_g^p) + b \times (puh_g^p - pus_g^p) \right].$$

Эти расчетные годовые выгоды, учитываемые начиная с первого года после окончания магистратуры, одинаковы для всех выпускни-

ков вне зависимости от источника финансирования их образования (бюджет или договор).

При использовании реальной ставки дисконтирования $k = 3\%$ /год и оценок параметров регрессионных моделей М4.2, М4.6, М4.9 и М4.13, не учитывающих дифференциацию зарплат и вероятности безработицы с учетом направления подготовки, на основе прогнозируемых значений чистых издержек и выгод получения образования в течение жизненного цикла можно получить оценки частной эффективности инвестиций в получение высшего образования за счет средств бюджета и на договорной основе, представленные в таблице 4.7.

Таблица 4.7

**Показатели частной эффективности инвестиций
в получение высшего образования**

Пол	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс.руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
мужской	8.4	1394.0	4.4	539.7
женский	9.8	1446.6	4.7	589.1

Результаты расчетов свидетельствуют, что в современных российских условиях инвестиции в получение высшего образования для самих обучающихся достаточно хорошо окупаются как в случае финансирования обучения за счет средств федерального бюджета, так и при необходимости вносить плату за обучение по договору. Показатели эффективности инвестиций в образование для лиц мужского и женского пола достаточно близки по своей абсолютной величине, но все же немного выше для женщин. Женщины характеризуются более длительной ожидаемой продолжительностью жизни, позволяющей получать выгоды от инвестиций в образование в течение более длительного периода, а также более низкими значениями упущенных доходов от трудовой деятельности в течение периода получения образования (и, соответственно, более низкими издержками формирования образовательного капитала), но как общий уровень доходов от трудовой деятельности, так и их ожидаемый прирост после получения высшего образования больше для мужчин. Эти факторы в основном взаимно компенсируют друг друга.

Следует также учитывать, что в наших расчетах (таблица 4.6) не принималась во внимание такая составляющая выгод получения высшего образования мужчинами, как возможность получения отсрочки от службы в армии. Для многих студентов вузов и их родителей она имеет существенное значение.

Использование оценок параметров регрессионных моделей М4.4, М4.8, М4.10 и М4.15 позволяет получить дифференцирован-

ные по профилям образования показатели эффективности частных инвестиций в получение высшего образования, представленные в таблицах 4.8 и 4.9.

Таблица 4.8

Показатели частной эффективности инвестиций в получение высшего образования для мужчин с учетом профиля образования

Специальности	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	9.5	1684.9	5.2	830.7
ИКТ	12.4	2738.0	7.4	1883.7
в сфере услуг	6.7	849.2	3.0	–5.0
медицинские	11.5	2413.2	6.7	1558.9
экономические	8.5	1370.8	4.4	516.5
юридические	8.0	1202.9	4.0	348.7
гуманитарные	9.0	1530.8	4.8	676.5
педагогические	2.8	–39.2	–0.2	–893.5
аграрные	7.5	1050.0	3.6	195.7

Таблица 4.9

Показатели частной эффективности инвестиций в получение высшего образования для женщин с учетом профиля образования

Специальности	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	8.5	1041.6	3.6	184.0
ИКТ	9.1	1175.6	4.0	318.0
в сфере услуг	10.8	1651.1	5.2	793.5
медицинские	12.1	2056.7	6.2	1199.1
экономические	10.7	1629.3	5.2	771.7
юридические	10.9	1686.0	5.3	828.4
гуманитарные	10.1	1449.9	4.7	592.3
педагогические	10.2	1468.8	4.8	611.2
аграрные	10.1	1465.9	4.8	608.3

Результаты расчетов демонстрируют, что наибольшую отдачу для мужчин приносит получение высшего образования по профилю информационных и коммуникационных технологий и медицинскому профилю, а для женщин – по медицинскому профилю, что в целом согласуется с ранее полученными выводами. Явно неэффективным по финансовому критерию выбором для мужчин является получение высшего педагогического образования, которое обеспечивает отрица-

тельную величину NPV даже для лиц, занимающих бюджетные места. Достаточно низкую отдачу приносит мужчинам получение высшего образования по профилю сферы услуг, особенно платного. Дифференциация норм отдачи на инвестиции в высшее образование в зависимости от выбранного профиля для женщин существенно меньше, чем для мужчин.

В то же время следует отметить, что выполненные расчеты не учитывают сложившуюся тенденцию к росту доли занятых с высшим образованием, обусловленную существенными различиями в образовательной структуре демографических когорт, входящих на рынок труда и его покидающих. По оценкам экспертов¹, в перспективе это может привести к снижению отдачи от высшего образования. Долгосрочное прогнозирование динамики спроса и предложения на рынке труда специалистов с различными профилями образования и оценка влияния этих процессов на отдачу от образования требует проведения специальных исследований, которые выходят за рамки настоящей работы.

Кроме того, следует отметить, что плата за обучение в действительности зависит от избранного направления подготовки, однако при расчете показателей эффективности инвестиций в образование принималась одинаковой для всех направлений подготовки в связи с отсутствием у авторов сводных данных по стоимости обучения в разрезе направлений подготовки. Наконец, используемая ставка дисконтирования не включает премии за риск, несмотря на то, что широта диапазона возможных траекторий доходов от трудовой деятельности для лиц, получивших высшее образование по различным направлениям подготовки, различается.

Теперь попробуем выяснить, какую отдачу приносят инвестиции бюджетных средств в подготовку студентов в вузах и формирование их человеческого капитала.

По данным Института статистических исследований и экономики знаний НИУ ВШЭ², государственные расходы на высшее и послевузовское профессиональное образование в расчете на одного обучающегося в 2015 г. составляли $f_b = 330,8$ тыс. руб. Помимо этих прямых расходов, косвенные издержки государственного бюджета, связанные с обучением студентов на бюджетных местах в вузах, включают упущенные налоги и страховые взносы в государственные внебюджетные фонды, которые могли бы быть получены, если бы студенты работали, а не учились на очной форме обучения (поскольку при проведении

¹ Российский работник: образование, профессия, квалификация // под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшниковой. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2011.

² Индикаторы образования: 2017. М.: НИУ ВШЭ, 2017.

расчетов используется предположение, что бакалавры-очники не работают). Отчасти эти косвенные издержки компенсируются уменьшением пособий по безработице, которые не нужно выплачивать студентам (скорректированным на вероятность безработицы для лиц со средним общим образованием соответствующего возраста).

Исходя из сделанных допущений чистые годовые расходы государственного бюджета по подготовке бакалавров рассчитывались по формуле

$$NBC_{bb} = pl_g \times \left[-f_b - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p \times (i + t) / (1 - t) + 12 \times pus_g^p \times b \right],$$

где f_b – государственные расходы на подготовку одного студента в год, pus_g^p – вероятность безработицы для лиц без высшего и среднего профессионального образования возраста g в административных центрах субъектов федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), wh_g^p – размер заработной платы лиц без высшего и среднего профессионального образования возраста g в административных центрах субъектов федерации, $i = 0,3$ – ставка страховых взносов в государственные внебюджетные фонды, $t = 0,13$ – ставка налога на доходы физических лиц, b – величина пособия по безработице, которая принималась равной 1000 руб./мес. (что соответствует модальному и медианному значениям пособия по безработице по данным используемой выборки).

Поскольку применительно к магистрантам предполагается возможность частичной занятости и, соответственно, снижение потерь государственного бюджета от упущенных налоговых доходов и страховых взносов в государственные внебюджетные фонды, чистые годовые расходы государственного бюджета по подготовке магистрантов рассчитывались по формуле

$$NBC_{mb} = pl_g \times \left[-f_b - 12 \times (1 - r) \times (1 - puh_g^p) \times wh_g^p \times (i + t) / (1 - t) + puh_g^p \times b \right],$$

где $r = 0,5$ – доля ставки, на которую работает магистрант-очник, puh_g^p – вероятность безработицы для лиц с высшим образованием возраста g в административных центрах субъектов федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), wh_g^p – размер заработной платы лиц с высшим образованием возраста g в административных центрах субъектов федерации.

Чистые бюджетные выгоды от инвестиций бюджетных средств в подготовку специалистов с высшим образованием обусловлены тем, что у таких специалистов выше заработная плата и ниже вероятность безработицы по сравнению со специалистами со средним общим образованием. Поэтому подготовка специалистов с высшим образованием позволяет обеспечить сокращение расходов государственного бюджета

по выплате пособий по безработице и увеличить поступления налогов на доходы физических лиц и страховых взносов в государственные внебюджетные фонды.

Начиная с года, следующего за годом выпуска из магистратуры, чистые выгоды государственного бюджета от подготовки специалистов с высшим образованием рассчитывались по формуле

$$NBB_h = pl_g \times 12 \times \left[\frac{(wh_g^p \times (1 - puh_g^p) - ws_g^p \times (1 - pus_g^p)) \times (i + t) / (1 - t) + b \times (pus_g^p - puh_g^p)}{1} \right]$$

При использовании реальной ставки дисконтирования $k = 3\%$ /год и оценок параметров регрессионных моделей М4.2, М4.6, М4.10 и М4.13, не учитывающих дифференциацию зарплат и вероятности безработицы с учетом специфики направления подготовки, на основе прогнозируемых значений чистых издержек и выгод государственного бюджета от подготовки специалиста с высшим образованием в течение его жизненного цикла можно получить оценки показателей бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов с высшим образованием, представленные в таблице 4.10.

Таблица 4.10

Показатели бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов с высшим образованием

Пол	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
мужской	5,5	1264,4
женский	4,9	1010,0

Таким образом, в российских условиях бюджетные инвестиции в подготовку специалистов с высшим образованием окупаются за счет прироста налоговых доходов и страховых взносов лиц с высшим образованием по отношению к лицам со средним общим образованием. С этой точки зрения сокращение расходов на финансирование высшего образования из государственного бюджета не выглядит рациональным и обоснованным решением.

Более высокие значения показателей бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов с высшим образованием применительно к лицам мужского пола обусловлены превышением среднего уровня зарплат мужчин над средним уровнем зарплат женщин, что не компенсируется даже более высокой ожидаемой продолжительностью жизни женщин при равных подушевых затратах на финансирование обучения студентов из государственного бюджета.

Использование оценок параметров регрессионных моделей М4.4, М4.8, М4.10 и М4.15 позволяет получить дифференцированные

по направлениям подготовки показатели бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов с высшим образованием, представленные в таблице 4.11.

Таблица 4.11

**Показатели бюджетной эффективности инвестиций
в подготовку специалистов с высшим образованием в разрезе
профилей образования**

Специальности	Подготовка мужчин		Подготовка женщин	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	6.2	1682.9	3.8	378.7
ИКТ	8.7	3294.7	4.3	615.5
в сфере услуг	3.9	403.8	5.5	1300.4
медицинские	8.0	2797.6	6.6	1961.8
экономические	5.4	1202.1	5.4	1270.8
юридические	4.9	945.2	5.6	1360.9
гуманитарные	5.8	1447.0	5.0	1016.1
педагогические	0.5	-956.1	5.1	1054.4
аграрные	4.5	711.1	5.1	1049.1

При реальной ставке дисконтирования 3% годовых подготовка кадров с высшим образованием за счет бюджетных средств для большинства направлений подготовки окупается в долгосрочном периоде благодаря приросту налоговых доходов. Исключением выступает подготовка педагогов мужского пола – их последующие крайне низкие доходы от трудовой деятельности не позволяют сгенерировать поток налоговых платежей, покрывающих в долгосрочном периоде с учетом дисконтирования затраты бюджетных средств на финансирование их подготовки по программе высшего образования. В то же время следует отметить, что проведенные расчеты не учитывают различие расходов бюджетных средств на одного студента в разрезе направлений подготовки в связи с отсутствием соответствующих данных, что приводит к определенному смещению результирующих оценок показателей бюджетной эффективности инвестиций.

Для оценки эффективности инвестиций в получение среднего профессионального образования сделаем допущение, что абитуриент поступает в учреждение среднего профессионального образования после завершения 11 классов средней школы в возрасте 17 лет и обучается там в течение двух лет до достижения возраста 19 лет. Безусловно, возможны и другие образовательные траектории, позволяющие получить диплом о среднем профессиональном образовании, но этот вариант был выбран для обеспечения наибольшей сопоставимости с построенными выше оценками показателей эффективности инве-

стиций в получение высшего образования. При этом предполагалось, что во время обучения в техникуме или колледже студент не работает.

Стоимость обучения в учреждении СПО на договорной основе была принята равной $f_0 = 47.5$ тыс. руб. в год. Размер стипендии в техникумах и колледжах был принят равным $s_0 = 5.844$ тыс. руб. в год.

Исходя из сделанных допущений чистые годовые частные издержки обучения в учреждениях СПО для лиц, проходящих обучение за счет бюджетных средств, рассчитывались по формуле

$$NC_{cb} = pl_g \times [s_0 - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p - 12 \times pus_g^p \times b].$$

Чистые частные издержки обучения в учреждениях СПО для лиц, обучающихся по договору, рассчитывались по формуле

$$NC_{cp} = pl_g \times [-f_0 - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p - 12 \times pus_g^p \times b].$$

Чистые частные выгоды от инвестиций в получение среднего профессионального образования рассчитывались по формуле

$$NB_c = pl_g \times 12 \times [wc_g^p \times (1 - pic_g^p) - ws_g^p \times (1 - pus_g^p) + b \times (pic_g^p - pus_g^p)],$$

где pic_g^p – вероятность безработицы для лиц со средним профессиональным образованием возраста g в административных центрах субъектов федерации (кроме Москвы и Санкт-Петербурга), wc_g^p – размер заработной платы лиц со средним профессиональным образованием возраста g в административных центрах субъектов федерации.

При использовании реальной ставки дисконтирования $k = 3\%$ /год и регрессионных моделей М4.2, М4.6, М4.10 и М4.13, не учитывающих дифференциацию зарплат и вероятности безработицы с учетом направления подготовки, на основе прогнозируемых значений чистых издержек и выгод получения образования в течение жизненного цикла можно получить оценки частной эффективности инвестиций в получение среднего профессионального образования за счет средств бюджета и на договорной основе, представленные в таблице 4.12.

Таблица 4.12

Показатели частной эффективности инвестиций в получение среднего профессионального образования

Пол	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
мужской	7.1	287.9	5.2	186.1
женский	7.8	265.1	4.8	121.1

Уровень частной доходности инвестиций в получение среднего профессионального образования, измеренный с помощью показателя IRR, оказывается немного ниже в сравнении с доходностью инвестиций в получение высшего образования при финансировании получения образования за счет бюджетных средств и немного выше в сравнении с доходностью инвестиций в получение высшего образования в случае оплаты обучения по договору (таблица 4.7). Однако чистый дисконтированный доход от инвестиций в получение среднего профессионального образования существенно ниже в сравнении с обеспечиваемым инвестициями в получение высшего образования. По этому критерию, отражающему прирост уровня индивидуального благосостояния за весь жизненный цикл, получение высшего образования является более рациональным личным выбором индивидуальной образовательной траектории в современных российских условиях.

Использование оценок параметров регрессионных моделей M4.4, M4.8, M4.10 и M4.15 позволяет получить дифференцированные по направлениям подготовки показатели эффективности частных инвестиций в получение среднего профессионального образования, представленные в таблицах 4.13 и 4.14.

Таблица 4.13

**Показатели частной эффективности
инвестиций в получение среднего профессионального
образования для мужчин с учетом специфики
направления подготовки**

Специальности	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	11.6	615.0	8.9	513.2
ИКТ	19.7	1392.8	15.6	1290.9
в сфере услуг	6.3	197.8	4.3	96.0
медицинские	4.2	63.4	2.4	-38.4
экономические	—	-483.4	—	-585.2
юридические	—	-653.6	—	-755.4
гуманитарные	17.4	1168.3	13.8	1066.5
педагогические	21.6	1592.4	17.2	1490.6
аграрные	—	-179.2	—	-281.0

Таблица 4.14

**Показатели частной эффективности инвестиций
в получение среднего профессионального образования
для женщин с учетом специфики направления подготовки**

Специальности	За счет бюджетных средств		По договору	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	9.8	331.3	6.3	195.2
ИКТ	29.6	1768.0	21.5	1529.9
в сфере услуг	11.3	431.1	7.5	287.3
медицинские	17.4	805.8	12.2	638.0
экономические	12.4	470.4	8.3	326.6
юридические	11.3	475.3	7.7	324.6
гуманитарные	-3.8	-220.9	-5.3	-326.5
педагогические	13.5	590.4	9.3	434.4
аграрные	16.2	831.9	11.6	655.5

Результаты расчетов показывают, что дифференциация показателей эффективности инвестиций в получение среднего профессионального образования в разрезе профилей образования существенно выше, чем на уровне высшего образования. Наибольшую отдачу мужчинам приносит получение среднего профессионального образования по профилю информационных и коммуникационных технологий, педагогики и гуманитарной сферы, причем обеспечиваемый этими профилями чистый дисконтированный доход соответствует среднему значению NPV инвестиций в получение высшего образования. В то же время получение мужчинами среднего юридического, экономического и аграрного образования ухудшает перспективы получения доходов от трудовой деятельности в сравнении с вариантом получения среднего общего образования. IRR в данном случае определить не удастся, потому что при любых ставках дисконтирования NPV отрицателен.

Наибольшую отдачу женщинам приносит получение среднего образования по профилю информационных и коммуникационных технологий. Причем NPV, обеспечиваемый этой образовательной траекторией, для женщин оказывается выше NPV, обеспечиваемого получением высшего образования по данному профилю. Наименее эффективно по финансовому критерию получение женщинами среднего гуманитарного образования, которое ухудшает перспективы получения трудовых доходов в сравнении с вариантом получения среднего общего образования. В то же время получение среднего юридического,

экономического и аграрного образования для женщин, в отличие от мужчин, приносит вполне приемлемую финансовую отдачу.

При этом следует учитывать, что приведенные в таблицах 4.13 и 4.14 результаты расчетов не учитывают различие продолжительности и стоимости обучения в разрезе различных направлений подготовки, что может приводить к некоторому смещению полученных оценок.

В основе расчета эффективности инвестиций бюджетных средств в среднее профессиональное образование положим следующие допущения.

По данным Института статистических исследований и экономики знаний НИУ ВШЭ¹, прямые государственные расходы на среднее профессиональное образование в расчете на одного обучающегося в 2015 г. составляли $f_c = 101,1$ тыс. руб. Косвенные издержки государственного бюджета, связанные с обучением студентов на бюджетных местах в учреждениях среднего профессионального образования, включают упущенные налоги и страховые взносы в государственные внебюджетные фонды. Тогда чистые годовые расходы государственного бюджета в расчете на одного обучающегося в учреждении СПО можно рассчитывать по формуле

$$NBC_{cb} = p l_g \times [-f_c - 12 \times (1 - pus_g^p) \times ws_g^p \times (i + t) / (1 - t) + 12 \times pus_g^p \times b].$$

Чистые бюджетные выгоды от инвестиций бюджетных средств в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием обусловлены тем, что у таких специалистов выше заработная плата и ниже вероятность безработицы по сравнению со специалистами со средним общим образованием. Начиная с года, следующего за годом выпуска из учреждения СПО, чистые выгоды государственного бюджета от подготовки специалистов со средним профессиональным образованием можно рассчитывать по формуле

$$NBB_h = p l_g \times 12 \times [wc_g^p \times (1 - puc_g^p) - ws_g^p \times (1 - pus_g^p)] \times \\ \times (i + t) / (1 - t) + b \times (pus_g^p - puc_g^p).$$

При использовании реальной ставки дисконтирования $k = 3\%$ /год и оценок параметров регрессионных моделей М4.2, М4.6, М4.10 и М4.13, не учитывающих дифференциацию зарплат и вероятности безработицы с учетом специфики направления подготовки, можно получить оценки бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием, представленные в таблице 4.15.

¹ Индикаторы образования: 2017. М.: НИУ ВШЭ, 2017.

Таблица 4.15

Бюджетная эффективность инвестиций в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием

Пол	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
мужской	10,6	616,1
женский	9,7	485,9

Результаты расчетов показывают, что бюджетная эффективность инвестиций в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием в относительном выражении (т.е. по показателю IRR) существенно выше по сравнению с эффективностью бюджетных инвестиций в подготовку специалистов с высшим образованием. Высокая отдача от бюджетных инвестиций в среднее профессиональное образование и наличие острой потребности ряда отраслей российской экономики в квалифицированных специалистах со средним профессиональным образованием свидетельствуют о практической целесообразности увеличения расходов государственного бюджета на финансирование среднего профессионального образования.

Использование оценок параметров регрессионных моделей М4.4, М4.8, М4.10 и М4.15 позволяет получить дифференцированные по направлениям подготовки показатели бюджетной эффективности инвестиций в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием, представленные в таблице 4.16.

Таблица 4.16

Бюджетная эффективность инвестиций в подготовку специалистов со средним профессиональным образованием в разрезе направлений подготовки

Специальности	Подготовка мужчин		Подготовка женщин	
	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.	IRR, % в год	NPV, тыс. руб.
технические	16.3	1096.7	12.1	588.2
ИКТ	26.9	2258.9	34.5	2745.8
в сфере услуг	9.8	473.4	13.6	735.3
медицинские	7.3	272.6	20.9	1309.0
экономические	—	–544.5	15.3	806.3
юридические	—	–798.8	13.3	786.2
гуманитарные	24.0	1923.5	–3.6	–286.7
педагогические	29.4	2557.2	16.1	971.4
аграрные	–3.5	–90.0	18.8	1321.7

Как и применительно к частной эффективности инвестиций в среднее профессиональное образование, финансирование подготовки кадров за счет бюджетных средств приносит наибольшую отдачу в случае получения мужчинами образования в области информационных и коммуникационных технологий, педагогических и гуманитарных наук, а женщинами – в области информационных и коммуникационных технологий и сельского хозяйства. Финансирование подготовки мужчин по экономическим, юридическим и аграрным специальностям и женщин по гуманитарным специальностям не позволяет сгенерировать поток налоговых доходов, окупающих с учетом дисконтирования затраты бюджетных средств на реализацию соответствующих образовательных программ. Поэтому бюджетное финансирование колледжей, осуществляющих подготовку кадров по экономическим и юридическим специальностям, увеличивать нецелесообразно.

В целом проведенные расчеты свидетельствуют, что в современных российских условиях инвестиции как в высшее, так и в среднее профессиональное образование окупаются как для самих обучающихся, так и для государственного бюджета, финансирующего реализацию соответствующих программ. При этом получение высшего образования позволяет российской молодежи значительно более существенно повысить свой человеческий капитал и конкурентоспособность на рынке труда на долгосрочную перспективу, чем получение среднего профессионального образования. Напротив, для государственного бюджета большую отдачу на единицу вкладываемых ресурсов приносит финансирование реализации программ в сфере среднего профессионального образования. Поэтому при определении приоритетов финансирования образования за счет бюджетных средств целесообразно уделять большее внимание развитию среднего профессионального образования.